

Ensayos Económicos | 83

Mayo de 2024

Ganando grados de libertad: El manejo de la política monetaria en LATAM-5

Emiliano Basco, Sebastián Katz, Luis Libonatti

The Real Exchange Rate Role in a Resource-rich Developing Country: Heterogeneous Effects, Structural Bias and Hysteresis

Gabriel Palazzo

Determinantes de la inflación en Argentina, 2004-2022

Pablo de la Vega, Guido Zack, Jimena Calvo, Emiliano Libman

Firm's Price Expectations: An Empirical Analysis using BCRAs' Survey of Business Economic Perspectives

Pedro Elosegui, Máximo Sangiácomo



BANCO CENTRAL
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

Ensayos Económicos | 83

Mayo de 2024

Editor

Mauro Alessandro, BCRA

Comité Editorial

Laura D'Amato, UCEMA - UBA

Marcos Dal Bianco, UBA

Sebastián Katz, BCRA

Secretario Ejecutivo

Federico Grillo, BCRA

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 1850-6046
Edición electrónica

Banco Central de la República Argentina
San Martín 235 / Edificio San Martín Piso 7, Oficina 701 (C1003ABF)
Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina
Tel.: (+5411) 4348-3582/3814
Email: ensayos.economicos@bcra.gob.ar
Página Web: http://www.bcra.gob.ar/PublicacionesEstadisticas/Ensayos_economicos.asp

Fecha de publicación: Mayo de 2024

Diseño de tapa | Gerencia Principal de Comunicación y Relaciones con la Comunidad, BCRA
Diagramación | Subgerencia General de Investigaciones Económicas, BCRA

Ensayos Económicos está orientada a la publicación de artículos de economía de carácter teórico, empírico o de política aplicada, y busca propiciar el diálogo entre las distintas escuelas del pensamiento económico para contribuir a diseñar y evaluar las políticas adecuadas para sortear los desafíos que la economía argentina enfrenta en su proceso de desarrollo. Las opiniones vertidas son exclusiva responsabilidad de los autores y no se corresponden necesariamente con la visión institucional del BCRA o de sus autoridades.

Esta revista apoya el acceso abierto a su contenido bajo el principio de que la libre disponibilidad de la investigación para el público estimula un mayor desarrollo global del intercambio de conocimiento. Para facilitar una mayor difusión y utilización, los artículos se encuentran bajo la licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.



Esta licencia permite copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato, y transformar y construir a partir del material original, mientras no sea con fines comerciales, se mencione el origen del material de manera adecuada, brindando un enlace a la licencia e indicando si se han realizado cambios, y se distribuya bajo la misma licencia del original.

Buenos Aires, 31 de mayo de 2024

En esta nueva edición de Ensayos Económicos, la revista académica del BCRA, presentamos cuatro trabajos. En el primero de ellos, Basco, Katz y Libonatti (BCRA), estiman las funciones de reacción de los Bancos Centrales de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú en el período 2002-2019. A través del estudio de esas funciones de reacción, y de las variables a las que parecen responder sistemáticamente, el objetivo es indagar en qué medida estos Bancos Centrales gozan de mayores márgenes de maniobra en la conducción de su política monetaria.

En el segundo trabajo, Palazzo (Universidad de Sussex) resume su tesis de doctorado, ganadora del Premio Prebisch de 2023. En dicho trabajo, el autor se pregunta ¿cuál es el papel del tipo de cambio real en el desempeño del sector transable en una economía en desarrollo especializada en actividades relacionadas con los recursos naturales? Para responder centra el análisis en los efectos de heterogeneidad del nivel del tipo de cambio real sobre el desempeño de las exportaciones e importaciones de diferentes sectores en Argentina.

En su contribución, de la Vega (Fundar y UNLP), Zack (Fundar, UBA-CONICET y EeYn-UNSAM), Calvo (Fundar) y Libman (Fundar y CONICET) analizan la relación empírica entre la tasa de inflación y sus determinantes próximos en Argentina, utilizando datos trimestrales durante el período 2004-2022 y un enfoque de modelos de vectores de corrección al error.

Finalmente, Elosegui (UdeSA) y Sangiácomo (BCRA) utilizan la Encuesta de Perspectivas Económicas que realiza internamente el BCRA para estimar econométricamente los determinantes del proceso de definición de precios para el mercado doméstico de las empresas. En su indagación, distinguen el impacto de los costos de insumos (domésticos e importados) y el de las variables macroeconómicas (especialmente el tipo de cambio y la inflación) en la dinámica de los precios esperados por las firmas analizadas.

Aprovecho la ocasión para darles la bienvenida a los nuevos miembros de nuestro Comité Editorial, Laura D'Amato (UCEMA, UBA) y Marcos Dal Bianco (UBA). Al mismo tiempo, me gustaría convocar a todos y todas a enviar sus artículos académicos para ser considerados para su eventual publicación en Ensayos Económicos, una tradicional publicación a través de la que el BCRA busca contribuir a enriquecer la discusión sobre teoría y política macroeconómica, moneda y finanzas en nuestro país.



Mauro Alessandro
Editor
Ensayos Económicos - BCRA

Índice

- Pág. 5 | **Ganando grados de libertad: El manejo de la política monetaria en LATAM-5**
Emiliano Basco, Sebastián Katz, Luis Libonatti
- Pág. 51 | **The Real Exchange Rate Role in a Resource-rich Developing Country: Heterogeneous Effects, Structural Bias and Hysteresis**
Gabriel Palazzo
- Pág. 70 | **Determinantes de la inflación en Argentina, 2004-2022**
Pablo de la Vega, Guido Zack, Jimena Calvo, Emiliano Libman
- Pág. 97 | **Firm's Price Expectations: An Empirical Analysis using BCRAs' Survey of Business Economic Perspectives**
Pedro Elosegui, Máximo Sangiácomo

Ganando grados de libertad: El manejo de la política monetaria en LATAM-5

Emiliano Basco

Banco Central de la República Argentina

Sebastián Katz

Banco Central de la República Argentina

Luis Libonatti*

Banco Central de la República Argentina

Resumen

A partir de estimar las funciones de reacción de los Bancos Centrales de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú (LATAM-5) en el período 2002-2019, el presente trabajo indaga en qué medida la adopción de regímenes de metas de inflación permitió a esas economías gozar de mayores márgenes de maniobra en la conducción de su política monetaria. Por un lado, hallamos que las tasas de política responden más que proporcionalmente a los desvíos de la inflación esperada a un año; por otro lado, encontramos que la política monetaria está en condiciones de responder en forma contracíclica a las fluctuaciones del PIB. Sin embargo, nuestros resultados también muestran que algunos de estos Bancos Centrales no son enteramente indiferentes al comportamiento de alguna variable adicional a las postuladas en las reglas de Taylor convencionales. En particular, encontramos evidencia de que en la mayoría de los casos las autoridades monetarias responden en forma positiva y sistemática a los movimientos de la tasa de política de la FED. ¿Es esta regularidad un indicio de una autonomía monetaria restringida en LATAM-5? ¿O, por el contrario, este comportamiento puede conciliarse con las prescripciones de una regla de política monetaria óptima para una economía pequeña y abierta? Para intentar dilucidar entre ambas alternativas estimamos para cada una de las economías un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Ello nos permite analizar la respuesta de la política monetaria a distintos *shocks* y los mecanismos de transmisión a variables macroeconómicas clave, así como su interacción con la tasa de interés de la FED. Por último, nuestras estimaciones permiten ilustrar el modo en que, utilizando los mayores grados de libertad trabajosamente conseguidos, estos Bancos Centrales respondieron al episodio de alza inflacionaria a la salida de la pandemia.

Clasificación JEL: E52, E58.

* Los autores agradecen los comentarios y sugerencias recibidas de parte de Ariel Dvoskin, así como las observaciones realizadas por Emiliano Libman. Las opiniones de este trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Emails: ebasco@bcra.gob.ar, sebastian.katz@bcra.gob.ar, luis.libonatti@bcra.gob.ar.

Palabras clave: América Latina, brecha de producto, inflación, política monetaria, *shocks* externos, tasa de interés.

Presentado: 6 de octubre de 2023 – *Aprobado:* 29 de noviembre de 2023.

Gaining Degrees of Freedom: Management of Monetary Policy in LATAM-5

Emiliano Basco

Banco Central de la República Argentina

Sebastián Katz

Banco Central de la República Argentina

Luis Libonatti

Banco Central de la República Argentina

Abstract

By examining the reaction functions of the Central Banks of Brazil, Chile, Colombia, Mexico, and Peru (LATAM-5) over the period 2002-2019, this article explores the degree to which the adoption of inflation targeting regimes allowed these economies to have greater room of maneuver in conducting their monetary policy. On the one hand, we find that policy rates respond more than proportionally to deviations in expected inflation over a one-year horizon. On the other hand, we find that monetary policy can respond countercyclically to fluctuations in GDP. However, our results also show that some of these Central Banks are not entirely indifferent to the behavior of variables beyond those postulated in conventional Taylor rules. We find evidence that in most cases, monetary authorities respond positively and systematically to movements in the policy rate of the FED. Is this regularity indicative of restricted monetary autonomy in LATAM-5? Or, on the contrary, is this behavior compatible with the prescriptions of an optimal monetary policy rule for a small and open economy? To distinguish between these alternatives, we estimate a Vector Autoregressive (VAR) model for each of these economies. This allows us to analyze the response of monetary policy to different shocks and the transmission mechanisms to key macroeconomic variables, as well as its interaction with the FED's interest rate. Finally, our estimates shed light on how these Central Banks, utilizing the hard-earned greater degrees of freedom, responded to the episode of inflationary pressure following the pandemic.

JEL classification: E52, E58.

Keywords: external shocks, inflation, interest rate, Latin America, monetary policy, output gap.

Submitted: October 6, 2023 – *Approved:* November 29, 2023.

1. Introducción

En las últimas dos décadas, luego de los episodios de turbulencia macroeconómica y de las crisis financieras de fines de los noventa, un número significativo de bancos centrales de economías de mercados emergentes, incluidos los de varios países de la región latinoamericana, abandonaron los esquemas de tipo de cambio fijo o administrado.

La mayoría de ellos migró hacia regímenes explícitos de metas de inflación, caracterizados por la utilización de la tasa de interés como principal instrumento de política monetaria y un mayor uso de la flexibilidad cambiaria como mecanismo para hacer frente a perturbaciones externas. En nuestra región esta modificación en los regímenes monetarios y cambiarios ayudó a consolidar la notoria caída ocurrida en las tasas medias de inflación y, más en general, coincidió con una reducción en los niveles de elevada volatilidad macroeconómica que caracterizaban hasta no hace mucho tiempo a las economías del área.

Esta importante mejoría en el desempeño agregado estuvo posibilitada, al mismo tiempo, por la adopción de un conjunto de acciones dirigidas a asegurar un funcionamiento más adecuado de las instituciones macroeconómicas fundamentales, atenuando las fuentes tradicionales de dominancia que en el pasado condicionaron severamente el accionar y la credibilidad de la política monetaria (Calvo y Mishkin, 2003; Basco, D'Amato y Garegnani, 2009). En efecto, un mayor compromiso con la disciplina fiscal, la solidez de los sistemas bancarios y el desarrollo de los mercados financieros internos permitió a los Bancos Centrales de varias economías de la región disponer de grados crecientes de libertad en el manejo de su política monetaria. Ello tendió a ocurrir pese a que en un contexto de mayor integración financiera externa las economías del área estuvieron en general expuestas a la volatilidad proveniente de los flujos de capitales (Adler y Tovar, 2014).

En línea con las predicciones del *trilemma* de imposibilidad en economías pequeñas y abiertas la mayor autonomía en el manejo monetario habría estado posibilitada, asimismo, por el recurso a una creciente flexibilidad cambiaria. En condiciones de plena integración financiera, las variaciones del tipo de cambio permiten a las autoridades ganar independencia para desplegar una política monetaria autónoma orientada al logro de sus objetivos domésticos (v. gr. pleno empleo macroeconómico en condiciones de estabilidad monetaria y financiera).

Al mismo tiempo, tal como enfatizara clásicamente Friedman (1966), el recurso a la flexibilidad cambiaria es un mecanismo idóneo para lidiar con las perturbaciones que enfrenta una economía abierta. En particular, como destacan los modelos neo-keynesianos (Schmitt-Grohé y Uribe, 2016), la flexibilidad del tipo de cambio posibilita la corrección de los salarios reales ante perturbaciones adversas, permitiendo que el mercado laboral ajuste con mayor facilidad y se mantenga más cerca del pleno empleo a lo largo del ciclo económico. En contraposición, en presencia de rigideces nominales, un régimen de tipo de cambio fijo restringe la capacidad de las autoridades para hacer frente a *shocks* y, en consecuencia, trae aparejada una ineficiencia que disminuye el bienestar.

La flotación complementa y posibilita entonces la acción de la política monetaria: frente a un shock externo adverso –proveniente, por ejemplo, de una mayor aversión al riesgo global, de un eventual

endurecimiento de la política monetaria en los países centrales o, del lado real, de un deterioro de los términos de intercambio— una reducción de la tasa de política conduce a una depreciación de la moneda doméstica, lo que refuerza la intervención contracíclica de la autoridad monetaria a través del estímulo a las exportaciones netas. De modo simétrico, una apreciación de la moneda doméstica provocada por un alza de las tasas de política refuerza la acción monetaria contractiva en condiciones de exceso del gasto agregado con relación al producto potencial de la economía.

Muchas de estas influencias estuvieron presentes en el período reciente cuando varias de las economías de la región debieron hacer frente a las presiones recesivas provocadas por la pandemia dejando depreciar sus monedas y desplegando una agresiva respuesta de política monetaria (que en algunos casos colocó a las tasas de política cerca de su “límite inferior” y las complementó, incluso, con novedosas acciones de naturaleza “no convencional” implementadas por primera vez en el ámbito regional). En la dirección contraria, otro tanto ocurrió cuando, a partir de 2021 en el marco del levantamiento de las restricciones sanitarias, muchos Bancos Centrales de la región comenzaron a responder en forma contundente a la aceleración inflacionaria de la pospandemia elevando sus tasas de política y dejando apreciar sus monedas.

Estas respuestas de política pusieron de manifiesto la existencia de crecientes grados de autonomía en el manejo monetario y contrastan a priori con lo que era típico en el pasado reciente en las economías de la región, caracterizadas tradicionalmente por un “miedo a flotar” (Calvo y Reinhart 2002) que obligaba a los Bancos Centrales a comportarse muchas veces en forma procíclica, particularmente en presencia de perturbaciones externas adversas. En efecto, la existencia de marcados descalces cambiarios en las hojas de balance de los agentes económicos internos y la baja credibilidad de los marcos de política monetaria planteaban difíciles dilemas a las autoridades, que los conducían en muchas circunstancias a elevar sus tasas de política con vistas a evitar los efectos disruptivos asociados típicamente a la depreciación de las monedas (Vegh *et al.*, 2017; Fondo Monetario Internacional, 2018; De Leo, Gopinath y Kalemli-Özcan, 2022). Con el tipo de cambio actuando como mecanismo de amplificación de *shocks* por sus efectos a un mismo tiempo recesivos e inflacionarios, los márgenes de maniobra de la política monetaria se veían así severamente restringidos (Dvoskin y Katz, 2021; Libman, 2022).

Varias de estas circunstancias tendieron gradualmente a cambiar en las últimas dos décadas merced a la creciente credibilidad de los marcos de política monetaria y a los numerosos progresos observados en otros planos de política en varios países de la región. El ancla creciente de las expectativas inflacionarias del público se tradujo, por ejemplo, en una significativa declinación de los efectos de segunda vuelta de las depreciaciones cambiarias, al tiempo que se verificó una visible desdolarización de las deudas soberanas y de las relaciones financieras internas (Levy-Yeyati, 2021).

Sin embargo, pese a estos notorios progresos en la atenuación de factores de influencia disruptiva, no en todos los casos ni en todas las circunstancias las economías del área estuvieron en condiciones de utilizar al tipo de cambio en forma plena como mecanismo de absorción de perturbaciones externas. Aunque mucho más proclives que en el pasado a admitir niveles crecientes de flexibilidad cambiaria, las autoridades de política en varias de las economías de la

región –incluyendo a los que llevan adelante esquemas de meta explícita de inflación– no han sido siempre enteramente indiferentes a las fluctuaciones del tipo de cambio. De hecho, en determinadas instancias, y en diferente grado y con intensidad diversa, algunos países han intervenido activamente en los mercados de cambio con objetivos variados (v. gr. acumulación preventiva de reservas internacionales por razones precautorias, atenuación de movimientos disruptivos que puedan poner en riesgo la estabilidad financiera, preocupaciones asociadas al traslado a precios derivados de depreciaciones pronunciadas, mitigación de desvíos persistentes del tipo de cambio real de equilibrio en contextos de marcado influjo de capitales que puedan afectar la competitividad de sus sectores transables (Chamon *et al.*, 2019).

Al mismo tiempo, particularmente en el período de la poscrisis financiera global, muchas de las economías de la región han complementado estas intervenciones más o menos sistemáticas con otras herramientas de política (Banco de Pagos Internacionales, 2019). En particular, a fines de moderar el ciclo de crédito y asegurar la estabilidad financiera interna, las autoridades en varios países del área han recurrido a un conjunto amplio de regulaciones macroprudenciales y, en ciertas instancias puntuales, algunas de ellas incluso adoptaron medidas para restringir la movilidad irrestricta de capitales. Según la perspectiva de varios observadores, en la actualidad las autoridades monetarias de las economías latinoamericanas y de otras regiones del mundo emergente llevan adelante sus esquemas de metas de inflación en el contexto de un marco más amplio de estabilidad macro/financiera dirigido a “mitigar la emergencia de vulnerabilidades y orientado a acumular acervos de amortiguación de *shocks*” (Banco de Pagos Internacionales, 2022; Fondo Monetario Internacional, 2020). En ese marco de política, algunos de estos países intentan complementar diferentes instrumentos –las tasas de interés de política combinadas con la intervención cambiaria esterilizada y las regulaciones macroprudenciales– para atender sus objetivos nominales y evitar, al mismo tiempo, fluctuaciones cambiarias consideradas disruptivas (Ghosh, Ostry y Chamon, 2016).

¿Hasta qué punto las economías de la región que han adoptado en las últimas décadas esquemas de metas de inflación se han visto inhibidas por la persistencia de una potencial influencia disruptiva del tipo de cambio o han estado, por el contrario, en condiciones de ejercer en la práctica una política monetaria efectivamente autónoma?

¿En qué medida fueron capaces de utilizar plenamente al tipo de cambio como mecanismo de absorción de *shocks*, dejando enteramente atrás el tradicional “miedo a flotar” o han encontrado apropiado, bajo ciertas circunstancias, no explotar completamente el mayor espacio de política por temor a las repercusiones internas de una mayor flexibilidad cambiaria? Frente a la ocurrencia de *shocks* externos adversos, tanto en el plano real como en el plano financiero, ¿cuál fue la capacidad de estos bancos centrales de actuar contracíclicamente sin poner en riesgo la estabilidad financiera doméstica o desanclar las expectativas de inflación?

Para intentar responder alguna de estas preguntas, en el presente trabajo nos concentramos en el comportamiento de cinco de las economías latinoamericanas (Brasil, Colombia, Chile, México y Perú: LATAM-5) que, en general –aunque con sus propias características en cada caso– se consideran mayormente comprometidas con las prescripciones de un esquema formal de metas

de inflación. En particular, estudiamos las reglas de intervención que siguen cada una de ellas en la conducción de su política monetaria y estimamos en forma mensual para el período 2002-2019 las funciones de reacción de sus respectivos Bancos Centrales.

Como resultado de nuestra indagación, encontramos que, al tomar sus decisiones de política, en los cinco casos –aunque con algún matiz en el caso de Brasil– las autoridades monetarias de LATAM-5 se han comportado en línea con las predicciones de una regla de J. Taylor (1993) que mira “hacia adelante” (forward-looking). Por un lado, hallamos que las tasas de política de estos Bancos Centrales responden más que proporcionalmente a los desvíos de la inflación esperada a un año, induciendo un alza de las tasas de interés reales respecto de la tasa natural wickselliana cada vez que la inflación amenaza desviarse de su meta objetivo. Por otro lado, encontramos que en todos los casos la política monetaria está en condiciones de responder en forma contracíclica a la presencia de una “brecha de output”.

De manera interesante, sin embargo, nuestros resultados también muestran que en sus decisiones de política monetaria estos Bancos Centrales no son enteramente indiferentes al comportamiento de alguna variable adicional a las postuladas en las reglas de Taylor convencionales. Aunque no encontramos evidencia de una influencia directa del tipo de cambio en las decisiones de política monetaria –lo que podría ser indicación directa de una eventual reticencia a “flotar” frente a eventuales efectos disruptivos del tipo de cambio– en algunos de los casos hallamos que los Bancos Centrales guían su accionar siguiendo en forma sistemática el comportamiento de alguna variable del contexto internacional. En particular, en las estimaciones de las funciones de reacción de los Bancos Centrales de Brasil, México y Perú encontramos evidencia de que las autoridades monetarias responden en forma positiva y sistemática a los movimientos de la tasa de política de la FED, tendiendo a replicar su instancia de política.

¿Cómo interpretar esta sincronía en el comportamiento de las tasas de política de LATAM-5 respecto de lo ocurrido con la tasa base fijada por la política monetaria estadounidense? ¿Es esta regularidad un indicio de una autonomía monetaria restringida de las autoridades de LATAM-5? ¿O, por el contrario, este comportamiento puede conciliarse con las prescripciones de una regla de política monetaria óptima para una economía pequeña y abierta que puede incluir entre sus determinantes a la tasa de interés internacional (Woodford 2010; Caputo y Herrera 2017)?

Para intentar dilucidar entre ambas alternativas en el presente trabajo estimamos para cada una de las economías de LATAM-5 un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para el mismo período en que efectuamos la estimación de las funciones de reacción de la política monetaria. El estudio de estas economías nos permite analizar la respuesta de la política monetaria a distintos *shocks* y los mecanismos de transmisión a variables macroeconómicas clave y su interacción con la tasa de interés de la FED.

Al estudiar las respectivas funciones de impulso respuesta una regularidad importante que resulta del ejercicio es que, en la mayoría de los casos, los Bancos Centrales de estas economías reaccionan de modo diferente frente a una perturbación exógena de la tasa de política de los EE. UU. y a un aumento de la aversión al riesgo global: mientras, del mismo modo en que se refleja en

las reglas de Taylor estimadas, las tasas de política locales tienden a moverse en sincronía con la tasa de la FED, lo contrario ocurre cuando aumenta el VIX –al tiempo que las monedas se deprecian–. Cabe inferir entonces que frente a un endurecimiento de las condiciones financieras internacionales resultante de una mayor aversión al riesgo global, los Bancos Centrales de LATAM-5, tienden a responder en forma contracíclica sin una reticencia evidente a flotar en toda circunstancia.

Por cierto, si se atiende a las intervenciones cambiarias que algunos de ellos llevan adelante en determinadas instancias y al complemento de regulaciones prudenciales con que intentan atender el comportamiento del ciclo de crédito, de allí no se sigue que en línea con las prescripciones convencionales del *trilemma* monetario, los Bancos Centrales de LATAM-5 sean completamente indiferentes a las fluctuaciones cambiarias. Sin embargo, podría pensarse que, en una suerte de división del trabajo entre instrumentos de política, su utilización complementaria en ciertas instancias persigue el objetivo de preservar el espacio de maniobra de la política monetaria para concentrarla todo lo posible en el control de la evolución nominal de la economía.

De hecho, la evidencia que presentamos en este trabajo muestra que estos países han ido ganando creciente autonomía en el manejo de su política monetaria y que, a medida que han ido cimentando su reputación, tienden a hacerlo cada vez más con mayores grados de libertad, aunque conscientes de la necesidad de preservar una credibilidad duramente alcanzada. Un buen ejemplo de ello es lo ocurrido durante el alza inflacionaria de la pospandemia cuando las tasas de política debieron reaccionar en forma agresiva, incluso antes de que la propia Reserva Federal modifique su instancia de política –un hecho que admite seguramente varias interpretaciones plausibles–.

El resto del trabajo está organizado del siguiente modo. En la sección siguiente resumimos los resultados empíricos de la literatura que estudió previamente estas cuestiones y presentamos los resultados de nuestra estimación de las funciones de reacción de política en Brasil, Colombia, Chile, México y Perú. En un apéndice metodológico presentamos los datos utilizados y discutimos brevemente nuestra estrategia de estimación. La sección tercera del trabajo utiliza la evidencia proveniente de un conjunto de estimaciones VAR efectuadas para cada uno de los países de nuestra muestra a efectos de estimar la reacción de la política monetaria de las distintas economías bajo estudio y los mecanismos de transmisión ante distintos tipos de *shocks*: reales y financieros, y contribuir a interpretar y entender la influencia de la tasa de la FED en las decisiones de política monetaria que se observa en varios de ellos. La principal preocupación es intentar dilucidar si dicha influencia es un reflejo de falta de autonomía y “reticencia” a flotar por la influencia del canal financiero del tipo de cambio o si, por el contrario, el comportamiento observado es compatible con el desempeño del Banco Central de una economía pequeña y abierta que sigue una regla “óptima” y que, aunque muy integrada financieramente, goza de grados crecientes de autonomía en el manejo de su política monetaria. La cuarta sección estudia el episodio de la postpandemia como una ilustración del uso efectivo que los Bancos Centrales de LATAM-5 hacen de los mayores grados de libertad disponibles sin desatender a la necesidad de conservar una mayor credibilidad duramente conquistada. La última sección presenta unas reflexiones finales a modo de conclusión.

2. Reglas de Taylor y conducta de la política monetaria

En esta sección buscamos caracterizar el comportamiento de la política monetaria en cinco de las economías latinoamericanas (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú: LATAM-5) que desde fines de la década del noventa han abandonado los tipos de cambio fijo o administrado y gradualmente adoptaron, con diferentes características, esquemas formales de metas de inflación. Para ello estimamos las funciones de reacción de sus Bancos Centrales e intentamos determinar en qué medida sus tasas de política monetaria responden a las prescripciones derivadas de una regla de Taylor convencional.

Como es sabido, desde su postulación a inicios de la década del noventa, esta regla se propone caracterizar el modo en que la autoridad monetaria responde tanto a los desvíos de la tasa de inflación respecto de su meta como a los de la actividad económica respecto a su nivel potencial (J. Taylor, 1993). En su formulación original, Taylor utilizó la regla como una ilustración del modo en que la política de la FED se había comportado en el quinquenio 1987-1992. En particular, la regla propuesta como descripción estilizada del comportamiento de una autoridad monetaria comprometida firmemente con la estabilidad nominal postulaba los siguientes coeficientes de respuesta de la tasa de política a los desvíos tanto de las tasas de inflación respecto de una meta hipotética como del producto real respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo:

$$i_t = r_t^n + \pi_t^e + \gamma_\pi(\pi_t^e - \bar{\pi}_t) + \phi_y(y_t - y_t^n) \quad (1)$$

$$i_t = r_t^n + \bar{\pi}_t + \phi_\pi(\pi_t^e - \bar{\pi}_t) + \phi_y(y_t - y_t^n) \quad (2)$$

Donde $\phi_\pi \equiv (1 + \gamma_\pi)$. Si tanto la inflación observada como el producto observado se ubican en sus niveles objetivo, (1) indica que la tasa de política igualará a su nivel nominal de equilibrio o neutral (v. gr. la suma de la tasa real natural wickselliana más la meta inflacionaria). Como se ve también en (2), el coeficiente que acompaña a la brecha inflacionaria es superior a la unidad, lo que implica que ante desvíos de su meta la autoridad monetaria debe reaccionar más que proporcionalmente a fin de evitar una respuesta acomodativa que espiralice la tasa de inflación (v. gr. lo que la literatura denominó a partir de allí el “principio” de Taylor).¹

La implicancia de este principio queda aún más clara si se formula la regla en términos reales: un coeficiente superior a la unidad supone que, en respuesta a una brecha inflacionaria, la tasa de interés real determinada por la instancia de política monetaria se ubique transitoriamente por encima de la tasa real “natural” consistente con el equilibrio macroeconómico. Ello busca inducir

¹ En un modelo neo-keynesiano estándar un coeficiente de reacción de las tasas de política a los desvíos inflacionarios superior a la unidad es una condición suficiente, pero no necesaria, para asegurar la estabilidad dinámica del equilibrio (Woodford 2001; Galí 2015). Este resultado no se verifica, sin embargo, para especificaciones alternativas del modelo (Christiano, Eichenbaum y Rebelo, 2011). Por otra parte, cabe destacar que se trata de una condición de estabilidad local en un entorno reducido del equilibrio. Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe (2001) y Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe (2002) demuestran, por caso, que cuando se considera el conjunto global de equilibrios –considerando no sólo aquel virtuoso en que la autoridad cumple su meta de inflación– el principio de Taylor puede dar lugar a resultados “perversos” y a consecuencias inesperadas (v. gr. que el uso activo de la política monetaria converja a una “trampa de liquidez” en la que la tasa de interés se vuelva inefectiva para asegurar la estabilidad nominal).

una desaceleración de la tasa de inflación y asegurar su convergencia a la meta. Por su parte, según Taylor, la presencia de un coeficiente positivo que acompañaba a la brecha de producto “trabajaba mejor que una regla simple de precios”, reforzando la tarea de la desinflación en contextos de exceso de demanda (y, eventualmente, permitía acomodar en forma contracíclica perturbaciones autónomas del lado de la oferta agregada):

$$r_t = i_t - \pi_t^e = r_t^n + (\phi_\pi - 1)(\pi_t^e - \bar{\pi}_t) + \phi_\pi(y_t - y_t^n) \quad (3)$$

Según Taylor, debido a la imposibilidad y poca deseabilidad de seguir mecánicamente una fórmula algebraica particular en un entorno incierto en el que hay siempre espacio para el juicio del hacedor de política, se trataba, por cierto, no de una rígida prescripción normativa sino sólo aproximada. Sin embargo, esta heurística parecía describir razonablemente el cambio operado en la instancia de la política monetaria estadounidense en el contexto de la desinflación iniciada a inicios de los ochenta por Volcker. Este hallazgo fue ratificado por varios importantes trabajos posteriores que tendieron a confirmar la existencia de un apreciable cambio en el modo de conducir la política monetaria no sólo en los EE. UU. sino en otras economías avanzadas respecto de la etapa previa de la estanflación de los setenta. De acuerdo con estos trabajos, las tasas de política del periodo de la denominada “Gran Moderación” parecían ampliamente consistentes con las prescripciones de reglas de Taylor estimadas para estas economías (Clarida, Galí y Gertler, 1998; Clarida, 2001; Judd y Rudebusch, 1998; Orphanides, 2003; J. Taylor, 1999; Woodford, 2003).

Propuesta inicialmente entonces como una descripción heurística de los atributos deseables de una política monetaria dirigida a asegurar la estabilidad macroeconómica, a partir de allí la estimación empírica de las reglas de Taylor se ha popularizado como un modo de evaluar la conducta de los Bancos Centrales (*v. gr.* su función de reacción frente a desvíos de sus metas objetivo) tanto en el caso de las economías avanzadas como en el de las de menor desarrollo relativo.^{2,3}

² Tal como muestran J. Taylor y Williams (2010), en comparación con reglas más sofisticadas y “óptimas” desde el punto de vista de modelos particulares, una regla de Taylor simple se comporta en forma robusta en términos de garantizar estabilidad macroeconómica en una amplia variedad de modelos. Aunque, como destacan Hofmann y Bogdanova (2012), ese desempeño robusto surge de comparaciones en modelos en los que la única fricción presente es la rigidez de precios. En este sentido, la presencia de fricciones financieras podría afectar esa caracterización (Curdia y Woodford, 2011). De hecho, en presencia de este tipo de fricciones y de objetivos de estabilidad financiera, una regla de política óptima incorporaría una medida de los spreads crediticios como un argumento adicional en la función de reacción de la autoridad monetaria (*v. gr.* postulando un endurecimiento de la instancia de política por encima de lo predicho por una regla de Taylor convencional en las fases de auge del ciclo de crédito, y viceversa).

³ Hofmann y Bogdanova (2012) presentan estimaciones en base a datos trimestrales para el periodo 1995-2011 de las reglas de Taylor para un conjunto de 11 economías avanzadas y 17 economías de mercado emergente y se concluye que, en general, la política monetaria ha sido en ese periodo mayormente acomodaticia (*v. gr.* con tasas de política que tendieron a ubicarse por debajo de las prescritas por una regla de Taylor convencional). En el caso de las economías avanzadas el propio J. Taylor y Williams (2010) estima que ese “gran desvío” puede haber estado entre los factores que explican la génesis de la crisis financiera global, aunque el fenómeno podría reflejar también niveles menores de las tasas de interés reales de equilibrio de largo plazo; en un contexto de creciente integración financiera en el caso de las economías emergentes, por su parte, la transmisión de bajas tasas puede deberse a la preocupación de los Bancos Centrales de esos países por evitar ingresos de capitales y movimientos cambiarios indeseados.

En nuestro caso, para estimar la función de reacción de los Bancos Centrales de LATAM-5 consideramos la siguiente ecuación:

$$i_t = \bar{i}^n + \phi_\pi(\pi_{t+12}^e - \bar{\pi}_t) + \phi_y(y_t - y_t^n) + \phi_z z_t + \varepsilon_t^{MP} \quad (4)$$

que especifica el comportamiento de la autoridad monetaria en respuesta a desvíos de la inflación (esperada) respecto de su meta y de la actividad económica respecto de su nivel potencial, una variable adicional z_t , más una constante representativa de la tasa de interés neutral de política.⁴ Además, en tanto nuestra intención es determinar la medida en que una regla de Taylor convencional describe adecuadamente o no el accionar de estos Bancos Centrales de la región, el último término refleja la eventual presencia de alguna variable adicional en la explicación de las decisiones de política.⁵ En cada caso, la variable a explicar es la tasa de política monetaria utilizada por el Banco Central respectivo, en tanto que la inflación es la tasa de cambio esperada en el IPC en los próximos doce meses y el comportamiento cíclico de la actividad está captado por el desvío del output con respecto a una estimación del producto potencial de cada economía.^{6,7} Véanse los detalles metodológicos de la estimación, la base de datos utilizada y el periodo particular en el caso de cada país en el apéndice metodológico y estadístico.

El Cuadro 1 reporta los principales resultados de la estimación para los cinco países de nuestra muestra. Como ya se anticipó, las estimaciones ponen de manifiesto que en todas las economías de LATAM-5 los Bancos Centrales se comportan de acuerdo con las predicciones de una regla de Taylor “bien comportada” en lo que se refiere al signo y la significatividad estadística de los coeficientes estimados para los desvíos de la inflación y el output respecto de sus “metas”. Según nuestra estimación, a diferencia de lo que suele observarse, esta reacción es prácticamente inmediata en la medida en que el ajuste econométrico no requiere la introducción de un término de rezago para la tasa de política.⁸

Por su parte, las constantes de cada estimación representan las tasas neutrales de política. En consecuencia, las constantes pueden estar afectadas por cambios exógenos ocurridos tanto en la

⁴ A fin de intentar captar mejor la información disponible por parte de las autoridades al momento de la toma de decisiones se han propuesto en la literatura diversas formulaciones que consideran, por ejemplo, no sólo la inflación observada sino también eventualmente su expectativa, así como diferentes variantes asociadas a su horizonte temporal. Del mismo modo, esas formulaciones contemplan diferentes alternativas en la medición del desvío cíclico de la actividad (o del empleo) respecto de su nivel de equilibrio, así como estrategias alternativas de estimación de la tasa natural de interés de equilibrio de largo plazo, una variable “no observable”. Por último, muchas de las estimaciones empíricas incluyen un término de rezago de la tasa de política para reflejar la preferencia de muchos Bancos Centrales por una evolución parsimoniosa de las tasas de política en contextos de incertidumbre.

⁵ Véase, por el contrario, Libman (2022) en donde se reportan estimaciones en las que se detecta una escasa influencia de la brecha de output en las funciones de reacción de estos cinco Bancos Centrales de Brasil. Un resultado confirmado para el caso de México por Ros (2015) pero rechazado por Dancourt (2015), que encuentra un resultado en línea con el nuestro para el caso de Perú.

⁶ Ver nota tasa de política de México.

⁷ Véase el apéndice metodológico y estadístico para una discusión sobre las alternativas exploradas con relación a la estimación de la brecha de output.

⁸ Es interesante destacar que las estimaciones empíricas de las funciones de reacción de muchos Bancos Centrales incluyen la existencia de un término de rezago de la tasa de interés de política. Esta respuesta inercial a las variables objetivo puede deberse a la existencia de incertidumbre, a problemas de medición y a la percepción de que movimientos bruscos de las tasas de política pueden tener consecuencias eventualmente disruptivas sobre los mercados financieros (Judd y Rudebusch, 1998).

tasa natural wickselliana como en las metas inflacionarias, aunque también podrían reflejar, entre otras posibilidades, errores de control estocásticos en la implementación de las reglas de política (Woodford, 2010). Un aspecto notorio de nuestros resultados es que, descontadas las metas inflacionarias, en prácticamente todos los casos (con la excepción obvia de Brasil), las estimaciones implícitas de las tasas naturales arrojan valores muy pequeños, apenas levemente positivos. Tal como es sabido, existe consenso respecto de que en las últimas décadas se verificó una tendencia visible a la reducción de las tasas de interés reales de equilibrio en la mayoría de las economías avanzadas, que se habría acentuado con posterioridad a la crisis financiera global Fondo Monetario Internacional (2023) y Holston, Laubach y Williams (2023). Aunque a priori cabe presumir que, *ceteris paribus*, la tasa natural wickselliana de una economía en desarrollo es más elevada que la de una economía madura con mayores tasas de ahorro y menores oportunidades de inversión también es cierto que en una economía mundial crecientemente integrada hay factores que inciden en la determinación global de las tasas reales de equilibrio. Al mismo tiempo, las tendencias al arbitraje y la movilidad de capitales en un contexto de elevada integración financiera pueden haber ejercido una influencia significativa en la dirección de una convergencia.⁹

Cuadro 1: Estimaciones de funciones de reacción de política monetaria

-	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
π_t	1,168***	1,411***	2,819***	3,471***	1,278***
y_t	0,341***	0,636***	0,496***	0,520***	0,388***
i_t^*	0,451***	-	-	0,229***	0,352***
Constante	9,872***	3,380***	3,690***	2,669***	2,381***
p-val. Kleibergen-Paap	0,197	0,039	0,017	0,039	0,010
p-val. Sargan-Hansen J	0,164	0,196	0,320	0,149	0,945
Muestra	2006-2011	2002-2019	2009-2019	2008-2019	2003-2019

Nota: La estimación se realizó por el método generalizado de momentos en dos pasos, utilizando errores estándar HAC. En todos los casos, se utilizaron: un rezago de la expectativa de inflación y dos rezagos de la brecha de producto como instrumentos, adicionalmente a variables internacionales para cada país. Para Chile y Colombia, se emplea el tercer rezago de la brecha de producto; para México y Perú, se utiliza el sexto rezago; y para Brasil se usa el noveno rezago. (***) denota un nivel de significancia de un p-valor inferior al 1 por 1000.

Fuente: elaboración propia.

En lo que se refiere a los coeficientes de reacción a los desvíos de las variables objetivo, en primer lugar, en todos los casos, las estimaciones puntuales del coeficiente que acompaña a la brecha de inflación (esperada) registran un acuerdo con el “principio de Taylor”. Vale decir que, frente a desvíos anticipados en la tasa de inflación de los próximos doce meses, las autoridades monetarias de estos países reaccionan en forma activa incrementando más que proporcionalmente las tasas de política para ubicarlas en términos reales por encima de la tasa natural wickselliana y evitar así una dinámica potencialmente inestable. Tal como se aprecia en la

⁹ De hecho, tal como se ve enseguida en el texto principal, las preocupaciones acerca de los eventuales efectos sobre las condiciones financieras internas y la apreciación real de las monedas domésticas pueden haber conducido a los propios Bancos Centrales de las economías receptoras de elevados ingresos de capitales a evitar diferenciales significativos respecto de las tasas de política vigentes en los países centrales Hofmann y Bogdanova (2012).

fila respectiva del Cuadro 1, la intensidad de la respuesta es particularmente marcada en los casos de México y Colombia, con coeficientes superiores a 3 y 2, respectivamente, aunque todos los Bancos Centrales de la muestra reaccionan con suficiente determinación al surgimiento (anticipado) de presiones inflacionarias.¹⁰

Un segundo resultado que cabe mencionar es que en todos los casos las autoridades monetarias de LATAM-5 también reaccionan con determinación a los desvíos del producto efectivo respecto de su potencial.¹¹ La posibilidad de responder en forma contracíclica, sin erosionar, al mismo tiempo, el compromiso antiinflacionario es un rasgo novedoso y bienvenido de la conducta de estos Bancos Centrales de la región.¹² Según nuestras estimaciones, la respuesta de política a la brecha de output es particularmente intensa en el caso de Chile, aunque en todos los casos se ubican por encima de 0,3 y en línea con la especificación original de Taylor. Estos coeficientes de respuesta son muy superiores a los estimados en De Leo, Gopinath y Kalemli-Özcan (2022) para un conjunto de economías emergentes.¹³

¹⁰ Para estos dos países, se utiliza la expectativa de inflación “subyacente” en lugar de la expectativa de inflación “nivel general”

¹¹ Cabe destacar que, en presencia de pequeños errores de especificación y medición de las brechas de inflación y output disponibles para las autoridades en tiempo real, coeficientes muy elevados de respuesta podrían llegar a ser potencialmente problemáticos y dar lugar a oscilaciones marcadas de las tasas de interés (Woodford 2001). Aunque la estabilización de las tasas de interés no es necesariamente un objetivo de política per se, como se dijo antes muchos Bancos Centrales parecen en la práctica manifestar una preferencia por un comportamiento más parsimonioso de las tasas de política.

¹² Véase, por el contrario, Libman (2022) en donde se reportan estimaciones en las que se detecta una escasa influencia de la brecha de output en las funciones de reacción de estos cinco Bancos Centrales de Brasil, Un resultado confirmado para el caso de México por Ros (2015) pero rechazado por Dancourt (2015), que encuentra un resultado en línea con el nuestro para el caso de Perú.

¹³ Cabe destacar, por cierto, que coeficientes elevados de respuesta a los desvíos de la inflación y el output no necesariamente revelan una mayor preferencia por la estabilización nominal y del ciclo de actividad en comparación con lo observado en otras economías. Desde un punto de vista conceptual, esa diferencia podría responder a los rasgos estructurales de las economías y, en cada caso, a la mayor o menor credibilidad y a la intensidad de los mecanismos de transmisión de la política monetaria (Hayo y Hofmann, 2006; Hofmann y Bogdanova, 2012).

Cuadro 2: Performance histórica de inflación y crecimiento Promedio

Promedio

Inflación	1980-2003	487,2 %	14,2 %	22,1 %	38,6 %	445,4 %
	2004-2019	7,0 %	4,7 %	4,6 %	5,0 %	3,0 %
Crecimiento	1980-2003	2,4 %	4,7 %	3,1 %	2,7 %	2,0 %
	2004-2019	2,4 %	3,7 %	4,1 %	2,2 %	5,2 %

Nota: Promedio simple de la inflación anual (defactor del PIB) y de la tasa de crecimiento anual del PIB real de cada economía para los períodos mencionados.

Volatilidad

Inflación	1980-2003	786,5 %	10,7 %	9,7 %	34,4 %	1345,3 %
	2004-2019	1,6 %	3,1 %	1,7 %	1,6 %	2,1 %
Crecimiento	1980-2003	3,5 %	4,7 %	2,2 %	3,9 %	6,2 %
	2004-2019	3,1 %	2,4 %	1,8 %	2,4 %	2,5 %

Nota: Desvío estándar de la inflación anual (defactor del PIB) y de la tasa de crecimiento anual del PIB real de cada economía para los períodos mencionados.

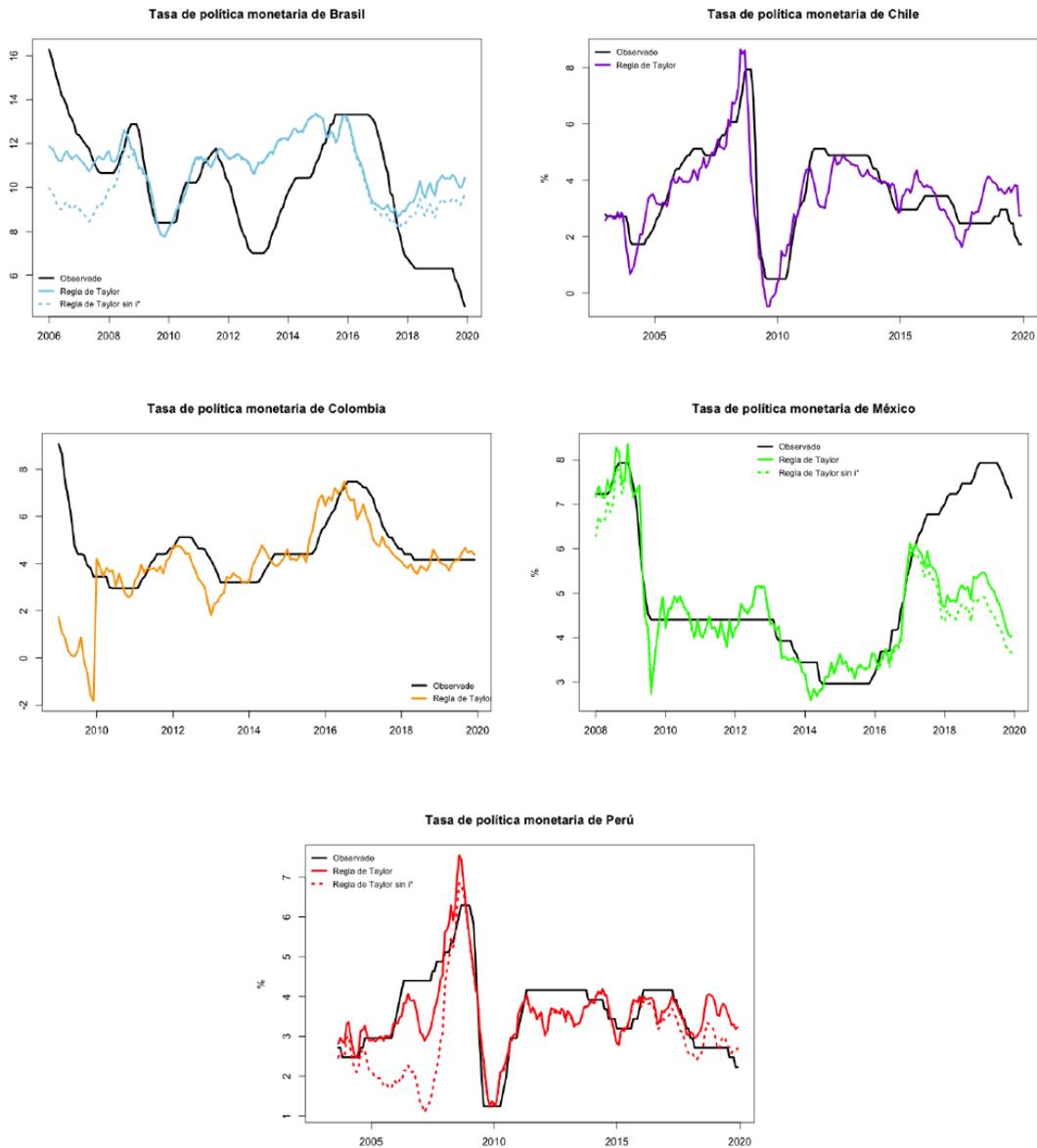
Fuente: elaboración propia.

Estos resultados están en línea con una amplia literatura que ha estudiado empíricamente la conducta de los Bancos Centrales que guían su política por la fijación de una meta explícita de inflación. De manera relevante, y en oposición a los destacado frecuentemente para las economías de la región, descartan la existencia de un comportamiento “procíclico” de la política monetaria en los países de la muestra (Vegh *et al.*, 2017).^{14,15} Asimismo, en conjunción con un mayor compromiso por un adecuado funcionamiento de las instituciones macroeconómicas fundamentales, ambos comportamientos seguramente contribuyeron a consolidar el descenso significativo verificado en las tasas medias de inflación, el ancla creciente de las expectativas inflacionarias y, más en general, la mejoría acaecida en el desempeño agregado de esas economías que parecieron empezar a dejar atrás los episodios de crisis recurrentes del pasado (véase el Cuadro 2). Cabe conjeturar que, en sintonía con lo observado en el caso de los Bancos Centrales de economías avanzadas en el período de la Gran Moderación, estos resultados hayan contribuido a cimentar gradualmente la credibilidad de que ha empezado a gozar en los últimos años la política monetaria en estos países (Fondo Monetario Internacional, 2018; Jácome y Pienknagura, 2022).

¹⁴ Véase enseguida, sin embargo, el caso de México y los desvíos de su tasa de política respecto de lo prescripto por nuestra estimación de la regla de Taylor.

¹⁵ De Leo, Gopinath y Kalemli-Özcan (2022) también encuentran que los Bancos Centrales de economías emergentes se comportan en forma contracíclica, reduciendo las tasas de política ante la existencia de presiones recesivas sobre el nivel de actividad. Sin embargo, en línea con Kalemli-Özcan (2019), estos autores encuentran una desconexión entre los movimientos de las tasas de política y el resto de las tasas de mercado, lo que podría estar asociado a un incremento endógeno de las primas de riesgo que tiende a compensar la acción contracíclica de la política monetaria. Al menos en lo que se refiere a las cinco economías examinadas en este trabajo, nuestros resultados no detectan este efecto. Véase la próxima sección.

Figura 1 | Tasas de política monetarias observadas y estimadas



Fuente: en base a datos de los bancos de centrales.

Sin embargo, como se anticipó, nuestras estimaciones también ponen de manifiesto que la mayoría de estos Bancos Centrales consideran otras influencias al fijar sus tasas de política. En particular, de la revisión de los resultados presentados en el Cuadro 1 surge que, con excepción de Chile y Colombia, los Bancos Centrales del resto de los países de nuestra muestra responden en forma sistemática y positiva a los movimientos de la tasa de política de la Reserva Federal. Esta respuesta “no convencional” permite mejorar significativamente el ajuste, tal como lo muestran la Figura 1 que exhibe, en cada uno de los casos, el desempeño tanto de la función de reacción

estimada como la de una regla de Taylor “convencional” (resultante de omitir la influencia de la tasa de interés internacional captada por nuestras estimaciones).¹⁶

¿A qué obedece la influencia sistemática de la tasa de política de la Reserva Federal?

¿Es, acaso, un indicio de una eventual falta de autonomía de la política monetaria de estas economías? De hecho, podría pensarse a priori que una política enteramente autónoma debería concentrarse en la respuesta de la autoridad monetaria a las condiciones cíclicas vigentes en su propia economía (v. gr. el desvío de las brechas de inflación y producto), con completa independencia de lo ocurrido con las tasas de política de los países centrales.¹⁷ En este sentido, el hecho de que estos Bancos Centrales de la región respondan en forma sistemática a la instancia de política monetaria de la Reserva Federal, adicionalmente a la influencia resultante de la eventual sincronía de los ciclos macroeconómicos, o de la potencial existencia de *shocks* comunes y de tendencias en el comportamiento de la inflación global, podría ser indicativo de una autonomía restringida de las autoridades en la conducción de la política monetaria.¹⁸

Tal como interpretan Georgiadis y Zhu (2021) –que obtienen resultados similares en un panel de 47 economías avanzadas y emergentes– podría plantearse, en efecto, que la decisión de “seguir al líder” es un reflejo de una eventual dominancia sobre la política monetaria, que estos autores vinculan a la influencia (indirecta) del canal financiero del tipo de cambio y a un reeditado “miedo a flotar”.^{19,20}

Pariante cercano del “miedo a flotar”, este canal pone el foco en la influencia del tipo de cambio en las condiciones crediticias domésticas de economías altamente expuestas al ciclo financiero global y caracterizadas, en general, por mercados financieros poco profundos. Así, pese a la desactivación de algunos de sus canales tradicionales, la influencia financiera y los efectos de hoja de balance del tipo de cambio continuaron dejándose sentir con gran intensidad en varias economías de la región, especialmente en el contexto de la fuerte inyección de liquidez por parte de las economías avanzadas en respuesta a la crisis financiera global de 2007/2008.

¹⁶ Nótese que, en el caso de México, la tasa de política se desvía “sistemáticamente” de lo indicado por la función de reacción estimada a partir de fines de 2016 como consecuencia de la incertidumbre financiera asociada al resultado de la elección presidencial en los EE. UU. En línea con la interpretación de la existencia de un eventual “canal financiero” del tipo de cambio (Vegh *et al.*, 2017), la respuesta de la tasa de política en este caso podría estar respondiendo a la necesidad de estabilizar la moneda doméstica, más allá incluso de la influencia de la tasa de interés internacional en la propia regla de política (Huertas 2022). Véanse enseguida los comentarios en el texto principal.

¹⁷ De manera interesante en un trabajo seminal Clarida, Galí y Gertler (1998) encuentran también que en el periodo 1980 a 1990 las tasas internacionales desempeñaban un rol en determinar las tasas de política en los casos de Reino Unido, Francia e Italia. Otro tanto se observa para el caso de un conjunto de economías emergentes de Asia en las que las funciones de reacción de sus Bancos Centrales destacan la influencia de las tasas de política de la Reserva Federal, así como del tipo de cambio y los flujos de capitales (Harald Finger y López Murphy, 2019).

¹⁸ Véase, al respecto, la nota al pie de página nro. 13.

¹⁹ Cabe destacar que, además de las tasas de política de la FED, las estimaciones realizadas buscaron detectar la influencia directa del tipo de cambio (así como de otras variables del contexto internacional) en la toma de decisiones de política monetaria. Sin embargo, tal como se consigna en el apéndice metodológico y estadístico, estas estimaciones no arrojaron resultados estadísticamente significativos.

²⁰ En Moura y A. d. Carvalho (2010) se comparan las capacidades de pronóstico de 16 variantes de reglas de Taylor para un conjunto de siete economías latinoamericanas. Como parte de ese ejercicio se testea la influencia del tipo de cambio nominal en la determinación de las tasas de política, aunque se concluye que éste es relevante sólo en el caso de México.

En particular, porque en los momentos de auge de los ingresos de capitales la tendencia a la apreciación de la moneda doméstica fortalece el balance de los deudores locales (y la posición patrimonial de los acreedores potenciales) y, al reducir las percepciones de riesgo, relaja las condiciones financieras internas de los países receptores de financiamiento externo.

Pese a la desdolarización financiera interna antes mencionada, en la medida en que la base de inversores institucionales locales sigue siendo relativamente exigua y las economías continúan siendo muy dependientes del financiamiento proveniente de no residentes, el mecanismo opera independientemente del hecho de que la deuda en que incurren los agentes domésticos esté incluso denominada en moneda local (lo que Carstens y Shin (2019) denominan un *original sin redux*). A su turno, estos desarrollos operan en reversa en las etapas de salida de capitales y depreciación cambiaria cuando el deterioro de las percepciones de riesgo contribuye a endurecer las condiciones financieras domésticas (Diamond, Hu y Rajan, 2020). Las fluctuaciones del tipo de cambio influyen así la estabilidad monetaria y financiera en economías muy expuestas a la volatilidad del movimiento de capitales.

La existencia de este canal financiero del tipo de cambio complica naturalmente la gestión de la política monetaria de los países expuestos al ciclo financiero global y plantea dilemas novedosos a las autoridades, que contrastan con las prescripciones convencionales de libro de texto. En presencia de un canal financiero de suficiente intensidad, una suba de las tasas de interés domésticas puede relajar, en lugar de endurecer, las condiciones crediticias internas si induce un fuerte ingreso de fondos externos y aprecia la moneda doméstica (Banco de Pagos Internacionales, 2019; Gourinchas, 2018). Del mismo modo, una reducción de las tasas de política frente a una perturbación externa puede provocar una depreciación cambiaria que endurece las condiciones financieras internas, contrarrestando potencialmente la acción contracíclica de las autoridades y poniendo eventualmente en riesgo la estabilidad financiera interna. Al mismo tiempo, a través de su canal “nominal”, depreciaciones pronunciadas provocadas por una dinámica financiera potencialmente inestable pueden desanclar en determinadas ocasiones las expectativas inflacionarias del público. Por último, con estructuras productivas de baja diversificación y reducidos efectos sustitución en favor de los sectores exportables y competitivos de exportaciones, las devaluaciones pueden seguir exhibiendo efectos recesivos (e inflacionarios), al menos en el corto plazo.²¹ De este modo, a través de diversos canales, las fluctuaciones cambiarias todavía son capaces de provocar simultáneamente impactos recesivos e inflacionarios, transformándose con relativa facilidad en una fuente de amplificación, en lugar de reducción, de *shocks* (Dvoskin y Katz, 2021). Todo ello restringe potencialmente el espacio de política y la autonomía monetaria que, en principio, brinda a las autoridades la flexibilidad cambiaria

²¹ Los efectos contractivos, distributivos e inflacionarios de las devaluaciones fueron enfatizados por una larga tradición del pensamiento de raíz estructuralista (Díaz Alejandro, 1963; Braun y Joy, 1968; Diamond, 1972; Krugman y L. Taylor, 1978; Frankel, 2010). Más recientemente, y en forma afín, el denominado *dominant currency paradigm* (DCP) ha tendido a destacar que las fluctuaciones cambiarias de una economía pequeña tomadora de los precios internacionales tendrían poco efecto en la competitividad externa de sus exportaciones, aun cuando impacten en sus volúmenes importados (Gopinath *et al.*, 2020).

y podría explicar la reticencia a flotar en forma plena observada bajo ciertas circunstancias en estas economías.

La presencia de este canal “no convencional” del tipo de cambio plantea a las autoridades monetarias de la “periferia” enfrentaría desafiantes dilemas de política que los obligaría a responder en forma procíclica a la eventual ocurrencia de una perturbación externa: un endurecimiento monetario en el centro podría llevar a las autoridades a tener que replicar con un alza de la tasa de política para evitar que una depreciación cambiaria adicione influencias contractivas a la economía local a través del endurecimiento de las condiciones crediticias internas; al mismo tiempo, en un contexto de incertidumbre y eventual salida de fondos de la economía, el alza de las tasas de política y la defensa del tipo de cambio buscaría evitar un desanclaje de las expectativas y una aceleración inflacionaria resultantes de una depreciación pronunciada. Esta interpretación es, sin embargo, difícil de acomodar con otras piezas de evidencia empírica. Por un lado, a diferencia de lo que presupone esta interpretación, los movimientos de la tasa de política de la Reserva Federal no parecen en la actualidad ser siempre la causa prominente del ciclo financiero global –en la línea de Miranda-Agrippino y Rey (2020)– o, incluso, de De Leo, Gopinath y Kalemli-Özcan (2022) que asumen que un incremento exógeno en las tasas de interés estadounidenses genera derrames negativos y conduce en toda instancia a través de una tendencia a la salida de capitales de las economías receptoras a un endurecimiento de las condiciones financieras internacionales. Si ello fuese así, si las alzas de la tasa política estadounidense estuviesen siempre asociadas a incrementos de la aversión global al riesgo y a episodios de salida de capitales de estas economías, podría tal vez haber fundamentos para identificar la presencia de la tasa de la Reserva Federal en las funciones de reacción de estos Bancos Centrales como un reflejo de una reacción procíclica de la política monetaria y de una eventual “reticencia a flotar”.

Por el contrario, tal como se muestra por ejemplo en Habib y Venditti (2019), no parece haber en el último periodo una relación estable entre la tasa de la Reserva Federal y las condiciones financieras que enfrentan las economías emergentes. Durante las últimas dos décadas, con excepción de la crisis financiera global, la correlación entre las tasas de política estadounidenses y los flujos de capitales es, de hecho, positiva –y no negativa, como podría presumirse– y su relación con indicadores convencionales de aversión global al riesgo como el VIX es –al contrario de lo que cabría anticipar– negativa.²² De allí se sigue que podría ser problemático interpretar de manera automática la presencia de las tasas de política de la Reserva Federal como indicativas de una inmediata respuesta procíclica de los Bancos Centrales de nuestra muestra a la eventual presencia del canal financiero del tipo de cambio.

²² Incluso, con posterioridad a la crisis financiera global, la tradicional relación negativa entre VIX y flujos de capitales dirigidos a economías emergentes no está presente en los datos. Bajo la presunción de que el VIX pueda captar mayormente comportamientos muy idiosincrásicos del mercado bursátil norteamericano, esto ha conducido a varios autores a buscar medidas alternativas de aversión global al riesgo (v. gr. Global Stock Market Factor o el “ciclo global del dólar” propuesto por Obstfeld y Zhou (2023) y Fondo Monetario Internacional (2023)) capaces de representar más adecuadamente las condiciones financieras globales. Véanse la próxima sección y el apéndice metodológico y estadístico.

Por otro lado, tal como se examina en detalle en la próxima sección, la evidencia empírica proveniente de una serie de VAR estimados para los cinco países de la muestra pone de manifiesto que, si las tasas de política en cada uno de ellos responden en forma positiva a los movimientos de la tasa base de la Reserva Federal –en consistencia con lo que surge de las reglas de Taylor estimadas– la política monetaria está lejos de comportarse en forma procíclica frente a episodios de endurecimiento de las condiciones financieras globales. Muy por el contrario, en contraste con la idea de una abierta y completa “reticencia a flotar” y a utilizar las tasas de política para defender la paridad de las monedas domésticas, la evidencia tiende a mostrar que en los cinco países la política monetaria responde regularmente en forma contracíclica: en línea con las predicciones del *trilemma*, frente a aumentos observados en la aversión global al riesgo las tasas de política se reducen y las monedas se deprecian.

Por cierto, ya se ha mencionado que, en determinadas instancias de stress financiero pronunciado, algunos de estos Bancos Centrales han buscado suavizar las fluctuaciones del tipo de cambio a través de diversas estrategias de intervención. Pero estas intervenciones de política no parecen estar orientadas a reprimir por completo la depreciación de la moneda frente a la ocurrencia de un shock adverso sino, en todo caso, a evitar eventuales dinámicas disruptivas derivadas de movimientos muy pronunciados del tipo de cambio. Al mismo tiempo, junto con la adopción de diversas regulaciones macroprudenciales a efectos de controlar el ciclo de crédito doméstico, esta suerte de “división del trabajo” entre instrumentos pareciera destinada a ganar grados de libertad para la política monetaria, preservando el papel de las tasas de política en su tarea antiinflacionaria y contracíclica. Tal como se analiza en la última sección –dedicada a examinar las respuestas de política monetaria a partir de la pandemia– la evidencia reciente muestra que estos Bancos Centrales.

Si ello es así, ¿a qué obedece, entonces, la presencia de las tasas de la Reserva Federal en las funciones de reacción de los Bancos Centrales de LATAM-5? ¿Podría ocurrir que esa presencia responda también a otros motivos y no necesariamente sea reflejo de la presencia del canal financiero del tipo de cambio y de una eventual reticencia a flotar, como sugiere la interpretación anterior?

La influencia de los factores externos en la conducción de la política monetaria podría ser, en cambio, el resultado óptimo a seguir por parte de los Bancos Centrales sin que ello refleje necesariamente una reticencia a tomar ventaja de los grados de libertad brindados por la flexibilidad del tipo de cambio. Puede demostrarse, de hecho, que en el contexto de una economía pequeña y abierta que tiene como objetivo una meta de inflación vinculada al IPC y no a la inflación doméstica (v. gr. el deflactor del PIB) una regla de política monetaria óptima incluye a la tasa de interés internacional entre sus determinantes (véase Caputo y Herrera (2017) que también muestran, como nosotros, que éste fue el caso empíricamente para una muestra de economías avanzadas y países en desarrollo).

Los movimientos de las tasas internacionales en las reglas de política podrían en realidad reflejar la existencia de tendencias comunes en economías globalmente integradas, tanto desde el punto de vista real o financiero (v. gr. comportamientos de la inflación internacional o del ciclo

macroeconómico global que anticipen presiones de precios internos futuras o, incluso, *shocks* financieros comunes). De este modo, aún después de controlar por sus objetivos convencionales, la autoridad monetaria de una economía pequeña y abierta podría responder de “pleno derecho” a esos factores sin que ello refleje ipso facto un sacrificio de su autonomía sino eventualmente su mayor exposición a esas influencias comunes.²³ Del mismo modo, en Woodford (2010) se muestra que en una Economía abierta la tasa de interés real está claramente influida por la tasa real del resto del mundo y que, en tales circunstancias, la política monetaria del resto del mundo es un factor que puede afectar las variables domésticas (sin que ello implique que las autoridades domésticas no estén en condiciones de controlar la evolución nominal interna).

3. La evidencia proveniente de modelos SVAR

En esta sección contamos los resultados de los modelos SVAR (estimados para el periodo 2004-2021) utilizados para evaluar la respuesta dinámica de las variables domésticas elegidas frente a distintos *shocks* tanto externos como internos y las interrelaciones que surjan entre las variables para las economías de LATAM-5. En segundo lugar, evaluamos la respuesta de política monetaria a diferentes tipos de *shocks*.

Siguiendo a Peersman y Smets (2003) dividimos las variables en dos grupos. En el primer grupo ubicamos a dos variables exógenas: i) un *shock* financiero, f_t ; y, ii) uno real, q_t . El segundo grupo está compuesto por las cuatro variables domésticas seleccionadas: i) el producto interno bruto, y_t ; ii) el índice de precios al consumidor, p_t ; iii) el tipo de cambio nominal bilateral contra el dólar americano, s_t ; y, iv) la tasa de interés de política monetaria, i_t .

Encontramos que los *shocks* financieros o reales impactan negativamente en la actividad económica de cada país.^{24,25} Una baja en q_t tiene un impacto de corto plazo a la suba tanto en los precios, y, con algunos rezagos, a la baja en la actividad. Por otro lado, subas de f_t , impactan contemporáneamente a la baja en la actividad.

También encontramos evidencia que respalda la idea de que el tipo de cambio se utiliza con la intención de amortiguar *shocks* en las economías de LATAM-5. En primer lugar, ante *shocks* negativos (positivos), el tipo de cambio responde al alza (a la baja) transitoriamente (ver la Figura 2). En esta misma línea, al analizar la descomposición de varianza del tipo de cambio, se observa que en gran medida se explica por la variabilidad de f_t en los plazos más cortos (1 a 12 meses) y por la variabilidad de q_t en los plazos medios y largos (12 a 24 meses). Ello va en línea con la evidencia de que el tipo de cambio ajustaría para intentar aislar o absorber estos *shocks*

²³ Nelson (2020) destaca que una mayor integración internacional aumenta naturalmente la exposición de una economía a la ocurrencia de perturbaciones externas adversas y, por tanto, a la influencia de variables provenientes del contexto internacional. Esa mayor exposición no implica, inmediatamente, una mayor vulnerabilidad ni una menor autonomía de política. Adler y Tovar (2014) muestran, de hecho, que en el caso de la región latino-americana la mayor exposición a *shocks* financieros globales ha sido mitigada por aquellas economías con mejores fundamentales fiscales y externos y que han estado en condiciones de exhibir un progreso más decidido hacia esquemas caracterizados por una mayor flexibilidad cambiaria.

²⁴ Probamos tanto el VIX, el EMBI+, el índice de tipo de cambio multilateral del dólar americano contra otros países avanzados de la Reserva Federal, o el factor financiero global de Miranda-Agrippino y Rey (2020).

²⁵ Utilizamos a la variable de términos de intercambio como medida de *shock* externo.

transitorios. En segundo lugar, resulta interesante destacar que las perturbaciones exógenas del tipo de cambio no se traducen en *shocks* significativos ni en los precios ni en la actividad en las economías de las economías de LATAM-5. Aunque se observa una respuesta leve y de corta duración para la actividad en Brasil y los precios para Colombia ante impulsos exógenos en el tipo de cambio; en ninguna de las descomposiciones de varianza de la actividad y de los precios encontramos que la variabilidad tipo de cambio nominal desempeñe un papel relevante.

Figura 2: Respuesta de las variables domesticas a distintos shocks en LATAM-5

Shock	Response variable	Response by country				
		BRA	CHI	COL	MEX	PER
TCN	IPC	—	—	↑	—	—
	PIB	↓	—	—	—	—
TOT	TCN	↓	↓	↓	↓	↓
	IPC	—	↑	↑	↑	—
VIX	PIB	↑	↑	↑	↑	↑
	TCN	↑	↑	↑	↑	↑
VIX	IPC	—	↓	—	↑	—
	PIB	↓	↓	↓	↓	↓

Fuente: elaboración propia.

Por último, la tasa de política monetaria de los LATAM-5 no responde ante perturbaciones del tipo de cambio y si reacciona contracíclicamente a fin de suavizar los cambios en la inflación y el crecimiento del producto (ver Figura 3). Estos resultados hallados están en línea con lo esperado para un régimen de metas de inflación con tipo de cambio flexible. Al mismo tiempo, coincide con los resultados encontrados en las estimaciones de las reglas de Taylor que se presentaron en la sección anterior.

Las tasas de política de los Bancos Centrales de los LATAM-5 reaccionan a la suba rápidamente frente a un *shock* al alza de la inflación. En el caso de una innovación al producto, la respuesta de la tasa de política monetaria de los cinco Bancos Centrales también es contracíclica, aunque con un rezago de entre tres y cinco meses para los casos de Brasil y México (ver Figura 3).

Esta respuesta contracíclica de la política monetaria ante *shocks* negativos juntamente con el tipo de cambio actuando como mecanismo de absorción de *shocks* está en línea con los postulados del *trilemma* monetario de economía abierta. Los bancos centrales de LATAM-5 no son forzados a subir las tasas de interés por temor a que nuevas rondas de depreciaciones puedan desanclar las expectativas de inflación o impactar en la actividad a través de alguna fragilidad financiera.

Figura 3: Respuesta de las tasas de política a distintos shocks en LATAM-5

		Shock	Respuesta				
		+	BRA	CHI	COL	MEX	PER
Domestic	IPC		↑ _{t+3}	↑ _{t+0}	↑ _{t+0}	↑ _{t+5}	↑ _{t+0}
	PIB		↑ _{t+0}	↑ _{t+0}	↑ _{t+0}	↑ _{t+0}	↑ _{t+0}
	TCN		—	—	—	↑ _{t+5}	—
External	TOT		—	↑ _{t+7}	↑ _{t+0}	—	↑ _{t+16}
	VIX		↓	↓ _{t+13}	↓	↓ _{t+6}	↓

Fuente: elaboración propia.

Encontramos el impacto esperado respecto a un *shock* externo real negativo: el producto se contrae, la inflación aumenta y la moneda se deprecia (ver Figura 3). Las autoridades monetarias de Chile, Colombia y Perú bajan las tasas de política, dando muestras del rol contracíclico de la política monetaria en estos países. En el caso de Brasil y México, no se encuentra una respuesta significativa de la tasa de política monetaria ante *shocks* de externos reales.

Las funciones de impulso respuesta de los VAR también nos permiten estimar la reacción de la política monetaria ante los distintos *shocks* financieros globales de aversión al riesgo y contribuir a interpretar la influencia de la tasa de la Reserva Federal, i_t^{US} , en las decisiones de política monetaria de los Bancos Centrales analizados. Ante un *shock* externo financiero (medido mediante el VIX) las autoridades monetarias de las LATAM-5 reducen su tasa de política con distintos rezagos.²⁶ Los resultados sugieren que estos Bancos Centrales actúan contracíclicamente ante un endurecimiento de las condiciones financiera internacionales.

Respecto a los efectos de derrame de la política monetaria de los EE. UU. sobre los países de LATAM-5 encontramos que ante una suba de la tasa de política de la Reserva Federal, a excepción de Chile, el resto de los Bancos Centrales responden subiendo sus tasas. Este resultado también está en línea con los hallazgos presentados en la sección anterior. Colombia, Perú y México reaccionan positivamente frente a una suba de dicha tasa, y Brasil lo hace, pero luego de una suba de la tasa de interés de los bonos a 10 años de los EE. UU.²⁷ A diferencia de los *shocks* financieros asociados a la mayor aversión al riesgo, innovaciones de la tasa de la Reserva Federal no tienen impacto ni en la inflación ni el tipo de cambio para ninguna de las economías. Encontramos que las subas de tasas de LATAM-5 en línea con la de la Reserva Federal (a excepción de Chile) podría estar guiada por un patrón de inflación común que afecta tanto a economías emergentes como avanzadas. En este caso, la naturaleza del *shock* (presiones inflacionarias) es común lo cual requerirá el mismo sesgo de política. En efecto, un *shock* de inflación en los EE. UU. impactaría positivamente en la inflación de las cinco economías y en las tasas de política de Brasil, Colombia y México (ver Figura 4).

²⁶ Este resultado es robusto a las otras variantes listadas para f_t .

²⁷ La tasa de política monetaria de Perú también reacciona a la tasa de interés de los bonos a 10 años de los EE. UU.

Figura 4: Respuesta de las tasas de política a distintos shocks en LATAM-5

Shock	Variable	Respuesta				
		BRA	CHI	COL	MEX	PER
↑ IPC_{US}	IPC	↑	↑	↑	↑	↑
	TPM	↑	—	↑	↑	—
↑ i_{ff}	TPM	—	—	↑	↑	↑
↑ Us_{10y}	TPM	↑	—	—	—	↑

Fuente: elaboración propia.

Ello sugiere que detrás de dichas subas de tasas en las LATAM-5 estaría la suba de la tasa de inflación internacional y no un endurecimiento de las condiciones financieras internacionales como sugiere Rey (2016) para las economías emergentes. Tal como ya se anticipó, estos resultados están en línea con el debilitamiento encontrado por Habib y Venditti (2019) entre la tasa de la Reserva Federal y las condiciones financieras que enfrentan las economías emergentes.²⁸ A nivel teórico, Woodford (2010) muestra cómo el Banco Central puede influir decisivamente en su economía y tener ancladas las expectativas de inflación sugiriendo que la globalización no es motivo para no responsabilizar a los Bancos Centrales por el desempeño inflacionario de sus respectivas economías.

Por último, otros dos resultados centrales encontrados refuerzan la idea de que la política monetaria de los LATAM-5 tiene un claro rol contracíclico. Por un lado, las tasas de corto plazo y mediano del sistema financiero se mueven en línea con las tasas de política monetaria; por el otro, las primas de riesgo soberanas no aumentan ante un *shock* financiero global. El primer resultado (v. gr. las tasas pasivas y activas del sistema financiero se mueven en línea con las tasas de políticas en dirección opuesta al *shock* financiero) se contrapone a lo encontrado por De Leo, Gopinath y Kalemli-Özcan (2022) para economías emergentes sobre el impacto negativo de los *shocks* financieros globales en las condiciones crediticias locales más allá del intento de los bancos centrales de inyectar liquidez contracíclicamente. El segundo resultado, como se dijo, es que los *shocks* financieros no producen subas de los rendimientos de sus bonos soberanos de largo plazo. En los últimos 20 años, estas economías atravesaron un proceso tendencial de comprensión de spreads en el cual sus cotizaciones estuvieron más asociados con la de los bonos del tesoro de los EE. UU. que con la aversión al riesgo global. Este fenómeno es gran medida el resultado de haber aplicado reformas que fortalecieron las instituciones macroeconómicas y permitieron mantener las expectativas de inflación ancladas, la disciplina fiscal y la estabilidad y desarrollo de los mercados financieros internos.

La evidencia encontrada sugiere que la política monetaria de las LATAM-5 no estaría condicionada por el ciclo financiero internacional. Estos resultados son consistentes con Obstfeld (2020) que argumenta que la transmisión de *shocks* financieros globales es más probable amortiguarla bajo

²⁸ En la misma línea, Avdjiev *et al.* (2017) sugieren que desde la crisis financiera internacional la sensibilidad de la liquidez global al riesgo global ha disminuido significativamente como resultado de las modificaciones en los marcos regulatorios que han contribuido a una mayor capitalización de los sistemas financieros.

regímenes de tipo de cambio relativamente flexibles a partir de la mayor autonomía que estos esquemas permiten a la política monetaria. Ello contrasta con lo encontrado por Rey (2016) que sugiere que las políticas monetarias independientes son posibles, si y sólo si, la cuenta de capital es administrada directa o indirectamente. De acuerdo a nuestra evidencia, en las economías LATAM-5, las autoridades monetarias parecen cada vez más dispuestas a permitir que el tipo de cambio se mueva con el objetivo de absorber los *shocks* financieros negativos.

Aunque el recurso a esa mayor flexibilidad convive con intervenciones puntuales dirigidas a suavizar fluctuaciones en caso extremos y es complementada con regulaciones macroprudenciales y, en algunos casos, con ciertas restricciones en la cuenta financiera, lo cierto es que los Bancos Centrales parecen tener una creciente independencia para manejar las tasas de interés de política sin que ello entre en conflicto con sus objetivos de mantener la inflación baja y suavizar el ciclo económico. En efecto, estas políticas complementarias, implementadas de manera coordinada y subordinadas a la política de tasas de interés destinada a mantener la estabilidad de precios, han desempeñado un papel crucial en la reducción de las vulnerabilidades financieras. Todo ello ha contribuido en la dirección de ir ampliando el margen de maniobra de la política monetaria y su creciente utilización del tipo de cambio como potencial amortiguador de perturbaciones, en contraste con su papel de amplificador en varios episodios de la década de 1990 (Hofman *et al.*, 2020).

Estos logros se han alcanzado en gran medida como consecuencia de la adopción simultánea de medidas destinadas a fortalecer las instituciones macroeconómicas fundamentales, reduciendo así las fuentes tradicionales de dominancia que en el pasado limitaban la credibilidad y eficacia de la política monetaria. Esto incluye un mayor compromiso con la disciplina fiscal, la solidez de los sistemas bancarios y el desarrollo de los mercados financieros internos. En resumen, nuestros hallazgos parecen respaldar la idea de que, pese a su mayor exposición a *shocks* financieros globales, las economías emergentes que están crecientemente integradas en los mercados internacionales y han fortalecido sus fundamentos macroeconómicos han incrementado su capacidad de con esas perturbaciones.

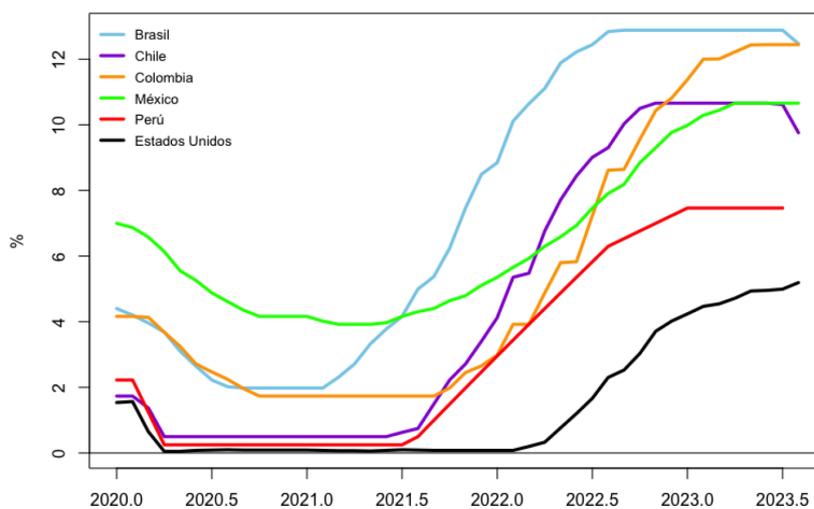
4. COVID-19 y pospandemia

El objetivo de la presente sección es analizar brevemente la reacción de la política monetaria en los países de LATAM-5 en respuesta tanto al *shock* provocado por el COVID-19 como a la rápida acumulación de presiones inflacionarias ocurridas durante la pospandemia. Para describir la conducta de los Bancos Centrales en cada caso nacional utilizamos las reglas de Taylor presentadas previamente y cuyos coeficientes fueron estimados para el periodo que finaliza en diciembre de 2019. El episodio que describe, dependiendo los casos, un ciclo de política relativamente “completo” en el que a una marcada relajación de la instancia de política monetaria le sigue una fase de endurecimiento intenso resulta interesante porque permite analizar las prescripciones hipotéticas que, para el último trienio, resultan de nuestra estimación de las funciones de reacción. Al mismo tiempo, ilustra el modo en que los Bancos Centrales de estos países respondieron recientemente a una serie de perturbaciones bastante “extremas” poniendo

en juego los mayores grados de libertad que han ido consolidando en el último periodo y sin que se verifiquen mayores disrupciones en la dinámica macro/financiera.

Tal como recién se dijo y se observa en la Figura 5 el comportamiento de los Bancos Centrales de LATAM-5 desde inicios de 2020 reconoce dos etapas bien diferenciadas. Frente a la ocurrencia inicial de la crisis sanitaria causada por el COVID-19, y en línea con la acción expansiva de las autoridades monetarias en la mayor parte del planeta, se observa una primera fase de rápida y marcada reducción de las tasas de política. A esa etapa sigue posteriormente una fase contractiva que comienza entre marzo (Brasil) y septiembre de 2021 (Colombia) en respuesta al surgimiento de persistentes presiones inflacionarias, luego del levantamiento del grueso de las restricciones a la movilidad en el marco de las dislocaciones provocadas por la crisis sanitaria (y a las que se sumaron posteriormente el alza de los precios internacionales de los alimentos y la energía como consecuencia de la invasión rusa a Ucrania).

Figura 5: Tasas observadas de política monetaria (en %)



Fuente: en base a datos de bancos centrales.

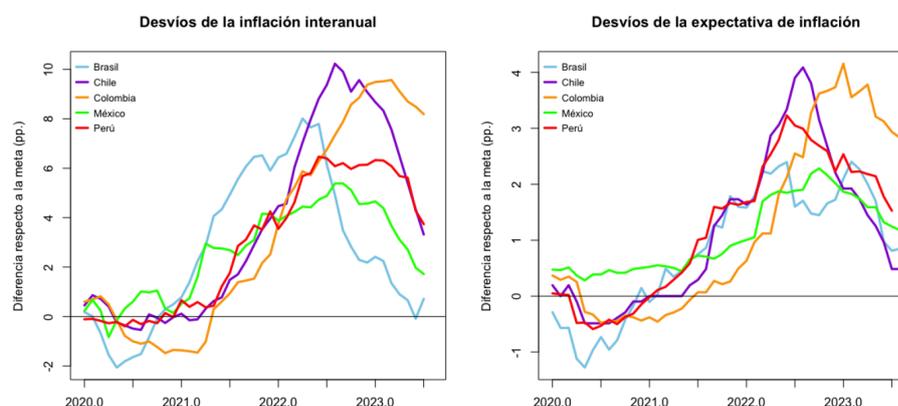
Un primer hecho a destacar es que el inicio del ciclo alcista en estos países de la región se verificó en forma bastante “temprana”, prácticamente un año antes del comienzo del proceso de normalización de tasas por parte de la Reserva Federal. Esta anticipación admite, por cierto, diferentes interpretaciones. Por un lado, puede deberse a razones puramente domésticas asociadas al seguimiento de las prescripciones de la “función de reacción” implícita de cada Banco Central y al intento de prevenir el eventual desanclaje de las expectativas inflacionarias del público en un contexto de presiones inflacionarias inéditamente intensas. De hecho, en seguida se verá que, a juzgar por lo indicado por las reglas de Taylor estimadas, los Bancos Centrales no se apresuraron y tendieron, en realidad, a demorar el inicio de la fase contractiva del ciclo.

Por otro lado, la anticipación respecto de la suba de tasas por parte de la Reserva Federal puede denotar por el contrario una actitud de extrema cautela. Al fin de cuentas, pese al progreso hecho en términos de credibilidad y a los mayores márgenes de maniobra en principio disponibles, lo cierto es que los riesgos de una potencial disrupción financiera gatillada por la ampliación del

diferencial de tasas respecto de la tasa base continúan siendo potencialmente significativos en nuestras economías. No resulta casual que los riesgos derivados de la inminente reversión del sesgo fuertemente expansivo de la política monetaria estadounidense y la evaluación acerca de la capacidad de las economías emergentes para procesarlos hayan sido uno de los tópicos de mayor atención en los reportes elaborados por los organismos multilaterales de crédito en el periodo de la pospandemia (Fondo Monetario Internacional, 2023; Banco Mundial, 2023).

El repaso de la evidencia reciente ayuda a ilustrar el modo en que estas diferentes consideraciones pudieron haber influido en las decisiones de política monetaria en el caso de las economías de LATAM-5. La Figura 6 muestra los desvíos tanto de la inflación observada como los de la inflación esperada a un año vista respecto de las metas objetivo al momento en que cada uno de los Bancos Centrales de LATAM-5 dio inicio al proceso alcista. Como se puede apreciar allí, en general, las autoridades monetarias comenzaron a responder elevando las tasas de política cuando, influidas por la evolución alcista de los índices de precios, las expectativas inflacionarias del público empezaron a desviarse sistemáticamente de las metas²⁹.

Figura 6: Desvíos de inflación observada e inflación esperada respecto de la meta (en puntos porcentuales)



Fuente: elaboración propia.

Sin embargo, resulta interesante destacar que las prescripciones derivadas de las reglas de Taylor estimadas en este trabajo indicaban, en principio, un alza aún más temprana de las tasas de política. Eso es lo que se ve en la Figura 7, que presentan las funciones de reacción estimadas para el periodo reciente en cada uno de los países de nuestra muestra.³⁰ Como se dijo, estas prescripciones surgen de aplicar los coeficientes estimados para el periodo finalizado en 2019 a las brechas de expectativa inflacionaria y de producto calculadas para el último trienio.³¹ Tal como

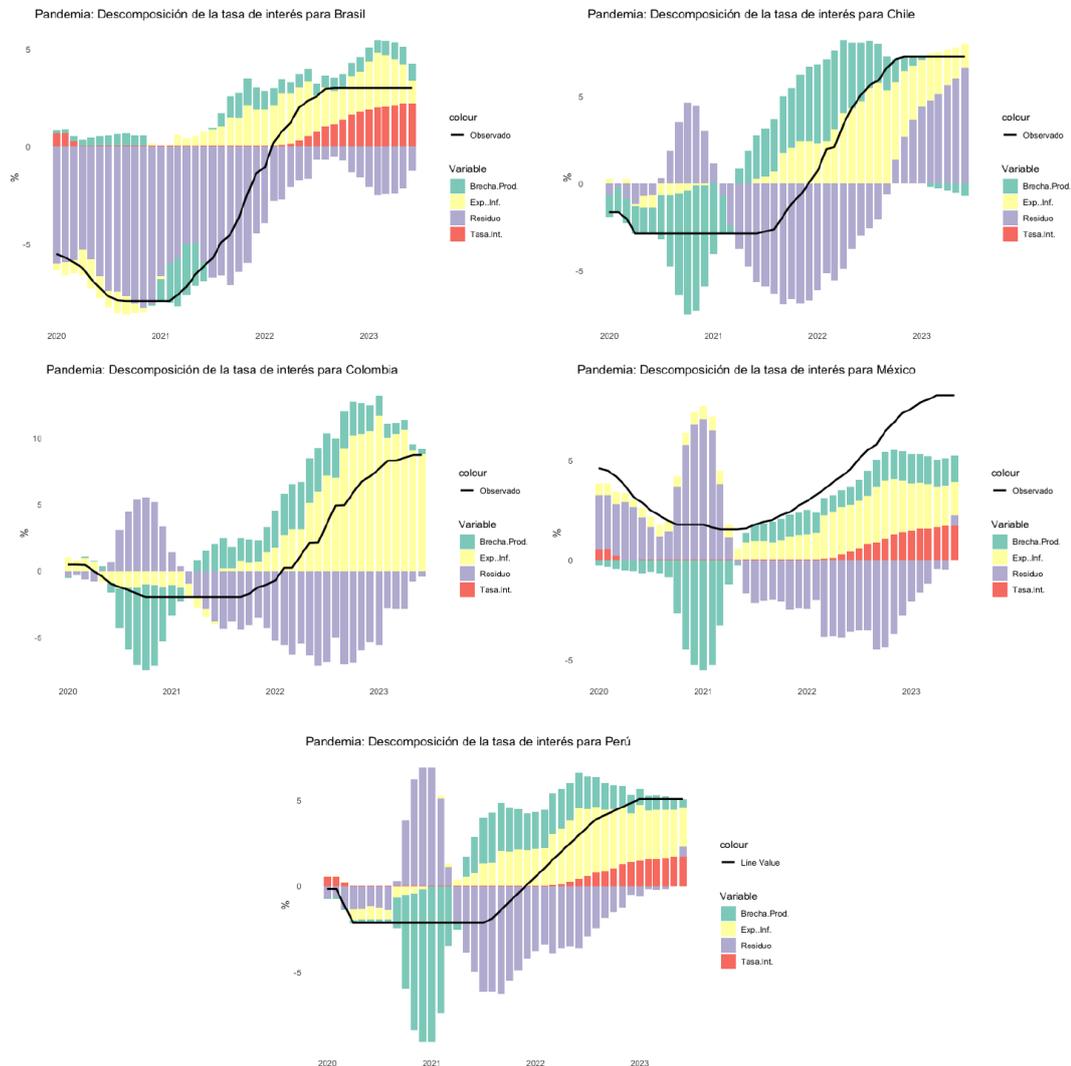
²⁹ En el caso de México el desvío de la expectativa respecto de la meta se remonta, estrictamente, al periodo previo al inicio de la pandemia, aunque tendía a oscilar en torno a medio punto porcentual anual. A juzgar por la evidencia, las autoridades monetarias del país azteca inician el alza de las tasas, sin embargo, cuando el desvío tiende a ubicarse sistemáticamente por encima de este registro.

³⁰ Se excluye la influencia de la constante a modo de presentar los gráficos de forma más amigable al lector. A la tasa observada se le ha restado dicha constante.

³¹ Nuestra estimación incorpora, como ya se sabe, un término asociado al comportamiento de la tasa de la Reserva Federal, de modo que el ejercicio presentado en los gráficos incorpora naturalmente este efecto que, no obstante, era naturalmente poco relevante hasta el inicio efectivo del ciclo alcista por parte de la Reserva Federal.

puede apreciarse, luego de una primera etapa en la que la prescripción derivada de las reglas de Taylor era la de inducir una fuerte reducción de las tasas de interés (excepto en el caso de Brasil en donde la tasa observada se ubicaba ya por debajo de la prescrita), a partir de fines de 2020 la función de reacción estimada señalaba en la dirección de un cambio en la instancia de política.³²

Figura 7: Reglas de Taylor y su descomposición



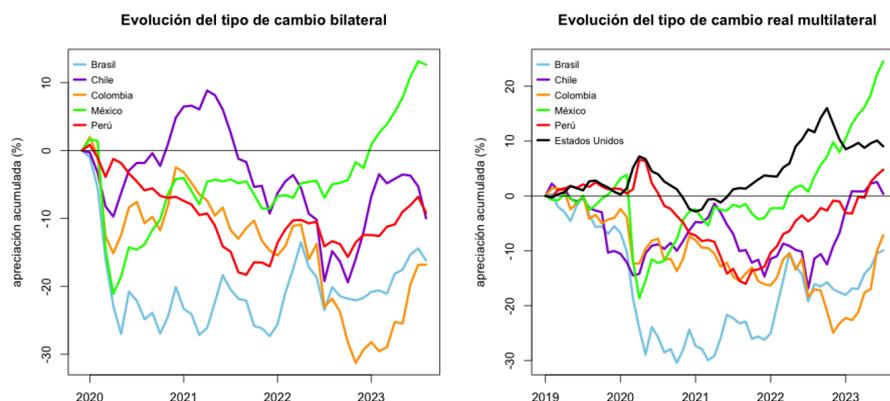
Fuente: elaboración propia.

³² Resulta interesante observar que la reducción prescrita por la regla para los meses iniciales de la pandemia llevaba en la mayoría de los casos a las tasas de política a territorio negativo, por debajo del límite inferior efectivo presumible de las tasas nominales. Como se aprecia en los gráficos tanto Chile como Perú –que habían arribado al episodio ya con tasas muy reducidas– las llevaron muy cerca del 0 % anual. Frente a esta situación, y dadas las circunstancias excepcionales planteadas por la pandemia y la vigencia de las cuarentenas y otras restricciones a la movilidad, en algunos de los casos los Bancos Centrales se involucraron por primera vez en políticas de relajamiento cuantitativo y de intervención directa en los mercados de crédito (del estilo de las que venían implementando desde la crisis financiera global y que volvieron a poner en práctica durante el evento sus contrapartes en países avanzados).

Como recién se mencionó lo que se observa es que, a pesar de ello, la mayoría de los países comienzan a subir sus tasas con cierto rezago respecto de lo indicado por la regla. De acuerdo con nuestra estimación, el desacople inicial fue más notorio en los casos de Brasil (en donde la regla indicaba la existencia de un desvío significativo durante todo el periodo previo) y de Perú y Chile (que habían tocado su “límite inferior” de tasas nominales).³³ En los casos de México y Colombia los desvíos identificados fueron, en cambio, relativamente menores.

Cuando se descomponen las señales emitidas por las funciones de reacción en sus factores “explicativos” se observa que, en un primer periodo en que todavía las expectativas de inflación se encontraban relativamente alineadas respecto de las metas, la indicación en la dirección de un alza proviene principalmente de la estimación de brechas de output positivas (particularmente en los casos de Chile y Colombia). Pese a estas incipientes señales los Bancos Centrales parecen haber actuado inicialmente con cierta cautela ante la legítima incertidumbre planteada por un contexto enteramente inédito frente al cual podía presumiblemente argumentarse en la dirección de pecar “por defecto”. Especialmente, si el temor consistía en la posibilidad de que la pandemia dejase cicatrices permanentes en materia de actividad económica, destrucción de capacidades productivas y de producto potencial. Las autoridades podrían en tal caso abrigar legítimas sospechas respecto de la calidad y precisión de las estimaciones sobre la brecha de output y ello podría haber conducido en la dirección de una “demora” respecto de lo indicado por las funciones de reacción³⁴.

Figura 8: Tipo de cambio nominal bilateral y real multilateral en el episodio



Este sesgo pudo haberse visto reforzado por la percepción de que las incipientes presiones inflacionarias eran de naturaleza puramente transitoria (algo que parece haber sido un factor relevante también en el caso de la Reserva Federal (Blanchard y Bernanke, 2023). En particular, dada la naturaleza de la regla de política estimada en este trabajo –basadas en la brecha de inflación anticipada y no en los desvíos de la inflación efectiva– cabe presumir que las autoridades sólo se habrían decidido a actuar cuando se convencieron de que, debido al potencial desancle de

³³ En el caso particular de Brasil el significativo “desvío” entre la tasa observada y la prescripta puede, sin embargo, deberse a los problemas de ajuste de los que, como ya se dijo, adolece la estimación en el caso de este país (véase la sección II).

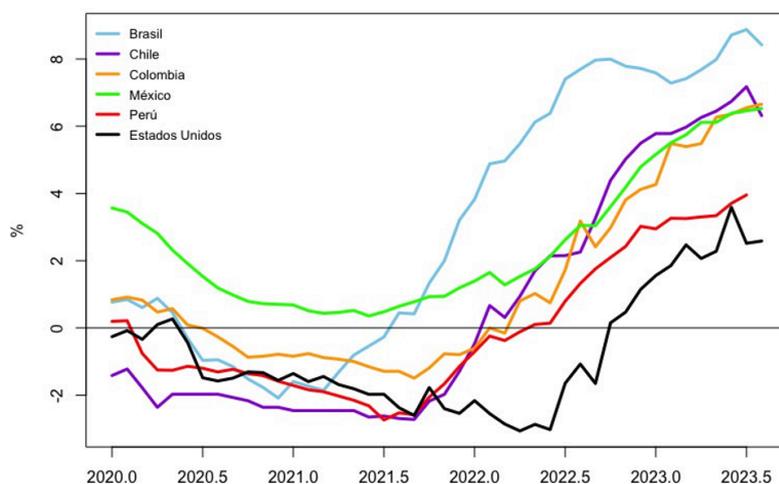
³⁴ Véase, al respecto, el apéndice metodológico y estadístico para un comentario respecto de las dificultades para estimar las brechas de output frente a la ocurrencia del *shock* provocado por la pandemia.

las expectativas, el balance de riesgos se había inclinado de manera decisiva en la dirección de una acción antiinflacionaria. Por cierto, para ese momento, las alzas de precios efectivamente registradas se ubicaban en algunos casos en niveles bastante elevados.

A partir de allí, los Bancos Centrales de LATAM-5 se involucraron, sin embargo, en un proceso de acelerada contracción monetaria que abarcó subas de más de 12 puntos porcentuales o similares en los casos de Brasil, Chile y Colombia (en donde las tasas de inflación interanuales llegaron a superar los dos dígitos) o, algo más moderadas, en los de Perú y México (de poco menos de 8 puntos porcentuales). El proceso alcista duró aproximadamente un año y medio en la mayoría de los casos, comenzando por Brasil en marzo de 2021 que fue la primera economía en iniciar una fase de aumentos de tasa de política hasta llegar a Colombia, que inició las alzas en los últimos meses de ese año.

Cabe destacar que, en línea con el principio de Taylor, al finalizar la etapa alcista del ciclo de política monetaria, las tasas de interés de referencia en términos reales se ubicaban en casi todos los casos en territorio fuertemente positivo cuando se las mide en términos de la inflación esperada ex ante (véase la Figura 9). Salvo en el caso de Colombia, en donde las presiones inflacionarias parecen todavía persistir con mayor intensidad vinculadas también a la fuerte depreciación cambiaria asociada a factores idiosincrásicos de incertidumbre, esa determinación indujo, a su turno, una declinación incipiente de las tasas de inflación, en línea con los rezagos clásicos de los mecanismos de transmisión de la política monetaria (de poco más de un año). Por su parte, y de manera aún más relevante, las propias anticipaciones del público gradualmente empezaron a retornar a valores más cercanos a las metas fijadas por las autoridades.

Figura 9: Tasa real de interés ex-ante (en %)



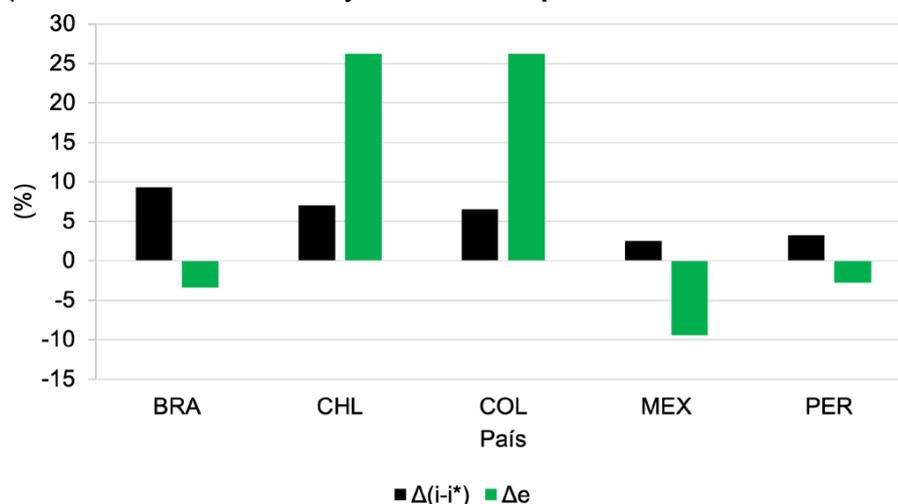
Fuente: elaboración propia.

De hecho, completado el ciclo, cabe destacar que en los últimos meses tanto los Bancos Centrales de Brasil como Chile han iniciado un incipiente proceso de reducción de las tasas de política. De la observación de las reglas de Taylor presentadas en la Figura 7 cabe destacar que en el caso chileno la función de reacción ya emitía claras señales en la dirección de una reducción desde fines del

año pasado, algo que tendía a ocurrir con mucha menor intensidad en los casos de Perú y México desde inicios del año en curso. Por su parte, las reglas de Taylor estimadas no indicaban lo mismo en el caso colombiano en donde las presiones inflacionarias asociadas a la depreciación de la moneda continuaban obligando a mantener una instancia restrictiva de política.³⁵

Más aún, pese a las inquietudes iniciales respecto de las consecuencias disruptivas que podría traer aparejado el endurecimiento de la política monetaria estadounidense, parece haber pocos indicios concretos de que, al menos durante este episodio, la conducta de los Bancos Centrales de LATAM-5 haya estado condicionada por la existencia de un reeditado “temor a flotar”. Si bien no es posible descartar que en la decisión de iniciar la normalización de tasas de política no haya influido en alguna medida una cierta cautela preventiva dirigida a evitar posibles impactos disruptivos derivados del alza de la tasa base, lo cierto es que el comportamiento de los tipos de cambio nominales no puso de manifiesto la existencia de tensiones relevantes que comprometieran la estabilidad financiera interna. De hecho, tanto durante el *shock* causado por la pandemia como en el periodo posterior de salida de la crisis sanitaria, los tipos de cambio tendieron a moverse sin mayores disrupciones en línea con las “prescripciones de libro de texto”: depreciándose para complementar la respuesta expansiva de una reducción de la tasa de política y apreciándose cuando la política monetaria inició la fase contractiva del ciclo (véase la Figura 8 y Figura 10). Más allá de la incidencia de factores idiosincrásicos asociados a la situación política interna de algunos de los países, en general las monedas continuaron apreciándose en términos reales, e incluso nominales, luego de que la Reserva Federal iniciara su ciclo de alzas (véase la Figura 5).³⁶

Figura 10: Movimientos cambiarios contra diferencial respecto a la Fed (cambio en brecha de tasas y variación del tipo de cambio nominal)



Fuente: elaboración propia.

³⁵ Para el caso de Colombia véase notas al pie anteriores. En el caso de Brasil la regla de Taylor estimada emitía todavía señales en la dirección de mantener una instancia restrictiva de política, aunque caben recordar las dificultades de estimación y el ajuste menos preciso en este caso.

³⁶ Visibles sobre todo en el caso de Chile y de Colombia (en donde, como se dijo antes, la moneda local continuó depreciándose con cierta intensidad hasta bien entrado este año y ello se tradujo en la persistencia de presiones inflacionarias que todavía ubican a los incrementos interanuales de precios por encima de los dos dígitos).

5. Conclusión

A lo largo de este trabajo hemos intentado caracterizar el modo en que los Bancos Centrales de la región (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) que migraron en las últimas décadas hacia esquemas formales de metas de inflación conducen en la actualidad su política monetaria. Para intentar responder alguna de estas preguntas, estudiamos las reglas de intervención que siguen cada una de ellas en la conducción de su política monetaria y estimamos en forma mensual para las últimas dos décadas, las funciones de reacción de sus respectivos Bancos Centrales.

Uno de los principales resultados del análisis es que durante el periodo bajo análisis las autoridades monetarias de estas economías fueron ganando crecientes grados de libertad y autonomía en la conducción de su política. En particular, encontramos que estos bancos centrales han ampliado gradualmente sus márgenes de maniobra para actuar contracíclicamente sin entrar en conflicto con los objetivos de estabilidad de precios y estabilidad financiera. En efecto, como resultado de nuestra indagación, encontramos que, al tomar sus decisiones de política, en los cinco casos – aunque con algún matiz en el de Brasil– las autoridades monetarias de LATAM-5 se han comportado en línea con las predicciones de una regla de J. Taylor (1993) que mira “hacia adelante” (forward looking). Por un lado, hallamos que las tasas de política de estos Bancos Centrales responden más que proporcionalmente a los desvíos de la inflación esperada a un año, induciendo un alza de las tasas de interés reales respecto de la tasa natural wickselliana cada vez que la inflación amenaza desviarse de su meta objetivo. Por otro lado, encontramos que en todos los casos la política monetaria está en condiciones de responder en forma contracíclica a la presencia de una brecha de output.

De manera interesante, sin embargo, también encontramos evidencia de que las autoridades monetarias de estos países responden en forma positiva y sistemática a los movimientos de la tasa de política de la Reserva Federal, tendiendo a replicar su instancia de política. Sin embargo, pese a lo que podría inferirse, la presencia de la tasa de interés estadounidense no es necesariamente el reflejo de la persistencia del tradicional “miedo a flotar” que tendió a caracterizar en el pasado a la mayoría de las economías de la región.

En línea con los postulados del *trilemma*, una serie de estimaciones de vectores autorregresivos para cada una de estas economías pone simultáneamente de manifiesto la creciente utilización del tipo de cambio como mecanismo dirigido a intentar suavizar las consecuencias de *shocks* externos, Por cierto, ello no significa que, en determinadas instancias y en presencia de *shocks* adversos de gran magnitud, las autoridades no hayan recurrido a políticas complementarias (v. gr. intervenciones cambiarias) dirigidas a suavizar la volatilidad del tipo de cambio y evitar impactos disruptivos que pongan en riesgo la estabilidad financiera interna. Por otro lado, en el contexto de economías pequeñas y abiertas desde el punto de vista real y financiero, las autoridades desplegaron muchas veces un conjunto de medidas de naturaleza complementaria (v. gr. herramientas macroprudenciales o, incluso, algunos controles a la movilidad de capitales) dirigidas a aislarse de los derrames más disruptivos provenientes del ciclo financiero global. Sin embargo, cabe destacar que estas políticas fueron en general adoptadas de forma complementaria y subordinada a la política de tasas de interés destinada a anclar las expectativas de inflación

(Ghosh, Ostry y Chamon,2016).

En paralelo con un conjunto de acciones dirigidas a asegurar un funcionamiento más adecuado de las instituciones macroeconómicas fundamentales, atenuando las fuentes tradicionales de dominancia que en el pasado condicionaron severamente el accionar y la credibilidad de la política monetaria, estas iniciativas han contribuido a reducir las vulnerabilidades financieras y a ampliar el espacio para que el tipo de cambio funcione como un amortiguador de *shocks*, en contraposición a su papel como amplificador observado en varios episodios de la década de 1990 (Hofman *et al.*, 2020). En última instancia, nuestros resultados respaldan la noción de que, tal como ha ocurrido en otras economías emergentes financieramente integradas, las economías de LATAM-5 han mejorado sus fundamentos macroeconómicos y han fortalecido gradualmente su capacidad para hacer frente a *shocks* externos (reales y financieros) y atender sus objetivos de estabilidad monetaria y financiera, tal como parece ilustrarlo la respuesta de política frente al COVID-19 y en el periodo reciente de la pospandemia.

Referencias

Adler, G. y Tovar, C. (2014). "Intervenciones en el mercado cambiario y su efecto en el tipo de cambio". *Monetaria* 2.1, pp. 1-54. URL: https://www.cemla.org/PDF/monetaria/PUB_MON_XXXVI-01-01.pdf (visitado 01-11-2023).

Avdjiev, S. et al. (2017). "Gross Capital Flows by Banks, Corporates and Sovereigns". Working Paper 23116. National Bureau of Economic Research. DOI: 10.3386/w23116.

Banco de Pagos Internacionales (2019). *Annual Economic Report 2019*. Annual Economic Report. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements. URL: <https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2019e.htm> (visitado 01-11-2023).

— (2022). *Macro-Financial Stability Frameworks and External Financial Conditions*. Report Submitted to the G20 Finance Ministers and Central Bank Governors. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements. URL: <https://www.bis.org/publ/othp53.htm> (visitado 01-11-2023).

Banco Mundial (2023). *Global Economic Prospects: June 2023*. Global Economic Prospects Report. Washington, D.C.: World Bank. URL: <https://bit.ly/GEPJune2023FullEN> (visitado 01-11-2023).

Basco, E., D'Amato, L. y Garegnani, L. (2009). "Understanding the Money–Prices Relationship Under Low and High Inflation Regimes: Argentina 1977–2006". *Journal of International Money and Finance* 28.7, pp. 1182-1203. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.06.008>.

Batini, N., Levine, P. y Pearlman, J. (2010). "Monetary Rules in Emerging Economies with Financial Market Imperfections". *International Dimensions of Monetary Policy*. Ed. por J. Gali y M. Gertler. The University of Chicago Press. Cap. 5, pp. 251-311. DOI: <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226278872.003.0006>.

Benhabib, J., Schmitt-Grohé, S. y Uribe, M. (2001). "Monetary Policy and Multiple Equilibria". *American Economic Review* 91.1, pp. 167-186. DOI: 10.1257/aer.91.1.167.

— (2002). "Chaotic Interest-Rate Rules". *American Economic Review* 92.2, pp. 72-78. DOI: 10.1257/000282802320189032.

Blanchard, O. y Bernanke, B. (2023). "What Caused the US Pandemic-Era Inflation?". Working Paper 31417. National Bureau of Economic Research. DOI: 10.3386/w31417.

Braun, O. y Joy, L. (1968). "A Model of Economic Stagnation—A Case Study of the Argentine Economy". *The Economic Journal* 78.312, pp. 868-887. DOI: <https://doi.org/10.2307/2229183>.

Calvo, G. y Mishkin, F. (2003). "The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries". *Journal of Economic Perspectives* 17.4, pp. 99-118. DOI: 10.1257/089533003772034916.

Calvo, G. y Reinhart, C. (2002). "Fear of Floating". *The Quarterly Journal of Economics*

117.2, pp. 379-408. DOI: <https://doi.org/10.1162/003355302753650274>.

Caputo, R. y Herrera, L. (2017). "Following the Leader? The Relevance of the Fed Funds Rate for Inflation Targeting Countries". *Journal of International Money and Finance* 71, pp. 25-52. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.10.006>.

Carstens, A. y Shin, H. S. (22 de mar. de 2019). "Emerging Markets Aren't Out of the Woods Yet". *Foreign Affairs*. URL: <https://www.bis.org/speeches/sp190322a.htm> (visitado 01-11-2023).

Carvalho, C., Nechio, F. y Tristão, T. (2021). "Taylor Rule Estimation by OLS". *Journal of Monetary Economics* 124, pp. 140-154. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2021.10.010>.

Castillo-Martínez, L. y Reis, R. (2023). "How Do Central Banks Control Inflation? A Guide for the Perplexed". LSE Manuscript.

Chamon, M. et al. (2019). "Intervention under Inflation Targeting". *Foreign Exchange Intervention in Inflation Targeters in Latin America*. Ed. por M. Chamon et al. International Monetary Fund. Cap. 6, pp. 79-89. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781484375686.071>.

Christiano, L., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2011). "When is the Government Spending Multiplier Large?" *Journal of Political Economy* 119.1, pp. 78-121. DOI: <https://doi.org/10.1086/659312>.

Clarida, R. (2001). "The Empirics of Monetary Policy Rules in Open Economies". *International Journal of Finance and Economics* 6.4, pp. 315-323. DOI: <https://doi.org/10.1002/ijfe.168>.

Clarida, R., Galí, J. y Gertler, M. (1998). "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence". *European Economic Review* 42.6, pp. 1033-1067. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00016-6](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00016-6).

Curdia, V. y Woodford, M. (2011). "The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics* 58.1, pp. 54-79. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.09.011>.

Dancourt, O. (2015). "Inflation Targeting in Peru: The Reasons for the Success". *Comparative Economic Studies* 57, pp. 511-538. DOI: <https://doi.org/10.1057/ces.2015.5>.

De Leo, P., Gopinath, G. y Kalemli-Özcan, Ş. (2022). "Monetary Policy Cyclicity in Emerging Economies". Working Paper 30458. National Bureau of Economic Research. DOI: [10.3386/w30458](https://doi.org/10.3386/w30458).

Diamand, M. (1972). "La Estructura Productiva Desequilibrada Argentina y el Tipo de Cambio". *Desarrollo Económico* 12.45, pp. 25-47. DOI: <https://doi.org/10.2307/3465991>.

Diamond, D., Hu, Y. y Rajan, R. (2020). "The Spillovers from Easy Liquidity and the Implications for Multilateralism". *IMF Economic Review* 68, pp. 4-34. DOI: <https://doi.org/10.1057/s41308-019-00095-z>.

Díaz Alejandro, C. (1963). "A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect". *Journal of Political Economy* 71.6, pp. 577-580. DOI: <https://doi.org/10.1086/258816>.

Dvoskin, A. y Katz, S. (2021). "El tipo de cambio como amortiguador y amplificador de *shocks*: Un análisis de los canales de transmisión y la caja de herramientas de política en economías pequeñas y abiertas". Documento de trabajo 97. Banco Central de la República Argentina. URL: <https://www.bcra.gov.ar/PublicacionesEstadisticas/Resumen.asp?id=1569> (visitado 01-11-2023).

Fondo Monetario Internacional (2018). *Outlook for Latin America and the Caribbean: An Uneven Recovery*. Regional Economic Outlook. Washington, D.C.: International Monetary Fund. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781484375365.086>.

— (2020). "Toward an Integrated Policy Framework". Policy Papers. Washington, D.C.: International Monetary Fund. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781513558769.007>.

Fondo Monetario Internacional (2023). *Global Financial Stability Report April 2023: Safeguarding Financial Stability amid High Inflation and Geopolitical Risks*. Global Financial Stability Report. Washington, D.C.: International Monetary Fund. DOI: <https://doi.org/10.5089/9798400233241.082>.

Frankel, J. (2010). "Monetary Policy in Emerging Markets". En: *Handbook of Monetary Economics*. Ed. por B. Friedman y M. Woodford. Vol. 3. Elsevier B.V. Cap. 25, pp. 1439-1520. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53454-5.00013-X>.

Friedman, M. (1966). *Essays in Positive Economics*. The University of Chicago Press.

Galí, J. (2015). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle. An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*. 2nd ed. Princeton University Press.

Georgiadis, G. y Zhu, F. (2021). "Foreign-Currency Exposures and the Financial Channel of Exchange Rates: Eroding Monetary Policy Autonomy in Small Open Economies?" *Journal of International Money and Finance* 110, p. 102265. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102265>.

Ghosh, A., Ostry, J. y Chamon, M. (2016). "Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies". *Journal of International Money and Finance* 60, pp. 172-196. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.03.005>.

Gopinath, G. et al. (2020). "Dominant Currency Paradigm". *American Economic Review* 110.3, pp. 677-719. DOI: [10.1257/aer.20171201](https://doi.org/10.1257/aer.20171201).

Gourinchas, P.-O. (2018). "Monetary Policy Transmission in Emerging Markets: An Application to Chile". En: *Monetary Policy and Global Spillovers: Mechanisms, Effects, and Policy Measure*. Ed. por E. Mendoza, E. Pastén y D. Saravia. Central Bank of Chile, pp. 279-324. URL: <https://hdl.handle.net/20.500.12580/3863> (visitado 01-11-2023).

Habib, M. y Venditti, F. (2019). "The Global Capital Flows Cycle: Structural Drivers and Transmission Channels". Working Paper 2280. European Central Bank. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2280~2e76974901.en.pdf> (visitado 01-11-2013).

Hansen, L. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica* 50.4, pp. 1029-1054. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912775>.

Harald Finger, H. y López Murphy, P. (2019). "Facing the Tides: Managing Capital Flows in Asia". Departmental Papers 17/19. International Monetary Fund. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781513512334.087>.

Hayo, B. y Hofmann, B. (2006). "Comparing Monetary Policy Reaction Functions: ECB versus Bundesbank". *Empirical Economics* 31, pp. 645-662. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00181-005-0040-7>.

Hodrick, R. (2020). "An Exploration of Trend-Cycle Decomposition Methodologies in Simulated Data". Working Paper 26750. National Bureau of Economic Research. DOI: [10.3386/w26750](https://doi.org/10.3386/w26750).

Hodrick, R. y Prescott, E. (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking* 29.1, pp. 1-16. DOI: <https://doi.org/10.2307/2953682>.

Hofman, D. et al. (2020). "Intervention Under Inflation Targeting: When Could It Make Sense?". Working Paper WP/20/9. International Monetary Fund. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781513526027.001>.

Hofmann, B. y Bogdanova, B. (2012). "Taylor Rules and Monetary Policy: A Global "Great Deviation"?" *BIS Quarterly Review*. URL: https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1209f.pdf (visitado 01-11-2023).

Holston, K., Laubach, T. y Williams, J. (2023). "Measuring the Natural Rate of Interest after COVID-19". Working Paper 1063. Federal Reserve Bank of New York. URL: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr1063.pdf?sc_lang=en (visitado 01-11-2023).

Huertas, G. (2022). "Why Follow the Fed? Monetary Policy in Times of US Tightening". Working Paper WP/22/243. International Monetary Fund. DOI: <https://doi.org/10.5089/9798400225826.001>.

Jácome, L. y Pienknagura, S. (2022). "Central Bank Independence and Inflation in Latin America— Through the Lens of History". Working Paper WP/22/186. International Monetary Fund. DOI: <https://doi.org/10.5089/9798400219030.001>.

Judd, J. y Rudebusch, G. (1998). "Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997". *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* 3, pp. 1-16. URL: <https://www.frbsf.org/economic-research/wp-content/uploads/sites/4/3-16.pdf> (visitado 01-11-2023).

Kalemli-Özcan, Ş. (2019). "U.S. Monetary Policy and International Risk Spillovers". Working Paper 26297. National Bureau of Economic Research. DOI: [10.3386/w26297](https://doi.org/10.3386/w26297).

Kleibergen, F. y Mavroeidis, S. (2009). "Weak Instrument Robust Tests in GMM and the New Keynesian Phillips Curve". *Journal of Business & Economic Statistics* 27.3, pp. 293-311. DOI: 10.1198/jbes.2009.08280.

Kleibergen, F. y Paap, R. (2006). "Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition". *Journal of Econometrics* 133.1, pp. 97-126. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011>.

Krugman, P. y Taylor, L. (1978). "Contractionary Effects of Devaluation". *Journal of International Economics* 8.3, pp. 445-456. DOI: [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90007-7](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90007-7).

Levy-Yeyati, E. (2021). "Financial Dollarization and De-Dollarization in the New Millennium". Working Paper. Latin American Reserve Fund. URL: <https://flar.com/wp-content/uploads/2019/05/Articulo-Levy-Ingles.pdf> (visitado 01-11-2023).

Libman, E. (2022). "Is Inflation Targeting Destabilizing? Lessons from Latin America". *Brazilian Journal of Political Economy* 42.2, pp. 304-326. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0101-31572022-3075>.

Miranda-Agrippino, S. y Rey, H. (2020). "US Monetary Policy and The Global Financial Cycle". *The Review of Economic Studies* 87.6, pp. 2754-2776. DOI: <https://doi.org/10.1093/res-tud/rdaa019>.

Mojon, B. y Peersman, G. (2003). "The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: Evidence from VAR Analysis". En: *Monetary Policy Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*. Ed. por I. Angeloni, A. Kashyap y B. Mojon. Cambridge University Press, pp. 56-74. DOI: 10.1017/CBO9780511492372.005.

Moura, M. y Carvalho, A. de (2010). "What Can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin America?". *Journal of Macroeconomics* 32.1, pp. 392-404. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2009.03.002>.

Nelson, E. (2020). "Seven Fallacies Concerning Milton Friedman's "The Role of Monetary Policy"". *Journal of Money, Credit and Banking* 52.1, pp. 145-164. DOI: <https://doi.org/10.1111/jmcb.12591>.

Obstfeld, M. (2020). "Global Dimensions of U.S. Monetary Policy". *International Journal of Central Banking* 16.1, pp. 73-132. URL: https://www.ijcb.org/journal/ijcb2002_2.pdf (visitado 01-11-2013).

Obstfeld, M. y Zhou, H. (2023). "The Global Dollar Cycle". Working Paper 31004. National Bureau of Economic Research. DOI: 10.3386/w31004.

Orphanides, A. (2003). "Historical Monetary Policy Analysis and the Taylor Rule". *Journal of Monetary Economics* 50.5, pp. 983-1022. DOI: [https://doi.org/10.1016/S03043932\(03\)00065-5](https://doi.org/10.1016/S03043932(03)00065-5).

Peersman, G. y Smets, F. (2003). "The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: Evidence from VAR Analysis". En: *Monetary Policy Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*. Ed. por I. Angeloni, A. Kashyap y B. Mojon. Cambridge University Press, pp. 36-55. DOI: 10.1017/CBO9780511492372.004.

Ravn, M. y Uhlig, H. (2002). "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations". *The Review of Economics and Statistics* 84.2, pp. 371-376. DOI: 10.1162/003465302317411604.

Rey, H. (2016). "International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma". *IMF Economic Review* 64.1, pp. 6-35. DOI: <https://doi.org/10.1057/imfer.2016.4>.

Ros, J. (2015). "Central Bank Policies in Mexico: Targets, Instruments, and Performance". *Comparative Economic Studies* 57, pp. 483-510. DOI: <https://doi.org/10.1057/ces.2015.6>.

Schmitt-Grohé, S. y Uribe, M. (2016). "Downward Nominal Wage Rigidity, Currency Pegs, and Involuntary Unemployment". *Journal of Political Economy* 124.5, pp. 1466-1514. DOI: <https://doi.org/10.1086/688175>.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica* 48.1, pp. 1-48. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912017>.

Taylor, J. (1993). "Discretion Versus Policy Rules in Practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp. 195-214. DOI: [https://doi.org/10.1016/01672231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/01672231(93)90009-L).

— (1999). "The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank". *Journal of Monetary Economics* 43.3, pp. 655-679. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(99\)00008-2](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00008-2).

Taylor, J. y Williams, J. (2010). "Simple and Robust Rules for Monetary Policy". En: *Handbook of Monetary Economics*. Ed. por B. Friedman y M. Woodford. Vol. 3. Elsevier B.V. Cap. 15, pp. 829-859. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53454-5.00003-7>.

Vegh, C. et al. (2017). *Between a Rock and a Hard Place: The Monetary Policy Dilemma in Latin America and the Caribbean*. LAC Semiannual Report. Washington, D.C.: World Bank. URL: <http://hdl.handle.net/10986/28443> (visitado 01-11-2023).

Wolf, E., Mokinski, F. y Schüler, Y. (2020). "On Adjusting the One-Sided Hodrick-Prescott Filter". Discussion Paper 11/2020. Deutsche Bundesbank. URL: <https://www.bundesbank.de/en/publications/research/discussion-papers/on-adjusting-the-one-sided-hodrick-prescott-filter-828152> (visitado 01-11-2023).

Woodford, M. (2001). "The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy". *American Economic Review* 91.2, pp. 232-237. DOI: 10.1257/aer.91.2.232.

— (2003). "Optimal Interest-Rate Smoothing". *The Review of Economic Studies* 70.4, pp. 861-886. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00270>.

— (2010). "Globalization and Monetary Control". En: *International Dimensions of Monetary*

Policy. Ed. por J. Galí y M. Gertler. The University of Chicago Press. Cap. 1, pp. 13-88. DOI: <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226278872.003.0002>.

Wu, J. C. y Xia, F. D. (2016). "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound". *Journal of Money, Credit and Banking* 48.2-3, pp. 253-291. DOI: <https://doi.org/10.1111/jmcb.12300>.

Anexo

A. Apéndice: Estrategia de estimación

A.1. Estimaciones y diseño

Todas las estimaciones han sido realizadas por el método generalizado de momentos –GMM (Hansen, 1982)–, utilizando como instrumentos rezagos de las variables que entran en las respectivas reglas y en ciertos casos, variables internacionales. De acuerdo, con C. Carvalho, Nechio y Tristão (2021), la estimación por GMM si bien puede presentar una mayor varianza que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), genera un coeficiente de la brecha de inflación, con un menor sesgo, y esto, es particularmente cierto si se asume que el verdadero parámetro tiene una magnitud muy elevada.³⁷

En todos los casos, hemos realizado estimaciones (que aquí no se reportan) incluyendo distintas variables internacionales adicionales a la tasa de la Reserva Federal a saber: a) tipo de cambio real multilateral (nivel o tasa de variación), b) tipo de cambio nominal bilateral (nivel o tasa de variación), c) un índice de términos de intercambio, d) la tasa de inflación de los EE.UU. (inflación internacional), e) índices de precios básicos de *commodities*, f) la brecha de output de los Estados Unidos y g) la tasa de interés de los bonos a 10 años. En prácticamente todos los casos no encontramos resultados económicamente coherentes o, por el contrario, los resultados han sido superados por la estimación que incluye la tasa de la Reserva Federal. Siempre se buscó minimizar el set de instrumentos en función de no sobresaturar la prueba de sobre identificación de Hansen (1982) y la prueba de subidentificación de Kleibergen y Paap (2006), pues perderían potencia rápidamente (Kleibergen y Mavroeidis, 2009).

Otra potencial variante de la regla de Taylor es la llamada “Inflation Forecast Targeting Rule” (Castillo-Martínez y Reis, 2023) donde se incluyen simultáneamente en la regla la inflación observada, π_t , y la expectativa de inflación a 12 meses vista π_{t+12} , o mejor, dicho la diferencia de ambas, respecto a la meta de la inflación. Este formato tampoco ha dado un resultado para ningún país y por lo tanto no se halla reportado.

A.2. La brecha de output

Para la estimación de la brecha se ha utilizado una de las metodologías más sencillas y “robustas” (Hodrick 2020) que ofrece la literatura, el filtro de Hodrick y Prescott (1997). A partir de las series de actividad económica de cada país, se ha estimado la brecha desde donde comienza cada serie –típicamente desde fines de los años noventa o principios de los 2000– hasta diciembre de 2019 inclusive, donde esta resulta el residuo entre el PIB observado y el PIB potencial o suavizado que genera este filtro. Esto se realizó con un parámetro $\lambda = 129,600$, correspondiente con las recomendaciones de Ravn y Uhlig (2002) para series mensuales. A su vez, dado que este filtro

³⁷ Un elevado coeficiente de la brecha de inflación puede estar asociado a una menor reticencia a hacia la flotación (Batini, Levine y Pearlman, 2010).

puede generar en ciertos casos, series muy ruidosas, se ha aplicado un promedio móvil centrado de 5 periodos para eliminar esas oscilaciones excesivas (dado que la variable a explicar, la tasa de política se trata de una serie suave ya que la tasa se decide generalmente una decena de veces al año y se suele mantener inalterada durante meses).

La estimación de la brecha de output para el periodo de la pandemia y la pospandemia presenta un desafío adicional, pues las políticas de aislamiento han significado el virtual cierre (temporal) de sectores enteros de la economía. Para ello, hemos recurrido a la utilización de una modificación del filtro HP conocida como el “one-sided HP filter”. Este filtro tiene la ventaja que cada estimación de la brecha se realiza con la información acumulada hasta ese periodo específico (sin necesitar correcciones de periodos futuros), y en teoría permitiría seguir en tiempo real el desempeño de la economía. Esta modificación si bien tiene esta ventaja fundamental respecto al original, presenta la desventaja de que las estimaciones poseen una mayor varianza y el parámetro λ del filtro original no es directamente “traducible” a esta versión. Wolf, Mokinski y Schüller (2020) presentan un ajuste de que hace posible mitigar este problema y este es el camino que se ha tomado en este trabajo. Para el ejercicio de la pandemia y la pospandemia, hemos computado la brecha con esta metodología, encontrando la reescalación y el nuevo λ coherente con el filtrado estándar prepandemia, y adicionalmente, tomando un promedio móvil asimétrico de los tres meses más recientes.³⁸

En todas las estimaciones de la regla, se han utilizado rezagos de la brecha como variable explicativa, donde nos hemos quedado con aquellos que son fuertemente significativos. Este rezago depende de cada país (ver Cuadro 1). Asociamos esta observación al conjunto de información con el que contaba el Banco Central al momento de tomar la decisión de tasa, ya que las series de actividad generalmente se conocen con un retraso de varios meses.

A.3. Datos

Todas las series empleadas han sido descargadas de los Bancos Centrales o institutos de estadísticas nacionales respectivos de cada país, con excepción de las variables internacionales que provienen de diversas fuentes. El índice VIX y las tasas de internacionales provienen de la Reserva Federal de St. Louis, mientras que los términos de intercambio y los precios *de commodities*, del FMI. Por otro lado, las series de tipo de cambio real multilateral provienen del BIS, pues ya presentan una metodología sistematizada para el cálculo homogéneo de esta variable.

³⁸ Este no es un ejercicio estrictamente de estimación en tiempo real, ya que las series de actividad se han ido revisando hacia atrás cada vez que se publica un nuevo dato y no se cuentan con el set completo de bases de datos.

B. Apéndice: Identificación de modelos SVARs

La estrategia de estimación se propuso probar la respuesta dinámica de las variables domésticas elegidas frente a distintos *shocks* tanto externos como internos y las interrelaciones que surjan entre las variables para las economías de LATAM-5. Para la muestra seleccionada (2004- 2021), identificamos como principales fuentes de *shocks* externos reales, q_t , a las variaciones en los términos de intercambio y a *shocks* financieros globales, f_t .

Para los términos de intercambio, incluimos la serie de cada país dado que las cinco economías elegidas no son exportadoras del mismo tipo de *commodities*. Los *shocks* externos reales permiten capturar posibles presiones inflacionarias no inducidas por la propia política monetaria y a la vez son una fuente importante de fluctuaciones del ciclo macroeconómico en economías emergentes.

Entre las variables capaces de captar los *shocks* financieros globales, f_t , probamos: i) el índice VIX (volatility index), ii) el tipo de cambio del dólar contra las monedas de economías avanzadas, y iii) el factor global financiero de Miranda-Agrippino y Rey (2020). También estudiamos los efectos derrame de los cambios a las tasas de interés de los EE. UU. (tasa de la Reserva Federal y tasa de los bonos del Tesoro a 10 años). Para la tasa de la Reserva Federal, utilizamos la tasa de Wu y Xia (2016), conocida como la Shadow Reserva Federal Funds Rate como tasa de interés sombra a fin de captar la “postura” la política monetaria cuando la tasa se ubica en el nivel cero (zero lower bound). El VIX, el factor global y el índice de tipo de cambio de monedas avanzadas son variables que nos permiten captar las condiciones financieras a nivel global y tienen una alta correlación con las primas de riesgo y las salidas netas de capitales a emergentes.

Siguiendo a Peersman y Smets (2003) dividimos las variables en dos grupos. En el primer grupo ubicamos a dos variables exógenas, un *shock* financiero y uno real. El segundo grupo está compuesto por las cuatro variables domésticas seleccionadas: el producto interno bruto, y , los precios al consumidor, p_t , el tipo de cambio nominal con el dólar americano, s_t , y la tasa de interés de política monetaria, i_t .

A fin de identificar *shocks* estructurales impusimos restricciones de corto plazo a través de la descomposición de Cholesky, ubicando primero las variables exógenas y luego las variables domésticas. Teniendo en cuenta que las economías analizadas entran dentro de la clasificación de pequeñas y abiertas, impusimos un bloque de restricciones de coeficientes cero para que las variables exógenas (financieras y reales) no respondan a *shocks* sobre las variables domésticas ni contemporáneamente ni a través de las variables rezagadas en el modelo SVAR. El modelo incluye tres rezagos para cada variable y la estimación del modelo también incluye un término constante.

El modelo SVAR más relevante encontrado desde el punto de vista de sus implicancias macroeconómicas fue de ordenar a las tasas de los EE. UU., al VIX y a los como exógenas y luego las endógenas, permitiendo el impacto contemporáneo de las primeras sobre las segundas:

$$X_t = [i_t^{US}, f_t, q_t, s_t, y_t, p_t, i_t]. \quad (5)$$

El modelo VAR(p) toma la siguiente forma:

$$X_t = c + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + e_t. \quad (6)$$

donde cada $A_i X_{t-i}$ resulta en:

$$= \begin{bmatrix} - & - & 0 & 0 & 0 & 0 \\ - & - & 0 & 0 & 0 & 0 \\ - & - & - & - & - & - \\ - & - & - & - & - & - \\ - & - & - & - & - & - \\ - & - & - & - & - & - \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-i} \\ q_{t-i} \\ s_{t-i} \\ y_{t-i} \\ p_{t-i} \\ p_{t-i} \end{bmatrix} \quad (7)$$

reflejando las restricciones de exogeneidad sobre las variables externas.

Respecto a las domésticas, las ubicamos en el siguiente orden: s_t , y_t , p_t e i_t . Al ubicar última a la tasa de política, ésta puede reaccionar contemporáneamente al resto de las variables endógenas, pero tiene impacto sobre el resto con rezago. A diferencia del ordenamiento en Sims (1980), entendemos que en economías emergentes las innovaciones del tipo de cambio pueden impactar contemporáneamente en los precios.³⁹ El tipo de cambio suele tener saltos discretos que podrían afectar tanto la producción como los precios contemporáneamente, mientras que las fluctuaciones de los precios son más parsimoniosas y asumimos que no afectan los planes de producción en el mismo mes. No obstante, los resultados son robustos al cambio de orden de las variables.

Realizamos análisis de robustez y sensibilidad incluyendo tasas de corto plazo, como la tasa de interés de los fondos federales de la Reserva Federal, y de largo plazo, como la tasa de interés de los bonos del Tesoro de los EE. UU. a 10 años. También probamos reemplazando el VIX por el tipo de cambio nominal con respecto al dólar de países avanzados, y el factor financiero global antes mencionado.⁴⁰

Todas las variables fueron tratadas en diferencias, salvo las tasas de interés, los términos de intercambio y las financieras globales.⁴¹ En la primera parte de la estimación, la preferencia por los VAR en niveles buscamos imponer la menor cantidad de restricciones al modelo. Incluso con variables I(1), los residuos serán estacionarios debido a la inclusión de niveles rezagados de las variables en el VAR. Sin embargo, permanece la posibilidad de relaciones espurias entre las variables I(1). Dos o tres rezagos fueron elegidos de acuerdo con los criterios de Schwartz y Akaike. Realizamos *test* de autocorrelación, normalidad, estabilidad y todos terminan dando resultados dentro de los valores aceptables.⁴²

³⁹ PIB, precios, tasa de política, tipo de cambio.

⁴⁰ Nominal Advanced Foreign Economies U.S. Dollar Index extraído del Board of Governors of the Federal Reserve System.

⁴¹ Los resultados se mantienen en niveles. De acuerdo con Sims (1980) y a Mojon y Peersman (2003), incluso las no estacionarias dado que el principal objetivo no es determinar la estimación de los parámetros sino conocer las interrelaciones entre las variables.

⁴² Aunque no se encuentran aquí reportados.

Figura B.1: Funciones de impulso respuesta para Brasil

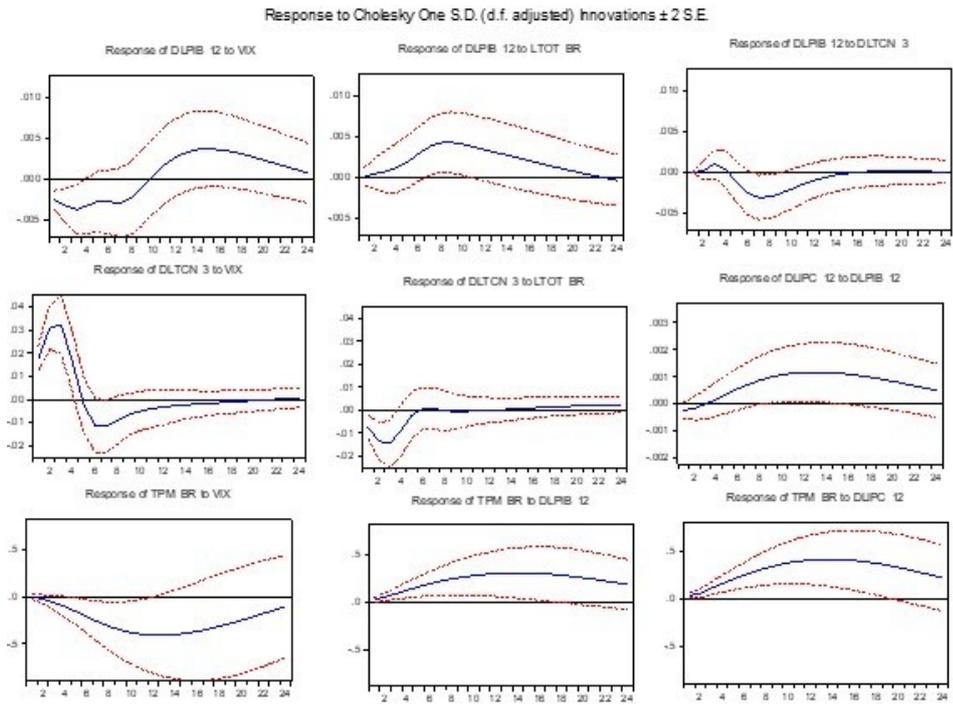


Figura B.2: Funciones de impulso respuesta para Chile

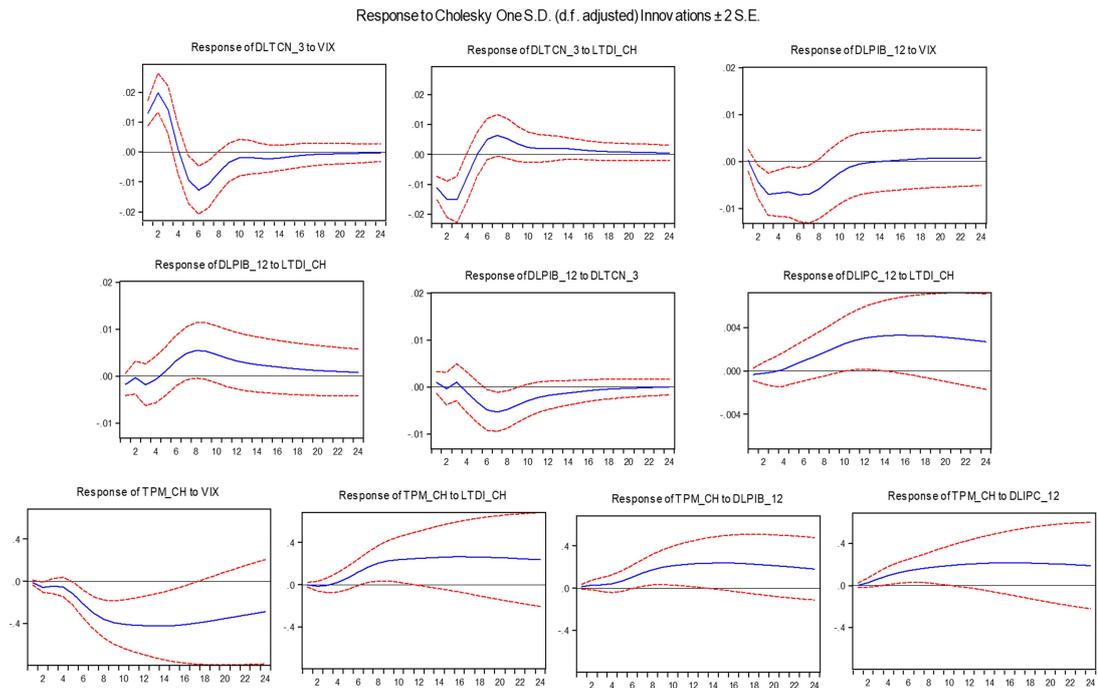


Figura B.3: Funciones de impulso respuesta para Colombia

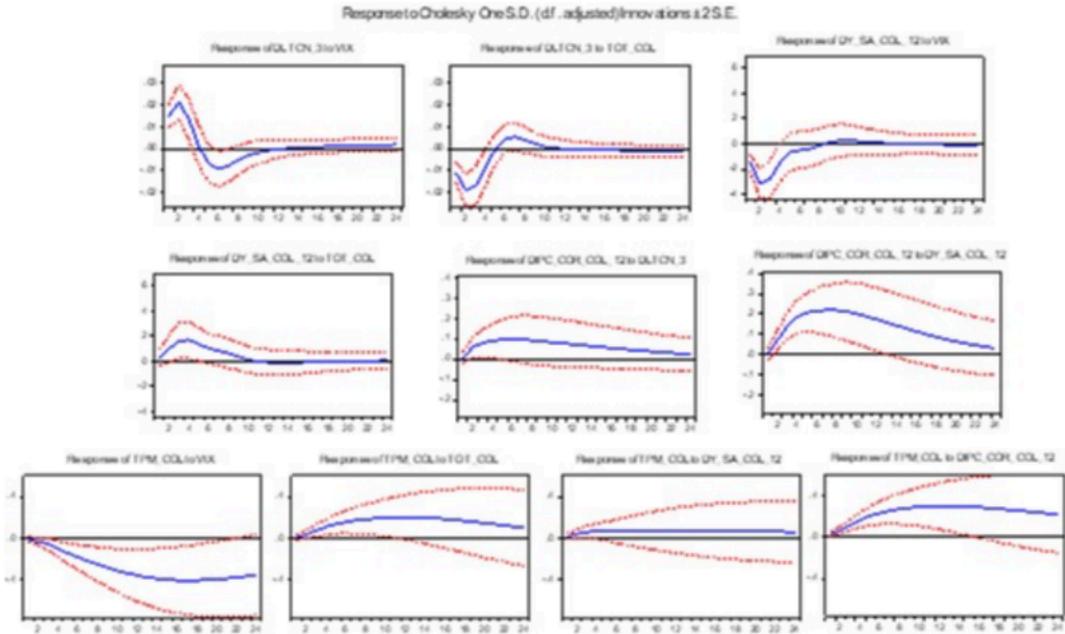


Figura B.4: Funciones de impulso respuesta para México

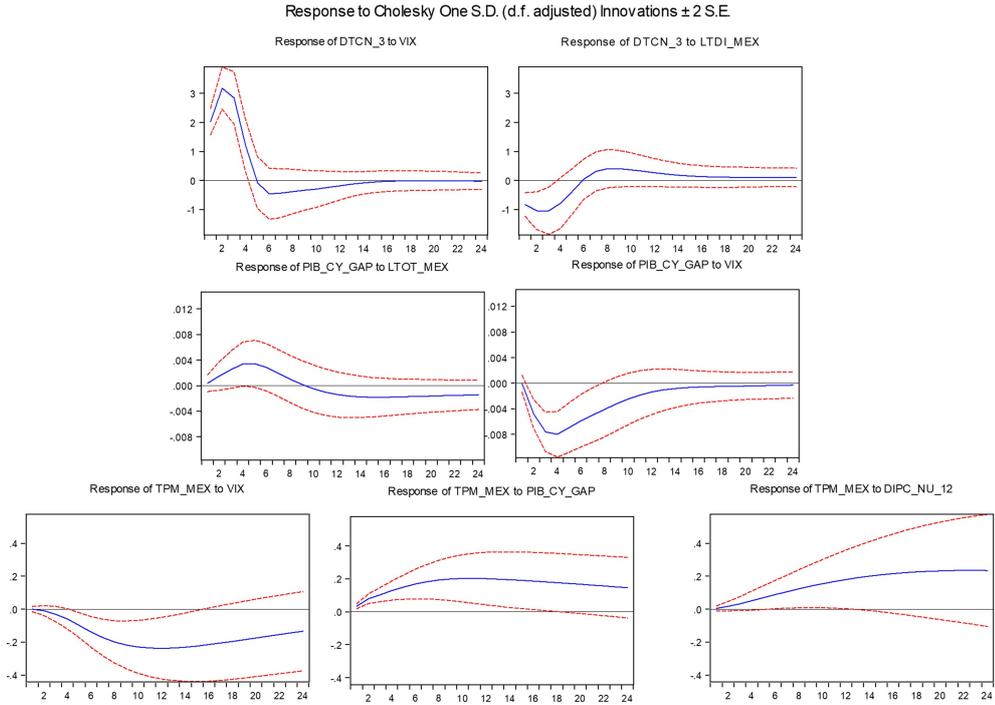
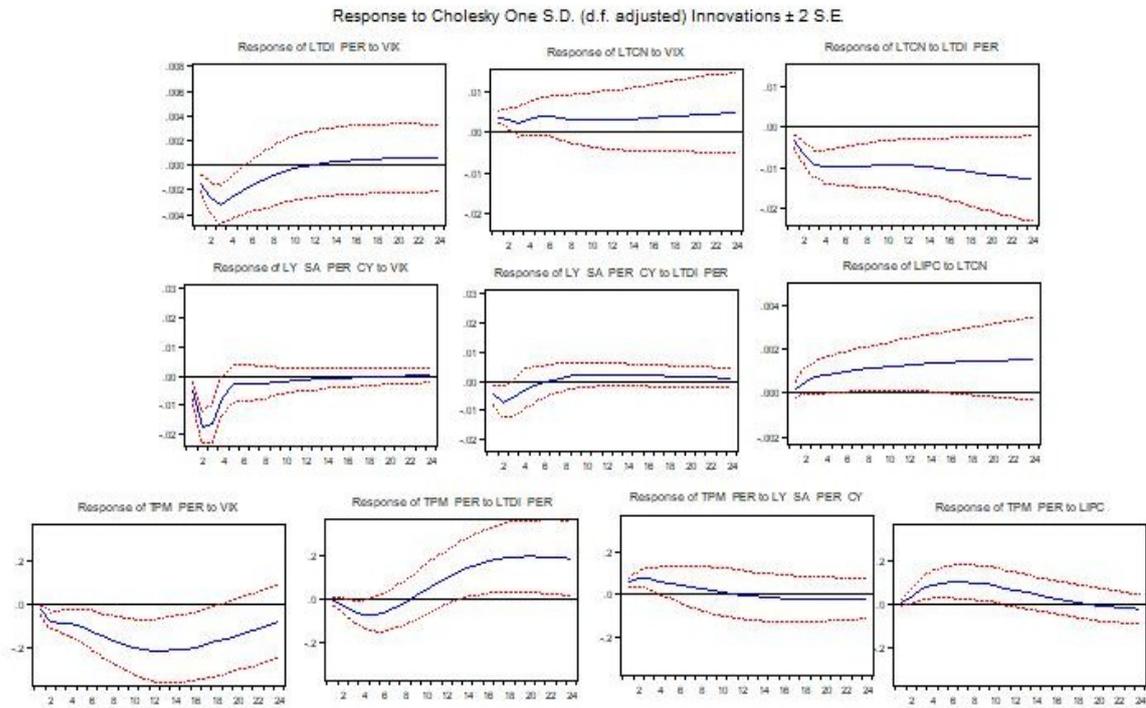


Figura B.5: Funciones de impulso respuesta para Perú



The Real Exchange Rate Role in a Resource-rich Developing Country: Heterogeneous Effects, Structural Bias and Hysteresis

Gabriel Palazzo*

Institute of Development Studies (IDS), University of Sussex, United Kingdom

Abstract

What is the role of the real exchange rate in the performance of the tradable sector in a developing economy specialised in natural resource-related activities? In this article, we will answer this question, summarising the main results of three related papers of our own, which focus on the heterogeneity effects of the real exchange rate (RER) level on the export and import performance of different sectors in Argentina. The first paper employs the Mean Group method to estimate the RER-elasticities by individual products. Its main result highlights a wide range of heterogeneous responses of exports and imports to RER movements at the individual product level, being RER-elasticities in differentiated products and labour-intensive manufacturing goods substantially larger than those of primary and homogeneous products. This finding critically impacts the value of aggregate RER-elasticity –weighted by Argentina’s trade basket shares– given that Argentina’s economic structure is heavily specialised in primary and homogeneous products. The second and third paper takes advantage of the large devaluation of 2002 to study the development of new tradable sectors during a period of stable and competitive real exchange rate (SCRER). The third one studies the occurrence of import substitution episodes. Their main conclusions are: (i) the peak of the sectoral export surge and import substitution episodes occurred during the SCRER period; (ii) they are positively related to the labour intensity of sectors and their relatedness to already competitive sectors; (iii) sectors with export surges episodes show sign of hysteresis effects with a long-lasting increase of their export level after the end of the SCRER period; (iv) export surge episodes are positively correlated to sectors that have import substitution episodes during the SCRER period. The three papers highlight that the RER movements have heterogeneous effects on different sectors and that not every sector can take advantage of the higher tradable profitability.

JEL Classification: F43, F14, O11.

Keywords: developing countries, hysteresis, productive structure, real exchange rates, resource-rich countries.

* I am grateful to Martín Rapetti for his guidance and friendship during my doctorate and to Roberto Frenkel, Daniel Sotelsek, Juan Carlos Hallak, Guido Zack, Diego Friedheim, Andrés López, José Luis Oreiro, Sebastián Dullien, Heike Joebges, Arslan Razmi, and many other friends, seminar participants and colleagues from IIEP, CEDES and UMass for their insightful comments. This paper summarises the five chapters of my thesis at the University of Buenos Aires and Universidad Alcalá de Henares, which won the doctoral thesis category of the 2023 Prebisch Award. I would like to express my gratitude to the jury, it was a tremendous honor. E-mail: g.palazzo@ids.ac.uk.

El papel del tipo de cambio real en un país en desarrollo rico en recursos: efectos heterogéneos, sesgo estructural e histéresis

Gabriel Palazzo

Instituto para el Estudio del Desarrollo (IDS), Universidad de Sussex, Reino Unido

Resumen

¿Cuál es el papel del tipo de cambio real en el desempeño del sector transable en una economía en desarrollo especializada en actividades relacionadas con los recursos naturales? En este artículo, responderemos a esta pregunta, resumiendo los principales resultados de tres artículos, que se centran en los efectos de heterogeneidad del nivel del tipo de cambio real (TCR) sobre el desempeño de las exportaciones e importaciones de diferentes sectores en Argentina. El primer artículo emplea el método del grupo medio para estimar las elasticidades del TCR por productos individuales. Su principal resultado destaca una amplia gama de respuestas heterogéneas de las exportaciones e importaciones a los movimientos del TCR a nivel de producto individual, siendo las elasticidades del TCR en productos diferenciados y bienes manufactureros intensivos en mano de obra sustancialmente mayores que las de los productos primarios y homogéneos. Este hallazgo tiene un impacto crítico en el valor de la elasticidad TCR agregada –ponderada por la participación de la canasta comercial de Argentina– dado que la estructura económica de Argentina está fuertemente especializada en productos primarios y homogéneos. El segundo y tercer artículo aprovechan la gran devaluación de 2002 para estudiar el desarrollo de nuevos sectores transables durante un período de tipo de cambio real estable y competitivo (TCRSC). El tercero estudia la aparición de episodios de sustitución de importaciones. Sus principales conclusiones son: (i) el pico del aumento de las exportaciones sectoriales y de los episodios de sustitución de importaciones se produjo durante el período SCRER; (ii) están relacionados positivamente con la intensidad laboral de los sectores y su relación con sectores que ya son competitivos; (iii) los sectores con episodios de aumento repentino de las exportaciones muestran signos de efectos de histéresis con un aumento duradero de su nivel de exportaciones después del final del período SCRER; (iv) los episodios de aumento de las exportaciones están correlacionados positivamente con los sectores que tienen episodios de sustitución de importaciones durante el período SCRER. Los tres artículos destacan que los movimientos del TCR tienen efectos heterogéneos en diferentes sectores y que no todos los sectores pueden aprovechar la mayor rentabilidad comercializable.

Clasificación JEL: F43, F14, O11.

Palabras clave: estructura productiva, histéresis, países en Desarrollo, países ricos en recursos naturales, tipo de cambio real.

1. Introduction

Conventional macroeconomic models establish that exports and imports depend on the real exchange rate (RER) and the domestic and foreign aggregate demand.¹ However, the relevance of the real exchange rate has been questioned in the empirical ground -giving rise to the term “elasticity pessimism” (Orcutt, 1950)- and in the theoretical grounds -for example, the Prebisch-Singer hypothesis where the exchange rate is considered an irrelevant variable for developing economies specialised in primary products export (Presbich, 1950; Singer, 1950). The puzzle was even more enigmatic when a growing body of empirical studies began to consistently show a positive correlation between real exchange rate levels and economic growth (Hausmann *et al.*, 2007; Rodrik, 2008; Eichengreen, 2007; Frenkel *et al.*, 2004; Rapetti *et al.*, 2012; Rapetti, 2020; Demir and Razmi, 2021). One of the main theoretical hypotheses in this literature suggests that a higher RER level positively influences the profitability and rate of investment in modern tradable sectors and, through this channel, fosters economic growth. In this article, we summarise the empirical evidence from three different papers to help build a bridge between these two conflicting views and unpack the role of the real exchange rate in the tradable performance of a developing country specialised in primary and homogenous products.²

The three papers use the Argentine case as a case study of a country specialised in natural resource-based products. The three papers focus on the heterogeneous effects of the real exchange rate on different products or tradable sectors. While the first paper estimates the magnitude of medium-run RER-elasticities (Palazzo and Rapetti, 2023), the other two focus on remarkable breaks in the trends of exports and imports at a disaggregated level (Palazzo, 2023a, 2023b). To put it simply, the first article examines how the exchange rate affects trade flows incrementally. However, the second and third papers explore whether a period of stable and competitive real exchange rate (SCRER) can stimulate the emergence of new export sectors (Palazzo, 2023a) or lead to import substitution episodes at the sectoral level (Palazzo, 2023b). Such events are defined with an algorithm that ensures whether the change in trade flows is sufficiently remarkable to assume that a new productive capability has been developed.

The Argentine economy is an interesting case study since it provides us with a real exchange rate dynamic that is sufficiently volatile to investigate the effects of this variable on tradable performance. This fact helped us to estimate the RER-elasticities of exports and imports and calculate their marginal impact at a very granular level. At the same time, the large devaluation that occurred in 2002 marks the beginning of the SCRER period that lasted at least six years (2003-2008), which helped us to test its role in the take-off of new tradable sectors in the second (exporters) and third (import competitors) papers in the face of a long-lasting change in tradable sectors' profitability. In all three papers, we use the SITC classification, revision 2, analyzing trade flows at 4-digit disaggregation. The period covered is from 1980 to 2015.

¹ We define the exchange rate as the domestic price of a foreign currency. Consequently, a rise (fall) in the nominal/real exchange rate implies a nominal/real depreciation (appreciation) of the domestic currency. The RER is the relative price between tradable and non-tradable goods and services.

² All these papers are part of my doctoral thesis. One of them is co-authored with Martín Rapetti.

The main conclusions of these papers, taken as a whole, are the following:

1. Regarding the marginal effects of the RER on tradable flows, we find a wide range of heterogeneity in the RER-elasticities. Their simple average reaches 0.86 for exports and -1.04 for imports in our preferred regressions. However, the estimation range goes from around -10 to 10 at the product level.
2. Given that the impact of the RER is heterogeneous and the sectors most sensitive to the exchange rate are manufacturing sectors, it is expected that aggregate RER-elasticities of exports are *low* in economies whose export baskets are concentrated in primary and homogeneous products. Indeed, if we weigh individual elasticities by their share in Argentina's trade basket, exports accumulate an RER-elasticity of 0.27 and imports of -0.84.
3. However, if we weigh the RER-elasticities of exports by the share of each product in the worldwide trade basket, the aggregate elasticity reaches 0.73, tripling the value reached when using the weights from Argentina's trade basket. This result shows that the lower RER-elasticity of Argentina's aggregate exports is due to a composition effect explained by the country's productive specialisation in homogeneous and primary products.
4. Regarding the development of tradable sectors, we found that SCRER periods encourage the development of new export sectors and the growth of import-competing domestic sectors. This occurs mainly in labour-intensive manufacturing sectors and in sectors related to those sectors where the economy already has productive capabilities. This last finding indicates that not all sectors can take advantage of the exchange rate stimulus, but mostly those where the current productive structure assures some degree of prior capabilities (Hidalgo *et al.*, 2007).
5. Moreover, in the case of exports, we find that the new level of exports reached in sectors with export surge episodes last after the loss of RER competitiveness. This fact is relevant for those who support currency undervaluation policy as a driver of tradable-led growth since it would undermine the criticism that denies the possibility of keeping an undervalued currency for long periods.
6. Finally, it is found that the sectors with substitution episodes and those with export surges are related to each other in productive terms. This correlation suggests that no tension exists between sectors with good domestic performance and those that manage to internationalise themselves and export to the world market.

The article is structured as follows. After this introduction, in sections 2, 3, and 4, we summarised the main findings of the three papers mentioned above and briefly discussed their methodology. In section 2, we will show some econometric results from the work of Palazzo and Rapetti (2023), while sections 3 and 4 will focus on discussing the main novel findings of the corresponding papers (Palazzo 2023a, 2023b) and justifying how they complement the relevant literature. All our results point in the same direction, highlighting the heterogeneous effect of the RER level on the tradable

performance in a developing economy and relevant macro-micro interactions. Finally, in section 5, we conclude.

2. From macro to micro and macro back: macroeconomic trade elasticities in a developing economy

This paper is already published in the *Journal of Structural Change and Economic Dynamics* (Palazzo and Rapetti, 2023). We estimate the marginal effect of RER on exports and imports. We use the Mean Group (MG) method, which estimates the RER-elasticities for each product using time series techniques and allows all the coefficients of the variables to vary in each individual estimate (Pesaran, 2015). Then, this method calculates the arithmetical *simple* average of the estimated coefficients and calculates their variance to perform the statistical inference over the simple average estimator. By doing this, we get a simple average RER-elasticity, and we can analyse the heterogeneous effect of RER in trade flows of different kinds of products. Moreover, we can calculate the aggregate RER-elasticity –weighing by Argentina’s or the worldwide trade basket – identifying if there exists any structural bias that may alter the *aggregate* RER-elasticity because of the trade specialisation of Argentina.

2.1. Exports

In our regression model, the main explanatory variables for the logarithm of exports are foreign demand and the real effective exchange rate (REER). The foreign demand index uses trading partners’ GDP in constant dollars at the product level. The REER is calculated using bilateral nominal exchange rates, trading partners’ consumer price indices, and Argentina’s consumer price index.

Table 1 shows the results of our preferred estimation, both for the total number of products analysed and for subsamples of different product categories. Thus, column (1) shows the simple average of the elasticities for the 502 products analysed; columns (2)-(6) show the simple average for the elasticities of primary products (2), natural resource-related manufactures (3), and manufactures with low (4), medium (5) and high (6) technological content (Lall, 2000). Columns 7 to 9, on the other hand, use the Rauch (1999) classification and show the simple average elasticities for differentiated goods (7), products with world reference prices (8), and homogeneous goods (9).

Although we have done a lot of robustness tests in the paper, the table shows only the long-run elasticities when controlling for the REER, trading partners’ GDP, and the nominal exchange rate stability. Including nominal exchange rate stability as a critical control variable is justified by the mechanism through which we expect the RER operates. Since export prices are invoiced in USD, a nominal depreciation does not lower their prices (Gopinath, 2015). Instead, what it does is reduce non-tradable costs measured in USD. Thus, the mechanism by which exports are affected is through an increase in profitability, with the resulting incentive being to invest and expand the supply. However, the higher profitability must be perceived as stable to foster investment plans. Conversely, if an increase in the real exchange rate takes place within contexts of high nominal

instability, the positive effect of the RER would be reduced. With this in mind, we use an indicator of the nominal stability of the exchange rate provided by Aizenman *et al.* (2013).

Table 1. Export long-run elasticities: All products, Lall's and Rauch's classifications.

	All Products	Lall's classification					Rauch's classification		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	All	PP	Resource-Based	LT	MT	HT	D	RP	H
	b/se	b/se	b/se						
Long Run									
ln(REER)	0.8676*** (0.2555)	0.2667 (0.2281)	0.3736 (0.2544)	1.2325*** (0.2073)	0.9832*** (0.2271)	0.7746* (0.4470)	0.9866*** (0.1395)	0.4619* (0.2578)	0.2085 (0.3179)
ln(trading partners' GDP)	1.7080*** (0.2621)	0.4316 (0.3794)	2.3063*** (0.3340)	0.6210* (0.3680)	1.3249*** (0.3499)	1.0624** (0.5167)	1.3580*** (0.2178)	1.3242*** (0.3937)	0.2405 (0.4600)
ln(Stability)	0.2746*** (0.0524)	0.1778*** (0.0483)	0.1971** (0.0793)	0.3670*** (0.0536)	0.3358*** (0.0660)	0.5382*** (0.1293)	0.3434*** (0.0390)	0.2899*** (0.0840)	0.1192** (0.0592)
Obs.	16,432	2,406	4,216	3,838	4,384	1,195	8,998	4,253	1,783
No. of products	502	73	127	118	135	37	276	129	54
Model	mg	mg	mg						

Standard errors in parentheses.

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Source: own elaboration.

Column (1) shows the simple average elasticity across the 502 export products, obtaining the degree of significance by the variance between the individual estimates. The REER average elasticity reaches 0.87 and is significant at 1%. The estimate of the trading partners' GDP-elasticity is 1.04 and is statistically significant, while the estimate of nominal exchange rate stability implies that an increase of 1% in the stability variable boosts exports by 0.27%. Our estimate of the average REER-elasticity is substantially higher than those found in many previous studies but closer to the one obtained by Heymann and Navajas (1998) (0.84) for bilateral trade with Brazil and that of Catao and Falcetti (2002) for exports to MERCOSUR (1.2). This result is interesting as trade with Brazil and MERCOSUR has a larger share of manufactured products. Given that our elasticity is the simple average of the 502 products, the weight of manufacturing goods is not dwarfed by that of primary products despite Argentina's specialisation in those empirical papers.

Are there any patterns in the magnitude of the elasticities according to some observable characteristics of the products? When we tried to answer this question, some interesting patterns emerged. First, results vary in magnitude and statistical significance among the different categories. When Lall's categories are used (columns 2 to 6), the low- and medium-technological content goods have the greatest REER-elasticities, followed by the high-technology manufacturing goods. Indeed, the elasticities of primary products and resource-based manufacturing goods do not obtain significant average coefficients. As to the orders of magnitude, low-technology sectors obtain an average elasticity of 1.23 (column 4), while sectors of medium-technology reach 0.98 (column 5), and high-technology manufacturing goods reach 0.77 (column 6). Another interesting and similar pattern emerges concerning the impact of nominal exchange rate stability.

When we analyse REER-elasticities by the categories proposed by Rauch, homogeneous products (column 9) do not show – on average – coefficients significantly different from 0, while the differentiated products (7) and products with reference prices (8) do. Indeed, the differentiated products show the highest average elasticity relative to the real exchange rate. The REER-elasticity of the differentiated products reaches a value of 0.98, which doubles the associated value for products with reference prices (0.46). This pattern also repeats itself in the nominal exchange rate stability elasticities.

2.2. Imports

In the case of imports, our preferred estimation is the one that includes the REER of each imported good, Argentina’s GDP at constant prices, and a variable controlling for the widespread 1990s trade opening. Table 2 shows the results of our preferred estimation using the MG method, both for the total number of products analysed and for subsamples of different product categories. In every case, the estimate of REER-elasticities shows significant coefficients with the expected sign. The simple average of long-term REER-elasticity is -1.04 for all import products (column 1).

Table 2. Import long-run elasticities: All products, Lall’s and Rauch’s classifications.

	All Products									
	Lall's classification									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
	All	PP	Resource-Based	LT	MT	HT	D	RP	H	
	b/se	b/se								
Long Run										
ln(REER)	-1.0435*** (0.0647)	-0.6497*** (0.1781)	-0.9381*** (0.1229)	-1.6056*** (0.1986)	-0.9311*** (0.0754)	-0.8113*** (0.1277)	-1.2968*** (0.0927)	-0.7024*** (0.1049)	-0.4113** (0.1646)	
ln(GDP)	0.8285*** (0.1032)	-0.0610 (0.3521)	0.9366*** (0.1840)	0.7958*** (0.2171)	1.3267*** (0.1475)	0.5638 (0.4277)	0.8002*** (0.1403)	0.8117*** (0.2059)	0.3284 (0.2928)	
Trade Openness (90s)	0.6538*** (0.0370)	0.5329*** (0.0985)	0.6276*** (0.0747)	1.1147*** (0.0813)	0.4839*** (0.0640)	0.2755*** (0.0724)	0.7436*** (0.0510)	0.4972*** (0.0625)	0.6947*** (0.1215)	
Obs.	19,652	2,313	4,644	4,400	6,128	1,965	11,051	5,217	1,871	
No. of products	584	71	138	132	180	57	327	155	57	
Model	mg	mg								

Standard errors in parentheses.

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Source: own elaboration.

The patterns that emerge for each subcategory of import goods are similar to the case of exports, especially for the REER-elasticities. If we focus on Lall’s categories (columns 2 to 6), primary products (2) show the lowest average REER-elasticity in absolute terms. In contrast, the low-technology manufacturing goods (column 4) show the highest REER-elasticity as in the case of export goods. They reach a value of -1.6 and double the elasticity of the medium and high-technology manufacturing goods and natural resource-based manufacturing goods. In the case of Rauch’s categories, the pattern is even more evident. The differentiated goods reach a REER-elasticity of -1.29 (column 7), followed by goods with reference prices (-0.7, column 8) and homogeneous goods (-0.41 reported in column 9).

In short, we observe rich heterogeneity in estimating the REER-elasticity both in exports and imports. Moreover, this heterogeneity shows different patterns by types of goods analysed. The main conclusions are that the differentiated products and manufacturing goods tend to show higher REER-elasticities than the homogeneous products and primary products. On the other hand, in exports, the nominal stability of the exchange rate is relevant mainly for high-technology manufacturing goods and differentiated products. Overall, we find evidence favouring the adoption of a stable and competitive real exchange rate. This macro-micro interaction means that such an exchange regime works as an incentive to make the tradable supply of the economy more complex and diverse and could facilitate structural change and a higher economic growth rate. This evidence supports the development channel proposed by Frenkel and Ros (2006), Rodrik (2008), Rapetti *et al.* (2012), Razmi *et al.* (2012), and Bresser-Pereira *et al.* (2014). Additionally, it is in line with Cimoli *et al.* (2013) and the empirical results provided by Caglayan and Demir (2019).

2.3. Aggregate REER-elasticities: the missing link between pessimists and optimists

The previous subsection dealt with macroeconomic trade elasticities from a development economics standpoint. The focus was on understanding the heterogeneity impacts of changes in macroeconomic variables on different kinds of products. Here, we attempt to walk the path from the microeconomic impact to the analysis of the aggregate macroeconomic implications. In other words, once we avoid the heterogeneity biases found in the literature (Imbs and Mejean, 2015) and properly estimate individual elasticities, we can explore the magnitude of macroeconomic trade elasticities of imports and exports but in aggregate terms. In this case, the elasticity of interest will be an average of the individual elasticities but weighted according to their share in Argentina's import or export basket. Thus, it is possible to break down another fundamental macro-micro interaction: the productive structure determines the aggregate macroeconomic trade elasticities that are important elements for the overall performance of an economy.

Table 3 shows the different estimated elasticities weighed by Argentina's basket of imports and exports. Additionally, the table recalculates the aggregate elasticities, also weighted, but for the share of each product in world international trade. These calculations show what Argentina's macroeconomic trade elasticities would be like if the country had a basket of exports and imports similar to the world's trade basket. The left panel of the table shows the weighted averages for the main estimated elasticities in the case of imports, while the right panel does the same for exports. Given a matter of space, we will only focus on RERR-elasticities. To provide robustness to the analysis, we show the results using some of our main regression models calculated in the paper that include other additional control variables. However, we concentrate the analyses on the first line of each quadrant in which the results correspond to the estimation of our preferred models (shown in Tables 1 and 2). In the case of imports, the preferred model is the one controlling for the trade opening in the 1990s, while for exports, it is the one controlling for the nominal exchange rate stability.

Table 3. Aggregate macroeconomic trade elasticities: using Argentina’s and the world’s trade basket as weights.

Imports				Exports			
Long-term elasticities	Estimated regressions	Weights		Long-term elasticities	Estimated regressions	Weights	
		Argentina	World			Argentina	World
REER - Imports	Trade Openness (2)	-0.841	-0.949	REER - Exports	Stability (2)	0.273	0.731
	Mercosur (3)	-1.173	-1.305		Output gap (3)	0.233	0.524
	Baseline (1)	-1.273	-1.397		Mercosur (4)	0.187	0.577
GDP ARG	Trade Openness (2)	1.388	1.334	Trade partners' GDP	Stability (2)	1.645	2.232
	Mercosur (3)	1.021	1.045		Output gap (3)	1.201	1.494
	Baseline (1)	2.093	2.209		Mercosur (4)	1.013	1.425

Source: own elaboration.

The preferred regression for imports shows an aggregate REER-elasticity of -0.841, while the REER-elasticity for exports reaches 0.273. These elasticity coefficients imply that the sum of their absolute values is around 1.11. That is, weighting the individual estimates by their shares, we can conclude that the imported volumes fall by 0.84%, and the exports increase by 0.3% in the face of a 1% depreciation. As a result, net exports would improve by 1.1%. Notwithstanding, the most significant part of the adjustment is on the imports side, while aggregate exports hardly respond to the exchange rate level. In this sense, pessimists are right to point out that the aggregate adjustment of exports is scarce.

This result, however, depends on the structural bias caused by the productive specialisation of a country like Argentina, where homogeneous products are overrepresented in its export basket while modern tradable sectors and manufacturing are underrepresented. For this reason, the low level of aggregate elasticity fades when we use the world’s trade shares of each good as a weighing factor instead of each good share in the Argentine basket. As a result, the REER-elasticity moves from 0.273 to 0.731 in the preferred regression of exports, multiplying the elasticity by 2.6 times. The three regression models reported show similar increments in the magnitude of REER-elasticities when using the world’s trade basket, which gives robustness to our finding. Interestingly, on the imports side, this difference is virtually insignificant in economic and statistical terms.

This result does not undermine the positive role that an undervalued RER level could play as a facilitator of structural change and economic growth. Indeed, it highlights the underdevelopment of modern tradable activity in a resource-rich and semi-industrialized economy like Argentina.

3. Real exchange rate, export surge episodes and long-lasting effects³

In the previous section (paper), we studied the marginal contribution of a change in the real exchange rate level on exports and imports. However, it would be possible to argue, given the characteristics of the estimated regressions, that the exported amounts would return to previous levels as soon as the real exchange rate appreciates. This will leave no role to the RER as a

³ This paper is forthcoming in the Journal of Structural Change and Economic Dynamics.

development policy to foster structural change. This issue leads us to ask another question: Could a period of a stable and competitive real exchange rate (SCRER) lead to the development of new export sectors that persist after the exchange rate becomes uncompetitive? If so, what are the characteristics of these sectors that take off during the SCRER period? Does it depend on the countries' previous productive capabilities? Palazzo (2023a) aimed to answer these questions by examining an interesting case study of a developing country that experienced a large change in the level of the RER over a long (enough) period to take place the take-off of new export sectors.

Argentina's real effective exchange rate (REER) depreciated 57% at the beginning of 2002, during the currency and financial crisis that put the end of a decade of the currency board regime. More importantly and in contrast to other currency devaluation events, the new real exchange rate level remained stable until 2008. On average, between 2003 and 2008, the REER was depreciated by 53% compared to 2001. The magnitude and persistence of this new RER level is an excellent natural experiment to study the connection between the real exchange rate and the development of tradable sectors. Since -in this case- our focus is not on the marginal effect of RER on exports, we take advantage of previous work done by Palazzo and Rapetti (2017) and analyse the cross-section characteristics of export surge episodes that occurred during this period. The so-called export surges capture those episodes in which sectoral exports experience a pronounced change in their growth trends, accelerate their export growth rates, and increase their international market share. In other words, they are episodes where these sectors developed capabilities and expanded their production capacity, increasing the country's tradable supply. The authors find that during the six years from 2003 to 2008, Argentina showed the highest peak of export surge episodes from 1980 onwards.

Our empirical strategy aimed to test and isolate some of the main theoretical channels through which the RER level might foster export surge episodes. Since in developing countries, exports are invoiced in US dollars (Gopinath, 2015), a more depreciated RER level only changes the profitability rate for exporters and, under some conditions, might encourage the expansion of tradable supply. As a result, the net exposure of an exporting firm to changes in the RER is given by the share that non-tradable goods represent in their costs. Since labour is the most important non-tradable cost of most production functions, the RER should affect sectors differently depending on their labour intensity (Frenkel and Ros, 2006). In addition, we argue that the likelihood of new export sectors taking off also depends on the existing capabilities of the economy. This means that RER should foster the occurrence of export surge episodes in those sectors related to already competitive sectors, showing path dependence in the country's productive structure. In simpler terms, a new sector is more likely to experience a surge in exports if the economy already possesses most of the necessary capabilities for that sector. These capabilities are present when they are similar to the ones used in already competitive sectors (Hidalgo *et al.*, 2007; Hausmann and Klinger, 2006; Bahar *et al.*, 2019).

Our main results confirm these hypotheses in Table 4. First, export surge episodes are more likely to occur in sectors with a higher share of non-tradable costs during the SCRER period. More precisely, the probability of an export surge episode increases by 2.5% by each standard deviation of a higher labour intensity index during the six years 2003-2008. These effects are significant and

economically relevant, given that the unconditional probability of export surges is only 9.1% from 1980 to 2015. Second, export surge episodes are also more likely to occur in sectors related to other already existing competitive sectors during this period (2003-2008). A standard deviation in the sector's agnostic relatedness density index increases the probability of an export surge by 4%.⁴ This finding indicates that not all sectors can take advantage of the exchange rate stimulus, but mostly those where the current productive structure assures some degree of prior capabilities (Hidalgo *et al.*, 2007). Moreover, the results are robust to more ($RCA \geq 1$) and less demanding ($RCA \geq$ percentil 50) density criteria in the definition of productive capabilities, with no relevant changes and stable coefficients. In short, we conclude that the large and long-lasting RER devaluation encouraged the emergence of export surges in those labour-intensive sectors and those with close connections to already competitive sectors.⁵

Table 4. Determinants of export surge episodes during currency undervaluation period: Labor Intensity and prior capabilities (agnostic relatedness index). Linear Probability Model. Export surge episodes 2003-2008.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Export surges b/se	Export surges b/se	Export surges b/se	Export surges b/se	Export surges b/se
ln(labor intensity)	0.0481** (0.0222)	0.0475** (0.0190)	0.0525*** (0.0202)	0.0498** (0.0197)	0.0525** (0.0204)
Agnostic relatedness ($RCA \geq p75$)		0.0470*** (0.0176)	0.0558*** (0.0195)		
Agnostic relatedness ($RCA \geq p50$)				0.0717 *** (0.0178)	
Agnostic relatedness ($RCA \geq 1$)					0.0522*** (0.0198)
RCA initial level	-0.0152*** (0.0042)		-0.0271*** (0.0060)	-0.0263*** (0.0053)	-0.0270*** (0.0063)
Lall's categories	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	679	703	676	676	676
Model	ols	ols	ols	ols	ols
vcetype	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust
Clusters	227	231	227	227	227

Standard errors in parentheses.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Source: own elaboration.

In addition, another interesting result of the paper (not shown here) is that if we evaluate the specific connection channels to competitive sectors, we find that only upstream sectors of

⁴ The agnostic relatedness density index is provided by the product-space built by Hidalgo *et al.* (2007), measuring how likely is to be competitive in one sector if the economy is competitive in other related sectors. We called it agnostic since we do not identify the particular linkage (upstream, downstream, common labor skills, technology, among others) that relates the sectors.

⁵ We controlled for the initial level of RCA to avoid bias in our estimates because, for example, the less labour-intensive sectors might have a lower probability of export surges because they are already in the domain of diminishing returns to scale (high RCA levels). The negative sign of these estimates was expected. On the one hand, Argentina specialises in primary products and, in this type of products, we do not expect a strong response to the exchange rate stimulus because the agricultural frontier is a natural constraint to their expansion. On the other hand, even in manufacturing goods, sectors with a very high level of RCA are already on the technology frontier without the possibility that a catch-up phenomenon will cause an export surge episode. In this line, Bahar *et al.* (2019) find a negative relationship between export take-offs and initial RCA.

competitive ones manage to take advantage of the exchange rate impulse. There is no positive effect for downstream sectors, sectors that share similar workforce characteristics, or sectors that use or provide similar technology to competitive sectors. This finding is compatible with the hypothesis of Hirschman (1958, 1977).

3.1. The long-lasting effect of the RER: hysteresis in exports

Up to this point, we have shown evidence that the probability of export surges correlates positively with the degree of labour intensity and linkages with competitive sectors during the period of large and long-lasting RER devaluation (2003-2008). If this process is due to the payment of sunk costs, some persistence should be observed in these sectors' new level of exports, despite the continuous appreciation of the real exchange rate that started in 2010 in Argentina. In this sub-section, we explore how the export performances of the export surge sectors continued after the end of the stable and competitive RER period.

In particular, we study the average export performance of sectors with surges during 2003-2008 relative to sectors without export surges. We use annual export data in constant and current values, and we include fixed- and year-effect dummies to control for common temporary shocks and constant sector characteristics despite meeting the export surge requirements. In addition, we also control for tariffs and macroeconomic variables to prevent the export dynamics from being explained by different growth rates in the main destination countries, the evolution of the real effective exchange rate, or changes in tariffs in the destination countries. The hypothesis is that a group of exporting firms in the sectors with the export surges made the necessary investments, paying the sunk costs to open new markets or developing new production capabilities.

We estimate a flexible model where the sectors that had surges during the 2003-2008⁶ period are identified with values 0 or 1, and their export performances are evaluated yearly. The regression equation estimated is the following:

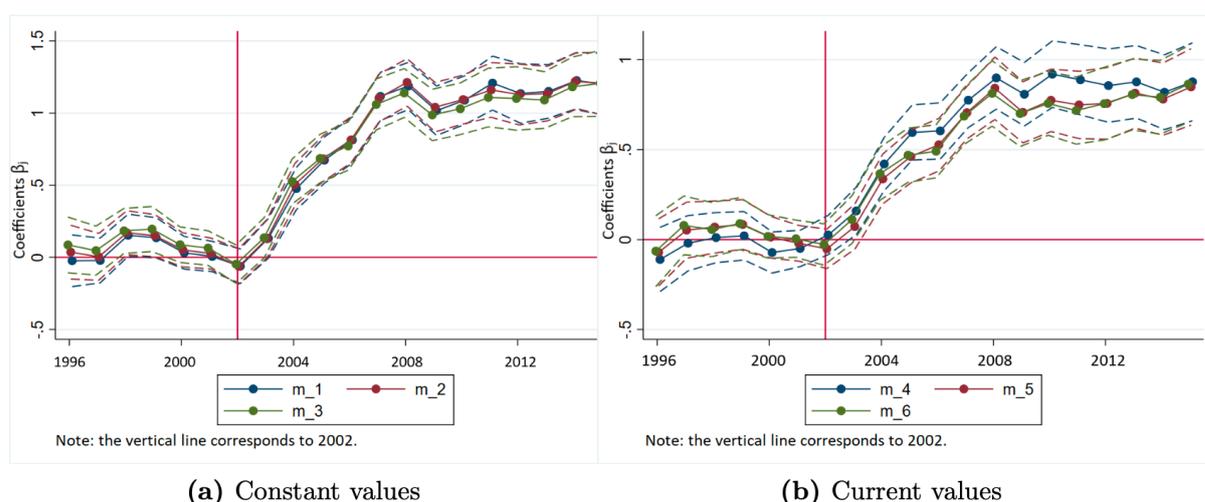
$$y_{i,t} = \sum_{j=1989}^{2015} \beta_j (\text{Surges}_i^{2003} \text{Year}_t^j) + \sum_{i=n} \alpha_i I_i^n + \sum_{j=1989}^{2015} \lambda_j \text{Year}_t^j + M'_{i,t} \Omega + \sum_{j=1989}^{2015} X'_i \text{Year}_t^j \Gamma_j + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

This equation allows us to identify the differential performance of those sectors with surges over the years. The coefficient of interest is β_j , which reflects the differential behavior of export in the sectors that had surges during 2003-2008. I_i^n is a 4-digit sectoral fixed effect, while Year_t^j is the year fixed effect. M refers to macroeconomic controls by sectors that include trade partners' GDP, the real effective exchange rate by sector, and the simple average of import tariffs of Latin America, the European Union, and the United States. Finally, we include a series of cross-section controls by sector (X'_i), multiplied by the fixed effect per year to strengthen the control on previous trends. We seek to ensure that the effects come from fulfilling the condition of export surge episodes but are not related to sector characteristics. Robust errors are used.

⁶ This condition is fixed across all years and identifies in a cross-sectional way those sectors with surges during 2003-2008.

We estimate six regression models, including different set of controls and using either the logarithm of exports in constant values as the dependent variable or the logarithm of exports in current dollars. Figures 1a and 1b plot the estimated coefficient of the interaction between the year-fixed effect and the export surges dummy during 2003-2008 (β_j) when the dependent variable is at constant values (a) as well as current values (b). We plot the coefficients of the three regression models. As expected, during the period 2003-2008 there was a significant increase in the export level of these sectors. This dynamic is not interesting but tautological because of the definition of an export surge episode. From 2010 onwards, however, we do not observe a continuous export decrease, and the export gap between sectors holds, despite the real exchange rate appreciation from that year onwards.

Figure 1. Hysteresis? Evidence from export surge episodes. Estimated coefficient.



Source: own elaboration.

This finding suggests that export surge sectors are, on average, successful examples of international integration or acquired productive capabilities that imply the payment of sunk costs. Once their exports have taken off, the new level is maintained relative to the rest of the sectors when controlling for relevant explanatory variables. We should highlight that this finding holds even though Argentina 2010 started a process of fast currency appreciation, imposed capital controls, foreign exchange rate controls, and import restrictions that ended with another large devaluation in 2015. This fact is relevant for those who support currency undervaluation policy as a driver of tradable-led growth since it would undermine the criticism that denies the possibility of keeping for long periods an undervalued currency. With these findings, only transitory periods of some length would be needed to achieve permanent effects on export development.

4. Real Exchange Rate, Import Substitution Episodes and Complementarities with Export Surge Episodes

In this section/paper (Palazzo, 2023b), we study which sectors manage to substitute imports by taking advantage of the same natural quasi-experiment offered by Argentina's macroeconomic

history used in the previous paper. The RER acts as the first transmission channel for competition between domestic production and import goods and services. A competitive exchange rate level could be considered a horizontal policy that impacts the cost level in dollars and, therefore, defines the productivity threshold necessary for domestic firms to compete with imported goods. A rise in the RER level shifts the balance towards the local production of importable goods. At the same time, its appreciation, on the contrary, acts as a generalised trade opening. Therefore, the higher profitability of the tradable sector should also be reflected in an increase in the number of sectors with import substitution episodes and not only in export performance. Palazzo (2023b) seeks to provide new evidence on how the RER level impacts the performance of tradable sectors, avoiding restricting the analysis only to short-term adjustments or to the performance of export sectors.

We make three main contributions here. First, we propose a methodology for detecting sectors that substituted imports during the SCREER period. In this way, we offer a quantitative and potentially replicable approach to studying the development of domestic tradable sectors. Once this group of sectors has been identified, we analyse their characteristics to test both the theoretical transmission mechanisms that link currency depreciation with import substitution and to understand the role of the economy's productive structure in the probability that a sector shows an episode of import substitution. Finally, we analyse whether there is complementarity or potential conflict between sectors with import substitution and those sectors that were identified as *export surges* during the same period. By doing this, we inquired whether import substitution generates an export disincentive or, on the contrary, is related to sectors with good export performance.

We identify sectors with import substitution episodes through a quantitative method that captures those imported products that showed marked changes concerning their previous trends, once controlled for the performance of domestic aggregate demand. To this end, and as other papers did for the identification of export surges (Freund and Pierola, 2012; Palazzo and Rapetti, 2017; Palazzo, 2023a), we establish a series of requirements to reveal the existence of import substitution episode by sectors disaggregated at four digits of SITC classification. Then, we estimate a series of linear probability and probit models to analyse the heterogeneity of the sectors that showed import substitution episodes and test the theoretical links between RER and tradable growth.

In our main exercises, we apply these regression models to the cross-section of -approximately- 450 importing sectors for the period 2003-2008, for which we have complete data. The dependent variable is the dichotomous indicator (0 or 1) of an import substitution episode that occurred during the six-year period 2003-2008. Here, as in the case of export surges, we evaluate the same two hypotheses: (1) a higher level of the RER should show a greater impulse to substitute imports in labour-intensive sectors. As explained before, tradable activities where the costs of non-tradable productive factors -mainly labour- predominate would have a more remarkable improvement in their profitability with the new depreciated exchange rate level; (2) The higher level of the RER should show a greater impact on import substitution episodes in sectors where similar productive capabilities already exist in the economy. Finally, we add a third hypothesis: (3) given that the higher profitability granted by the exchange rate does not cause distortions in the prices of importable

goods to the detriment of the prices of exportable goods, there should be no contradiction between the development of exporting sectors and import substitution.

The main findings can be summarised as follows. First, in the SCRER period (2003-2008), the sectors identified with import substitution episodes reached 29.9% of the total number of sectors. Second, the probability of occurrence of an import substitution episode during this period increases by 3.89% for each standard deviation of the higher labour intensity of the sector. The effect is significant and economically relevant, given that the unconditional probability of substitution episodes from 1980 to 2015 is only 14.6 percent. Third, as for the relatedness to other already competitive sectors, we find that this variable increases the probability of an import substitution episode during the SCRER period. A standard deviation of greater relatedness to competitive sectors increases the probability of substitution episodes by 11%. This fact indicates that not all sectors can take advantage of the exchange rate incentive, but only those where the productive structure has previous capabilities. Finally, it is found that the sectors with substitution episodes and those with export surges are close to each other in productive terms. This correlation suggests no tension existed between sectors with good domestic performance and those that managed to internationalise during the SCRER period.

5. Conclusions

The three papers summarised in this article attempted to understand the role of the RER in the development and performance of the tradable sectors of a small economy specialised in exporting primary and homogeneous products. The main lessons obtained point in the same direction and can be synthesised in two concepts: heterogeneity and structural productive bias.

At this point in the article, the reference to heterogeneity should be evident. Both the calculation of sectoral RER-elasticities and the cross-sectional analysis of the export surge and import substitution episodes showed that not all sectors benefit and can take advantage of the higher profitability offered by a competitive exchange rate in the same way. In particular, we find that labour-intensive manufacturing sectors and differentiated products benefit more from higher profitability, increasing their incentives to invest and expand tradable supply.

Regarding the productive structure, its role is central for several reasons. First, we find that the aggregate RER-elasticity depends on the productive structure of the economy in question. In this sense, an economy specialised in primary and homogeneous products will have a *low* aggregate elasticity because of a structural bias due to its current international insertion. Given this, we cannot expect strong growth of aggregate exports after a RER devaluation, and most of the adjustment will come from imports. However, a competitive real exchange rate would favour the development of labour-intensive manufacturing sectors and differentiated products, helping -although not guaranteeing- the structural change of the economy. This reflects several macro-micro interactions that must be considered in the design of a country's macroeconomic and productive policy.

Secondly, and also related to structural factors, the sectors that manage to take off in the SCRER period are related to already competitive sectors. In other words, both the episodes of export

surges and import substitution occur in sectors where the economy already has some of the productive capabilities required. In particular, the linkage channel seems to be upstream of the already competitive sectors. This finding would again suggest a role for the productive structure in determining which sectors a competitive real exchange rate policy could promote.

Last but not least, we evaluated the subsequent performance of the sectors with an export surge episode during the SCRER once the exchange rate stimulus ended. We find evidence of persistence in their export levels compared to the rest of the export sectors, favouring the hypothesis of sunk costs or learning by exporting effects that generate hysteresis in trade. With these findings, only transitory SCRER periods would be needed to achieve permanent effects on export development (Rapetti, 2013).

We believe the three papers build a bridge between the literature arguing that an undervalued RER facilitates structural change and economic growth and the literature skeptical of its benefits due to elasticity pessimism. We hope it contributes to the academic and policy debate.

References

- Aizenman, J., Chinn, M. D., and Ito, H. (2013). "The 'Impossible Trinity' Hypothesis in an Era of Global Imbalances: Measurement and Testing". *Review of International Economics*, 21(3), pp. 447-458.
- Bahar, D., Rosenow, S., Stein, E., and Wagner, R. (2019). "Export Take-offs and Acceleration: Unpacking Cross-sector Linkages in the Evolution of Comparative Advantage". *World Development*, 117, pp. 48-60.
- Bresser-Pereira, L. C., Oreiro, J. L., and Marconi, N. (2014). *Developmental Macroeconomics: New Developmentalism as a Growth Strategy*. Routledge.
- Caglayan, M., and Demir, F. (2019). "Exchange Rate Movements, Export Sophistication and Direction of Trade: The Development Channel and North-south Trade Flows". *Cambridge Journal of Economics*, 43(6), pp. 1623-1652.
- Catao, L., and Falcetti, E. (2002). "Determinants of Argentina's External Trade". *Journal of applied Economics*, 5(1), pp. 19-57.
- Cimoli, M., Fleitas, S., and Porcile, G. (2013). "Technological Intensity of the Export Structure and the Real Exchange Rate". *Economics of Innovation and New Technology*, 22(4), pp. 353-372.
- Demir, F., and Razmi, A. (2021). "The Real Exchange Rate and Development Theory, Evidence, Issues and Challenges". *Journal of Economic Surveys*, 36(2), pp. 386-428.
- Eichengreen, B. (2007). "The Real Exchange Rate and Economic Growth". *Social and Economic Studies*, pp. 7-20.
- Frenkel, R. (2004). "Real Exchange Rate and Employment in Argentina, Brazil, Chile and Mexico". Group of 24.
- Frenkel, R., and Ros, J. (2006). "Unemployment and the Real Exchange Rate in Latin America". *World Development*, 34(4), pp. 631-646.
- Freund, C., and Pierola, M. (2012). "Export Surges". *Journal of Development Economics*, 97(2), pp. 387-395.
- Gopinath, G. (2015). "The international price system". Tech. Rep., National Bureau of Economic Research.
- Hausmann, R., and Klinger, B. (2006). "Structural Transformation and Patterns of Comparative Advantage in the Product Space". CID Working Paper N° 128, Harvard University, John F. Kennedy School of Government.

Hausmann, R., Hwang, J., and Rodrik, D. (2007). "What you export matters". *Journal of economic growth*, 12(1), pp. 1-25.

Heymann, D., and Navajas, F. H. (1998). "La coordinación de políticas macroeconómicas en el Mercosur: algunas reflexiones". En: *Ensayos sobre la inserción regional de la Argentina- LC/BUE/L*, 164, pp. 7-39.

Hidalgo, C. A., Klinger, B., Barabasi, A. L., and Hausmann, R. (2007). "The Product Space Conditions the Development of Nations". *Science*, 317(5837), pp. 482-487.

Hirschman, A. O. (1958). *The Strategy of Economic Development*. Yale University Press, New Haven.

Hirschman, A. O. (1997). "A Generalized Linkage Approach to Development, with Special Reference to Staples". *Economic Development and Cultural Change*, 25, p. 67.

Imbs, J., and Mejean, I. (2015). "Elasticity Optimism". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(3), pp. 43-83.

Lall, S. (2000). "The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-98". *Oxford development studies*, 28(3), pp. 337-369.

Orcutt, G. H. (1950). "Measurement of Price Elasticities in International Trade". *The Review of Economics and Statistics*, pp. 117-132.

Palazzo, G. (2023a). "Real Exchange Rate and Export Surge Episodes: What Sectors Take Advantage of the Real Exchange Rate Stimulus?". Forthcoming in the *Journal of Structural Change and Economic Dynamics*.

Palazzo, G. (2023b). "Real Exchange Rate and Import Substitution Episodes: Evidence from Argentina 2003-2008". Working paper.

Palazzo, G., and Rapetti, M. (2017). "Real Exchange Rate and Export Performance in Argentina, 2002-2008". *Journal of Post Keynesian Economics*, 40(1), pp. 75-94.

Palazzo, G., and Rapetti, M. (2023). "From Macro to Micro and Macro Back: Macroeconomic Trade Elasticities in a Developing Economy". *Structural Change and Economic Dynamics*, 65, pp. 223-252.

Pesaran, M. H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press.

Presbisch, R. (1950). "Crecimiento, desequilibrio y disparidades: interpretación del proceso de desarrollo económico". *Estudio Económico de América Latina, 1949-E/CN. 12/164/Rev. 1-1950*-pp. 3-89.

Rapetti, M. (2013). "Macroeconomic Policy Coordination in a Competitive Real Exchange Rate Strategy for Development". *Journal of Globalization and Development*, 3(2), pp. 1-31.

Rapetti, M. (2020). "The Real Exchange Rate and Economic Growth: A Survey". *Journal of Globalization and Development*, 11(1).

Rapetti, M., Skott, P., and Razmi, A. (2012). "The Real Exchange Rate and Economic Growth: Are Developing Countries Different?". *International Review of Applied Economics*, 26(6), pp. 735-753.

Rauch, J. E. (1999). "Networks versus Markets in International Trade". *Journal of international Economics*, 48(1), pp. 7-35.

Razmi, A., Rapetti, M., and Skott, P. (2012). "The Real Exchange Rate and Economic Development". *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(2), pp. 151-169.

Rodrik, D. (2008). "The Real Exchange Rate and Economic Growth". *Brookings papers on economic activity* (2), pp. 365-412.

Singer, H. W. (1950). "The Distribution of Gains Between Borrowing and Investing Countries". *American Economic Review*, 40(2), pp. 473-485.

Determinantes de la inflación en Argentina, 2004-2022

Pablo de la Vega

Fundar, Argentina e Instituto de Investigaciones Económicas (UNLP), Argentina

Guido Zack

Fundar, Argentina; Instituto Interdisciplinario de Economía Política (UBA-CONICET), Argentina y Centro de Investigaciones Macroeconómicas para el Desarrollo (EEyN-UNSAM), Argentina

Jimena Calvo

Fundar, Argentina

Emiliano Libman*

Fundar, Argentina y Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina

Resumen

Este documento analiza la relación empírica entre la tasa de inflación y sus determinantes próximos en Argentina, utilizando datos trimestrales durante el período 2004-2022 y un enfoque de modelos de vectores de corrección al error. A diferencia de la literatura previa, este trabajo parte de un esquema teórico que motiva la inclusión de variables que se espera contribuyan a explicar la inflación, lo cual permite disminuir el riesgo de omitir variables relevantes y formalizar mecanismos claves. La inferencia es realizada a través de análisis de causalidad de Granger, funciones de impulso respuesta y descomposición de la varianza de los errores de pronóstico. Los resultados sugieren que un plan antiinflacionario para Argentina debería tener en consideración tanto la mayor relevancia que tienen el componente inercial, el tipo de cambio y la tasa de interés en la dinámica de corto plazo del nivel de precios, como la relación de largo plazo entre precios, tasa de interés y nivel de actividad.

Clasificación JEL: E31, C22, E52.

Palabras clave: Argentina, determinantes de la inflación, inflación, modelos VEC.

Presentado: 14 de julio de 2023 – *Aprobado:* 11 de diciembre de 2023.

* Se agradecen los comentarios de Fernando Toledo, Fernando Morra, y los participantes de las VI Jornadas Argentinas de Econometría y de la LVII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Cualquier error es de nuestra entera responsabilidad. Las opiniones vertidas en el presente trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: delavegapc@gmail.com, gzack@fund.ar, jcalvo@fund.ar y elibman@fund.ar.

Determinants of Inflation in Argentina, 2004-2022

Pablo de la Vega

Fundar, Argentina and Institute of Economic Research (UNLP), Argentina

Guido Zack

Fundar, Argentina; Interdisciplinary Institute of Political Economy (UBA-CONICET), Argentina and Center for Macroeconomic Research for Development (EEyN-UNSAM), Argentina

Jimena Calvo

Fundar, Argentina

Emiliano Libman

Fundar, Argentina and National Council for Scientific and Technical Research (CONICET), Argentina

Abstract

This paper analyzes the empirical relationship between the inflation rate and its proximate determinants in Argentina, using quarterly data during the period 2004-2022 and a vector error correction modeling approach. Unlike previous literature, this article is based on a theoretical scheme that motivates the inclusion of variables that are expected to contribute to explaining inflation, which allows reducing the risk of omitting relevant variables and formalizing key mechanisms. Inference is performed through Granger causality analysis, impulse response functions and analysis of variance of forecast errors. The results suggest that an anti-inflationary plan for Argentina should take into consideration both the greater relevance of the inertial components, the exchange rate and the interest rate in the short-term dynamics of the price level, as well as the long-term relationship between prices, interest rate and level of activity.

JEL Classification: E31, C22, E52.

Keywords: Argentina, inflation, inflation determinants, VEC models.

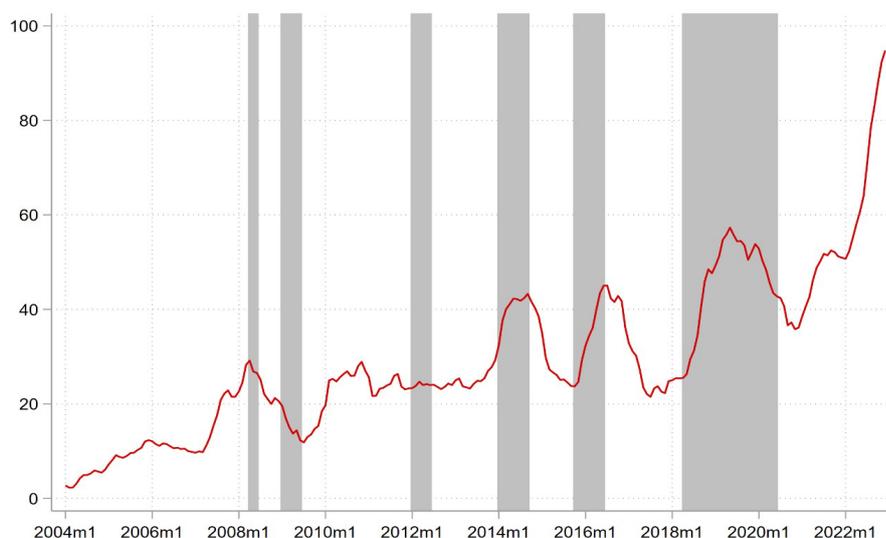
Submitted: July 14, 2023 – *Approved:* December 11, 2023.

1. Introducción

Los niveles de inflación de Argentina han evidenciado una tendencia creciente a lo largo de las dos últimas décadas llegando recientemente a niveles en torno al 100% anual (ver el Gráfico 1). Existe un relativo consenso acerca de que estos niveles son un detrimento para el crecimiento económico, la distribución del ingreso y la pobreza. Así, la inflación es hoy posiblemente el problema más relevante de la Argentina. Sin embargo, existen grandes diferencias respecto a cuáles son los factores determinantes del proceso inflacionario que atraviesa nuestro país (Zack *et al.*, 2017). Para resolver el problema, es necesario un mínimo de acuerdos básicos al respecto, ya que las políticas antiinflacionarias a aplicar dependen crucialmente del entendimiento de las causas y mecanismos que generan el aumento generalizado y sostenido del nivel de precios.

Gráfico 1. Inflación mensual interanual (%), 2004-2022

En porcentaje de personas



La figura muestra la variación interanual del índice de precios al consumidor. El área gris señala períodos en los cuáles haya habido una contracción económica por dos trimestres seguidos. Fuente: elaboración propia con base en INDEC e Institutos de Estadística Provinciales.

El presente trabajo contribuye a la literatura sobre los determinantes de la inflación en Argentina analizando con particular interés el período comprendido entre las últimas dos décadas. Se utilizan datos trimestrales durante el período 2004-2022 y un enfoque de modelos vectores de corrección al error (VEC), el cual permite analizar tanto relaciones de largo plazo como la dinámica de corto entre variables que se determinan de forma simultánea. A diferencia de la literatura previa, este trabajo parte de un esquema teórico contable que descompone el nivel de precios en sus determinantes próximos y motiva, entonces, la inclusión de diferentes variables que se espera contribuya a explicar la inflación. Esto permite disminuir el riesgo de omitir variables relevantes y, a su vez, formalizar mecanismos claves. La inferencia es realizada a través de análisis de causalidad de Granger, funciones de impulso respuesta (IRF, por sus siglas en inglés) y descomposición de la varianza de los errores de pronóstico (FEVD, por sus siglas en inglés) bajo diferentes descomposiciones de Cholesky.

Los resultados sugieren que, en el largo plazo, el nivel de precios tiene una relación positiva con la tasa de interés.¹ Además, el precio de los regulados y el precio internacional de las importaciones se asocian de forma positiva con el nivel de precios, pero estas relaciones no son estadísticamente significativas. Similarmente, el tipo de cambio se asocia negativamente con el nivel de precios, pero esta relación no es estadísticamente significativa. Estos resultados son consistentes con una economía que durante una parte significativa de la muestra ha sufrido de estanflación. Los cambios en la tasa de interés en un entorno de inestabilidad parecen alimentar los procesos inflacionarios (por ejemplo, porque alimentan las expectativas de inflación o elevan el costo de capital de las firmas).

Por otro lado, se realizan test de exogeneidad débil, analizando cuáles de las variables responden a las desviaciones de las relaciones de largo plazo estimadas. Se encuentra que el tipo de cambio nominal y el precio de los *commodities* internacionales son débilmente exógenos, sugiriendo que son las variables candidatas a ser las tendencias comunes que mueven el sistema. El ajuste del resto de las variables del sistema a las relaciones de largo plazo demuestra el valor empírico de utilizar un enfoque de sistemas para obtener estimaciones consistentes.

Luego nos concentramos en analizar la respuesta del nivel de precios ante shocks exógenos en el resto de las variables del sistema mediante IRF y FEVD. Los resultados son, en general, los esperados. Shocks en el nivel de precios tienen un impacto positivo y permanente sobre la propia serie de precios. El precio de regulados tiene un impacto positivo en el primer trimestre, pero se vuelve no significativo a partir del segundo, con una tendencia decreciente; esto parece sugerir que los aumentos en las tarifas son inflacionarios en el corto plazo, por su impacto directo, pero el efecto se diluye a la larga (e inclusive podría contribuir a reducir la inflación si permite equilibrar las cuentas públicas). Las depreciaciones nominales tienen un impacto positivo y duradero en el tiempo sobre el nivel de precios. El nivel de actividad no tiene un efecto estadísticamente significativo bajo ninguno de los ordenamientos. Shocks en la oferta monetaria tienen un impacto positivo solo en el primer trimestre bajo los ordenamientos 1 y 2, donde dicha variable se encuentra al inicio de la secuencia recursiva. El resultado más controversial es el efecto positivo que tienen los shocks sobre la tasa de interés en el nivel de precios. Este resultado es usual en la literatura, la cual lo denota como el “price puzzle” dado que es contraintuitivo en términos teóricos (Sims, 1986; Castelnuovo y Surico, 2009; Rusnak *et al.*, 2013; Estrella, 2015). Finalmente, el precio de los *commodities* internacionales no tiene un efecto relevante sobre el nivel de precios.

Por su parte, la descomposición de varianza muestra cuán importantes son los shocks de cada variable en explicar las variaciones de las variables del modelo y cómo esta importancia varía en el tiempo. Por ejemplo, entre 50 y 58% de la variación en los precios en el período inicial se debe a shocks en el mismo nivel de precios. Sin embargo, esta importancia cae en el tiempo y para el trimestre 6 es de entre 16 y 28%, de modo que la contribución de otras variables se vuelve más relevante. En los ordenamientos 1 y 2, la variable que más ve crecer su contribución es la tasa de

¹ Adicionalmente, el nivel de precios tiene una relación negativa y estadísticamente significativa con el nivel de actividad. Dado que las variables del sistema, a excepción de la tasa de interés, están expresadas en logaritmos, los coeficientes pueden ser interpretados como elasticidades.

interés, que pasa de explicar 24% de la varianza en el primer período a 48% en el sexto. Algo similar, pero en menor medida ocurre con el tipo de cambio, que pasa de explicar 15% en el primer período a 25% en el último. Por el contrario, en los ordenamientos 3 y 4, es el tipo de cambio la variable que más ve crecer su contribución en el tiempo, pasando de explicar de 33% a 56%. El incremento de la contribución de la tasa de interés es considerable pero menor bajo estos ordenamientos. La oferta de dinero solo es relevante bajo los órdenes 1 y 4, aunque su contribución no supera el 8% en ningún período. Similarmente, la contribución del precio de bienes internacionales no supera el 8% en ningún período, pero su contribución está presente en los cuatro ordenamientos. El precio de bienes regulados tiene una contribución en los primeros dos trimestres de entre 4 y 8%. Finalmente, el nivel de actividad no tiene una contribución relevante en ninguna de las simulaciones.

El resto del artículo se organiza como sigue. En la siguiente sección se revisa la literatura previa sobre los determinantes de la inflación en Argentina y se establece un esquema teórico a partir del cual surge la especificación econométrica que se evalúa en el resto del trabajo. En la Sección 3 se describen los datos y la metodología empírica, cuyos resultados se discuten en la Sección 4. Las conclusiones se incluyen en la Sección 5.

2. Revisión de literatura

La discusión sobre los orígenes y el problema del combate de la inflación ha sido objeto de una extensa literatura, en muchos casos motivada por la experiencia de América Latina. Dicha literatura tiene diversos ejes, entre los que se destaca la discusión sobre los orígenes de los procesos inflacionarios, los distintos tipos de régimen (los que difieren según su duración, intensidad y sostenibilidad en el tiempo) y los tipos de estrategias utilizadas para controlarlos en aquellos casos en los que los precios aumenten a un ritmo que resulte perjudicial.

A grandes rasgos, existen tres hipótesis sobre el origen de la inflación: a) monetaria y fiscal (Sargent, 1982); b) conflicto distributivo (Lavoie, 2022, capítulo 8) y; c) estructural (Heymann, 1986). Aunque el grueso de la profesión y la literatura se inclina por explicar el fenómeno a partir de la primera explicación, recientemente ha resurgido el interés por los planteos asociados con la segunda y tercera interpretación (Werning y Lorenzoni, 2023).

La distinción no siempre es nítida. Por ejemplo, es posible observar una interrelación entre el conflicto distributivo y la política macroeconómica. Una política fiscal expansiva que derive en situaciones insostenibles puede tener como trasfondo la incapacidad de la sociedad de organizar un presupuesto financiable con impuestos y sin endeudamiento explosivo (Heymann y Navajas, 1989; Gerchunoff y Rapetti, 2016).

Adicionalmente, en contextos de baja inflación, no es tan clara la conexión entre nivel de actividad, dinero y precios. Partiendo de la crítica a la "Curva de Phillips" (Phillips, 1958) Friedman (1968) y Phelps (1967) sugirieron la hipótesis según la cual en el largo plazo el desempleo se sitúa en su "tasa natural", revelando el carácter "monetario" de la inflación. La hipótesis de Friedman y Phelps asume que los desvíos con respecto a la tasa natural generan cambios en la tasa de inflación, algo

que no parece observarse particularmente cuando la inflación está por encima de dicha tasa (Akerlof *et al.*, 2000).²

Los enfoques de la inflación por conflicto a menudo introducen cuestiones “estructurales” (Olivera, 1991). Por ejemplo, se suele asumir que la oferta de bienes industriales se ajusta a la demanda (dada la existencia de capacidad excedente), pero la de alimentos es poco elástica en el corto plazo (Cardoso, 1981). De este modo, los cambios en la demanda requieren cambios de precios relativos que se transforman en inflación si las autoridades convalidan posteriores aumentos de salarios o si introducen subsidios para mantener bajos los precios de los alimentos (Agenor y Montiel, 2008).

Por el contrario, en contextos de hiperinflación parece ser más fácil encontrar algún consenso sobre la primacía de la cuestión monetaria. El modelo por excelencia de la hiperinflación es el de Cagan (1956), pero autores como Kalecki (1962) sugirieron una formulación muy similar.

En síntesis, es fundamental analizar la cuestión de la inflación entendiendo que es un fenómeno no-lineal, plausible de ser clasificado en función de las condiciones macroeconómicas vigentes. Una distinción a considerar es la que existe entre regímenes de “inflación crónica” y “alta inflación e hiperinflacionarios”. En un contexto de “inflación crónica” (Pazos, 1972), la dinámica de los precios y los salarios exhibe una marcada inercia, por lo que la inflación pasada se convierte en una guía para predecir la dinámica de los precios.

Además, los precios suelen ajustarse en distintos momentos del año. En un contexto de “alta inflación e hiperinflación”, las tasas pasadas de inflación no ofrecen una guía confiable para tomar decisiones económicas y los ajustes se realizan con mayor frecuencia y sincronía, por lo que lo más probable que se tome como referencia la evolución del tipo de cambio (Heymann y Leijonhufvud, 1995).

Es precisamente la desaparición de un índice de precios en moneda nacional como mecanismo para orientar las decisiones la que marca la diferencia entre “alta inflación” e “hiperinflación”. La corta duración de los contratos durante una hiperinflación hace que la mera reducción del ritmo al que crecen los precios eleve los salarios reales, los cuales se fijan con mayores rezagos que los precios. Por esta razón, al detenerse la hiperinflación se suele observar una expansión del nivel de actividad (Taylor, 1991). Este mecanismo está ausente en las experiencias de estabilización en contextos no hiperinflacionarios de alta inflación.

La literatura sobre experiencias de estabilización ha tomado nota de las diferencias que existen no solamente entre los diferentes regímenes inflacionarios, sino en la variedad de abordajes para combatirla. Consecuentemente, clasifica los planes en función de sus características más

² Otros trabajos han sugerido que la presencia de “shocks de oferta” explican la tendencia de la “tasa natural” a moverse con el tiempo, constituyendo una suerte de blanco móvil que dificulta en la práctica su identificación (Gordon, 2013). Otros han sugerido que la presencia de “dependencia del sendero” implica que la tasa “observada” de desempleo modifica a la “tasa natural”; en este caso, políticas contractivas tienen efectos permanentes sobre el desempleo (Blanchard y Summers, 1986).

destacadas. Por ejemplo, se suele distinguir entre programas “ortodoxos”, que enfatizan la corrección de los desbalances macroeconómicos y las inconsistencias de política macroeconómica (déficit fiscal, sobrevaluación cambiaria, etc.), y programas “heterodoxos”, que ponen el foco en la necesidad de interceder en el proceso de formación de precios y salarios (para combatir la inercia inflacionaria). En general, se reconoce que ningún intento de estabilización tuvo éxitos duraderos sin combinar una dosis de ambos programas (Dornbusch y Simonsen, 1987).

Otra clasificación explora la distinción entre programas de estabilización basados en regular la cantidad de dinero y programas de estabilización basados en la utilización de un tipo de cambio fijo o semifijo. En América Latina y en países no desarrollados, suelen predominar los programas basados en la estabilización del tipo de cambio. Reinhart y Végh (1994) analizan diecisiete programas de estabilización (para Argentina, Brasil, República Dominicana, Israel, México, Perú y Uruguay), de los cuales cinco estuvieron basados en la cantidad de dinero, y los doce restantes, en anclas cambiarias. Dicho trabajo recoge una serie de hechos estilizados que analizan la evolución promedio de los agregados macroeconómicos antes, durante y después de implementado el plan de estabilización. Quizás el hecho estilizado más importante es el que muestra que la estabilización con ancla cambiaria produce en un primer momento una expansión del producto y luego una recesión, mientras que la estabilización monetaria revierte el orden.

El estudio empírico de los determinantes de la inflación ha recibido sustancial atención en la literatura, en particular en países que han experimentado fenómenos inflacionarios sostenidos en el tiempo como Argentina (Chhibber, 1991; Akinboade *et al.*, 2001, Helmy, 2008; Ndikumana *et al.*, 2021). Un punto llamativo de dicha literatura es que la mayoría de los trabajos estiman una especificación econométrica que no se deriva de un modelo teórico, sino que es una recopilación de variables que, según la literatura previa, se esperaba que tengan un efecto en el nivel de precios (Dhakal *et al.*, 1994; Kim, 1998; Khan y Schimmelpfennig, 2006; Tran, 2018; Lakshmanasamy, 2022). Sin embargo, hay ciertos trabajos que sí parten de un esquema teórico formalizado para motivar el análisis empírico (Chhibber, 1991; Akinboade *et al.*, 2001; Lissovolik, 2003; Nguyen y Niguyen, 2010; Nguyen *et al.*, 2012; Akinbobola, 2012; Elgammal y Mohamed, 2016).

Para nuestro país existen varios trabajos que analizan el mismo periodo que el presente artículo y con metodologías similares (Zack *et al.*, 2017; Graña Colella, 2020; García-Cicco *et al.*, 2022). Estos trabajos comparten el uso de econometría de series de tiempo, en particular, de modelos de vectores de cointegración, lo cual es particularmente necesario en el caso del análisis de variables que se determinan de forma simultánea y, además, evidencian una relación de largo plazo entre ellas.

Zack *et al.* (2017) estiman dos modelos VEC para describir la dinámica del nivel de precios al consumidor desde octubre de 2004 a febrero de 2016. El primer modelo incluye la oferta monetaria y el nivel de actividad mientras en el segundo agrega, además, el nivel de salarios y el tipo de cambio. Luego de obtener las relaciones de largo plazo, los autores analizan IRF y FEVD suponiendo dos diferentes descomposiciones de Cholesky. Encuentran que la inercia y el tipo de cambio son los factores más importantes para explicar la inflación.

Graña Colella (2020) también usa un modelo VEC, pero utilizando datos trimestrales para el período 2003-2019. Con base en la revisión de literatura, el autor incluye como variables explicativas a los precios internacionales, el costo laboral unitario, el tipo de cambio nominal y la oferta monetaria. Sus resultados sugieren que el costo laboral unitario y el tipo de cambio son claves para explicar el nivel de precios en el largo plazo, pero en el corto plazo la emisión monetaria y la inercia son quienes juegan un rol.

Montes Rojas y Toledo (2021) utilizan un modelo VAR con quintiles direccionados para estimar el impacto inflacionario de shocks sobre el precio internacional de *commodities* agrícolas que exporta Argentina y sobre el tipo de cambio. Encuentran que el primer shock genera un *pass-through* de 10%, mientras el segundo de 25%. Inspirados en la literatura postkeynesiana-estructuralista (Vera, 2014, Abeles y Panigo, 2015), los autores señalan la relevancia del conflicto distributivo producto de la caída en el salario real como mecanismo de transmisión hacia el nivel de precios.

García-Cicco *et al.* (2022) estudian los hechos estilizados de los procesos inflacionarios para un panel de países latinoamericanos que incluye a Argentina. Las variables que incorporan en el sistema son el índice de precios núcleo, el tipo de cambio, la tasa de interés, el nivel de actividad, la oferta monetaria, un índice salarial, la brecha del producto y precios internacionales de alimentos y energía. Si bien también realizan un análisis de cointegración para estudiar las relaciones de largo plazo entre las variables, descomponen la evolución de la inflación interanual con base en un ejercicio de proyecciones locales (Jordà, 2005). En el largo plazo encuentran que, en Argentina, el nivel de precios se relaciona con el índice de salarios y el tipo de cambio. Finalmente, encuentran que la inercia y los movimientos cambiarios son los principales factores explicativos del proceso inflacionario en nuestro país. Las variables monetarias y de actividad tienen un rol menor y sólo en períodos puntuales.

Nuestro trabajo tiene como base a Zack *et al.* (2017), extendiendo el análisis en, al menos, tres direcciones. Primero, se establece un marco teórico que descompone el nivel de precios en sus determinantes próximos y motiva la inclusión de diversas variables en la especificación econométrica, lo cual permite disminuir el riesgo de omitir variables relevantes, formalizar mecanismos claves, y establecer los supuestos sobre los cuales se desarrolla el análisis.³ Segundo, se amplía el set de simulaciones considerando diferentes ordenamientos respecto a la relación contemporánea entre las variables con el propósito de brindar mayor robustez a los resultados. Finalmente, se incluyen no solo variables domésticas sino también externas como el precio de *commodities* internacionales y se extiende el período de análisis hasta julio de 2022.

³ La metodología seleccionada tiene la capacidad de dar cuenta la simultaneidad en la determinación de las variables que se incluyen en el análisis. Sin embargo, esto no descarta por completo la posibilidad de omitir variables relevantes y, por ende, que existan sesgos.

2.1. Un marco teórico sobre la descomposición del nivel de precios⁴

Sin pérdida de generalidad, el nivel general de precios (P) puede ser expresado como un promedio ponderado del precio de los bienes transables (P^T), no transables (P^N) y regulados (P^R).⁵ Tomando logaritmos (en letras minúsculas) se tiene lo siguiente:

$$p = \theta_0 p^N + \theta_1 p^T + \theta_2 p^R \quad (1)$$

$$\text{con } \theta_0 + \theta_1 + \theta_2 = 1$$

En una economía pequeña y abierta (tomadora de precios internacionales), vale la paridad de poder adquisitivo y p^T puede ser expresado en moneda doméstica como función de los precios internacionales (p^f) y del tipo de cambio nominal (tc) unidades de moneda doméstica por dólar estadounidense).⁶

$$p^T = tc + p^f \quad (2)$$

El precio de los bienes no transables puede ser explicado, al menos, de dos maneras diferentes (Lissovlik, 2003). Por un lado, suponiendo que el mercado de bienes no transables tiene la misma tendencia que el mercado agregado de bienes, p^N puede ser expresado en función de la oferta y demanda de dinero doméstico (Lissovlik, 2003, Nguyen *et al.*, 2012; Akinbobola, 2012; Elgammal y Mohamed, 2015):

$$p^N = \beta(m^s - m^d) \quad (3)$$

donde m^s y m^d son la oferta y la demanda de saldos reales, respectivamente; y β es un parámetro. Asimismo, es usual suponer que m^d es función del ingreso real (y), de la tasa de inflación esperada (π^e) y de la tasa de interés (i) como sigue:⁷

$$m^d = m - p = f\left(\underset{+}{y}, \underset{-}{\pi^e}, \underset{+/-}{i}\right) \quad (4)$$

Los argumentos de la demanda de saldos reales denotan los diferentes motivos por los cuales se demanda dinero no remunerado y remunerado. Así, por ejemplo, un mayor nivel de actividad induce una mayor demanda de dinero por motivo transaccional, de modo que una mayor demanda de

⁴ La siguiente sección sigue de cerca los desarrollos de Chhibber (1991), Akinboade *et al.* (2001), Lissovlik (2003), Nguyen *et al.* (2010), Nguyen *et al.* (2012), Akinbobola (2012), y Elgammal y Mohamed (2015).

⁵ Se denomina transables a aquellos bienes y servicios que son exportados y/o importados por el país en cuestión, mientras que los no transables son producidos y consumidos dentro de las fronteras de dicho país.

⁶ La paridad de poder adquisitivo es la generalización a todos los bienes de la ley de único precio según la cual, en ausencia de restricciones y fricciones comerciales, el precio de un mismo bien será el mismo en cualquier país del mundo, en equilibrio.

⁷ Implícitamente suponemos que la sustitución relevante es entre bienes y dinero doméstico. En una economía con un grado elevado de sustitución de monedas, la forma funcional de la demanda de dinero podría, además, considerar el rol del tipo de cambio en las decisiones de cartera. Esto se complejiza aún más en un contexto de restricciones cambiarias y el surgimiento de tipos de cambio paralelos.

bienes correlaciona con una mayor demanda de dinero. Por el contrario, mayores expectativas inflacionarias disminuyen la demanda de dinero e incrementan la demanda de bienes, ya que se espera que las tenencias de dinero compren menos bienes el siguiente período. Mientras tanto, una mayor tasa de interés por los activos en pesos disminuye tanto la demanda de bienes como de dinero no remunerado, pero incrementa la demanda de dinero remunerado. Por lo tanto, el efecto esperado de la tasa de interés es, en principio, ambiguo. Sin embargo, una caída en la tasa de interés real esperada disminuye la demanda de dinero (remunerado y no remunerado) e incrementa la demanda de bienes.

La definición de π^e dependerá del supuesto sobre la formación de expectativas. En términos generales, podría suponerse o bien que las expectativas se forman mirando hacia adelante (*forward-looking*) o hacia atrás (*backward-looking*).

En cambio, otros desarrollos teóricos optan por explicar p^N en función de un modelo de *markup* sobre costos de la siguiente manera:

$$p^N = (1 + \mu)(\omega + \sigma) \quad (5)$$

donde μ es un coeficiente de *markup*, ω es el costo laboral unitario, σ es el costo de bienes intermedios (tanto domésticos como importados, de modo que σ es función de e y de p^f).

Entonces, se tienen dos ecuaciones de precios susceptibles de estimar empíricamente.

A partir de (1)-(4) se tienen la siguiente ecuación de precios:

$$p = f(\underbrace{m^s}_{+}, \underbrace{y}_{+/-}, \underbrace{\pi^e}_{+}, \underbrace{i}_{-}, \underbrace{tc}_{+}, \underbrace{p^f}_{+}, \underbrace{p^R}_{+}) \quad (6)$$

Por otro lado, a partir de (1), (2) y (5), se tiene que:

$$p = f(\underbrace{\mu}_{+}, \underbrace{\omega}_{+}, \underbrace{\sigma}_{+}, \underbrace{tc}_{+}, \underbrace{p^f}_{+}, \underbrace{p^R}_{+}) \quad (7)$$

Los signos debajo de cada variable señalan el efecto esperado sobre p en función de las ecuaciones presentadas anteriormente.⁸ Notar que los últimos tres determinantes son iguales en ambos modelos e identifican algunas de las causas de inflación usuales: inflación importada (p^f), inflación de costos por variaciones cambiarias (tc), e inflación por cambios en los precios regulados (p^R)⁹. Por otro lado, los primeros cuatro determinantes en (6) están asociados a lo que se conoce como inflación de demanda, mientras que los tres primeros determinantes en (7)

⁸ Notar que el coeficiente de y puede ser negativo debido a consideraciones sobre la demanda de dinero (ver ecuaciones (3) y (4)), pero positivo por razones asociadas a la brecha del producto.

⁹ Si bien es determinado por el gobierno, es esperable que dependa de variables incluidas en el modelo como el tipo de cambio. A su vez, las decisiones de política asociadas a su determinación tienen fuertes implicancias en materia fiscal y monetaria y, por lo tanto, un efecto indirecto sobre los precios.

refieren al efecto de los costos laborales, de insumos intermedios y a cambios en los márgenes de ganancia sobre la inflación.

Las variables a incluir coinciden en líneas generales con las consideradas por la literatura previa (García-Cicco *et al.*, 2022). No obstante, Zack *et al.* (2017) y Graña Colella (2020) no incluyen la tasa de interés, ni el precio de bienes y servicios regulados. Zack *et al.* (2017), además, no incluye los precios internacionales.

Es importante tener presente que este esquema teórico no es exhaustivo en tanto no rastrea las causas últimas del proceso inflacionario, sino las próximas. Por ejemplo, el esquema no incluye el déficit fiscal entre los factores explicativos ya que no tiene un impacto directo sobre los precios, pero sí afecta varias de las variables incluidas en el análisis como son la oferta monetaria, la tasa de interés, el tipo de cambio, entre otras. En este sentido, para ciertos autores, es el déficit fiscal la causa última de la inflación (García-Cicco, 2021).

Por otro lado, la tradición postkeynesiana-estructuralista (Vera, 2014, Abeles y Panigo, 2015) pone énfasis en la distinción entre las causas de la inflación y los mecanismos de transmisión (Montes Rojas y Toledo, 2021). Esta literatura señala la relevancia del conflicto distributivo como mecanismo de transmisión de shocks de oferta como aquellos en el precio de los *commodities*, que disminuyen el salario real y desencadenan una carrera potencialmente desestabilizante entre precios y salarios.

3. Datos y Metodología

El análisis empírico utiliza datos trimestrales para el período comprendido entre enero de 2004 y julio de 2022 de las variables identificadas en el marco teórico de la Sección 2.1.¹⁰ Más concretamente, utilizaremos las variables que mejor capturan la evolución de la oferta monetaria, el tipo de cambio, la tasa de interés, las expectativas de inflación, salarios y los diferentes “precios” (tarifas, *commodities*, etc.) que ingresan como argumentos del modelo teórico.

Debido a restricciones de disponibilidad de datos, es necesario suponer que las expectativas de inflación se forman de manera *backward-looking*, de modo que π^e refiere a la inflación pasada.¹¹ De todos modos, no pareciera ser un supuesto demasiado fuerte para este período en Argentina. También es necesario suponer que el coeficiente de *markup* se mantiene constante por ausencia de datos al respecto. Todas las series se utilizan desestacionalizadas y medidas en logaritmos a excepción de la tasa de interés que se expresa en tanto por uno. En el Cuadro 1 se describe cada una de las variables junto con su fuente de información, mientras en el Cuadro 2 se muestran estadísticas descriptivas.

Cuadro 1. Variables y fuentes de información

¹⁰ Los resultados no se modifican al utilizar frecuencias mensuales. Los mismos están disponibles para quien los solicite.

¹¹ Si bien existe una serie de expectativas de inflación que podría construirse a partir del Relevamiento de Expectativas de Mercado del BCRA, este no tiene la suficiente cobertura temporal.

Nombre (variable asociada Sección 2.1)	Descripción	Fuente
IPC	Índice de Precios al Consumidor (oct. 2012=100)	INDEC, Institutos de Estadística Provinciales
M2	Agregado Monetario M2	BCRA
EMAE	Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE) (oct. 2012=100)	INDEC, Institutos de Estadística Provinciales
Tasa de interés	Badlar Privada Pesos, depósitos de más de \$ 1 millón	BCRA
TCNM	Índice de Tipo de Cambio Nominal Multilateral (oct. 2012=100).	BCRA
P. comm. imp.	Índice de Precios de 45 <i>commodities</i> Importados incluyendo materias primas agrícolas, energía, alimentos y bebidas, y metales (oct. 2012=100)	FMI
P. regulados	Índice de Precios Regulados (oct. 2012=100)	IIEP (UBA), IPCBA, INDEC
Índice de Salarios	Índice de Salarios (oct. 2012=100)	INDEC

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 2. Estadísticas descriptivas

	N	Media	SD	Min	p25	p50	p75	Max
IPC	75	5,00	1,40	3,16	3,78	4,73	6,05	7,93
M2	75	13,19	1,38	11,08	11,99	13,10	14,29	16,01
EMAE	75	4,52	0,12	4,19	4,47	4,57	4,60	4,64
Tasa de interés	75	0,20	0,13	0,02	0,10	0,18	0,27	0,54
TCNM	75	5,15	1,08	3,92	4,26	4,69	5,79	7,45
P. comm. imp.	75	4,35	0,30	3,62	4,10	4,31	4,62	5,05
P. regulados	75	5,35	1,23	4,13	4,31	4,76	6,40	7,95
Salarios	75	4,90	1,35	2,96	3,71	4,74	5,99	7,62

Fuente: elaboración propia.

Una forma de analizar de manera no estructural la relación entre variables económicas que se determinan de forma simultánea consiste en la estimación de modelos econométricos como el modelo de vectores autorregresivos (VAR) y el modelo de vectores de corrección al error (VEC) (Johansen, 1988; Johansen y Juselius, 1990; Juselius, 2006; Lütkepohl, 2007).

En un modelo VAR, cada variable es considerada en función de los valores pasados de todas las variables del sistema. Sin embargo, cuando existe una relación de cointegración entre las variables del sistema, el VAR está mal especificado y el método correcto es el modelo VEC, que es un modelo VAR con restricciones de cointegración (Engle y Granger, 1987). Con el fin de realizar algún tipo de inferencia de carácter estructural, se adoptan algunos supuestos sobre el ordenamiento de las variables (siguiendo, por ejemplo, la descomposición de Cholesky).

4. Resultados

Se estimaron los dos modelos formulados en el marco teórico de la Sección 2.1, sin embargo, el modelo dado por la ecuación (7) no permitía obtener buenas pruebas de diagnóstico y fallaba en las pruebas de estabilidad. Por lo tanto, los resultados que se muestran a continuación solo resumen los hallazgos para el modelo dado por la ecuación (6).

4.1. Test de Raíz Unitaria

Se utiliza la prueba de Dickey-Fuller para analizar el nivel de integración de las variables. Los resultados que se muestran en la Cuadro 3 sugieren que todas las variables son integradas de orden 1. Es decir, no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en niveles, pero sí se rechaza en primeras diferencias.

Cuadro 3. Test de Raíces Unitarias

	Augmented Dickey-Fuller		Componentes determinísticos
	Nivel	Diferencia	
IPC	0,996	0,001	constante y tendencia
M2	0,996	0,015	constante y tendencia
EMAE	0,364	0,006	constante y tendencia
Tasa de interés	0,241	0,000	constante
TCNM	0,982	0,013	constante y tendencia
P. comm. imp.	0,239	0,044	constante
P. regulados	0,881	0,005	constante y tendencia

La tabla muestra los p-valores asociados a la hipótesis nula de que la serie en cuestión presenta una raíz unitaria.
Fuente: elaboración propia.

4.2. Test de Cointegración

Dado que las series son integradas de orden 1, procedemos a hacer la prueba de cointegración, cuyos resultados se presentan en el Cuadro 4.¹² Se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, mientras no se rechaza las hipótesis nulas de la existencia de tres y cuatro relaciones de cointegración al 1% y al 5% de significatividad, respectivamente.

¹² Previamente se determinó, con base en criterios de información, que el número óptimo de rezagos es dos.

Cuadro 4. Prueba de Cointegración de Johansen (Test de Traza)

Rango	Estadístico	5%	1%
0	193,0178	146,76	158,49
1	136,1557	114,90	124,75
2	97,0854	87,31	96,58
3	67,5869	62,99	70,05
4	41,7409	42,44	48,45
5	21,5913	25,32	30,45
6	5,4194	12,25	16,26

Se incluye una tendencia restringida en el espacio de cointegración.
Fuente: elaboración propia.

4.3. Estimación de modelo VEC

Como ya se ha mencionado, el modelo VEC permite analizar tanto la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, así como el desequilibrio en el corto plazo. Las relaciones de cointegración se presentan en el Cuadro 5.¹³ Luego, el procedimiento de normalización de Johansen sobre los parámetros definió, además de una ecuación de precios, una ecuación de la demanda de saldos reales.¹⁴

Cuadro 5. Relaciones de Largo Plazo

	Eq1	Eq2
IPC	1,000	
M2		1,000
EMAE	1,881 (0,805)**	-0,616 (3,627)
Tasa de interés	-3,902 (0,629)***	-14,411 (2,835)***
TCNM	0,154 (0,297)	-1,612 (1,337)
P. comm. imp.	-0,024 (0,152)	0,482 (0,685)
P. regulados	-0,004 (0,207)	2,026 (0,931)**

Notas: entre paréntesis se muestran los desvíos estándar de los coeficientes estimados. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.
Fuente: elaboración propia.

¹³ Si bien el test de cointegración sugiere la presencia de tres o cuatro relaciones de cointegración, dichos modelos fallan en las pruebas de estabilidad por lo cual se decidió estimar sólo dos relaciones de cointegración.

¹⁴ La identificación de los parámetros en la ecuación de cointegración requiere la imposición de ciertas restricciones de modo que algunos de ellos se mantienen fijos.

En el largo plazo, el nivel de precios tiene una relación negativa y estadísticamente significativa con el nivel de actividad, mientras positiva con la tasa de interés.¹⁵ Además, el precio de los regulados y el precio internacional de las importaciones se asocian de forma positiva con el nivel de precios, pero estas relaciones no son estadísticamente significativas. Similarmente, el tipo de cambio se asocia negativamente con el nivel de precios, pero esta relación no es estadísticamente significativa. Según la segunda relación de cointegración, la demanda de saldos monetarios se asocia positivamente con la tasa de interés y negativamente con el precio de los regulados. Además, el tipo de cambio y el nivel de actividad se relacionan positivamente con el nivel de precios, pero dichas asociaciones no son estadísticamente significativas. Finalmente, el precio internacional de las importaciones se asocia de forma positiva con el agregado M2, pero esta relación tampoco es estadísticamente significativa.

Si bien no existe una única forma de interpretar estos resultados, las estimaciones son consistentes con la existencia de efectos contractivos asociados a la aceleración de la inflación. Por su parte, los movimientos al alza en las tasas de interés, como están asociados con incrementos en la tasa de inflación, son consistentes con la existencia de mecanismos de transmisión de la política monetaria a los precios que son los tradicionales. Por ejemplo, una suba de tasas de interés puede incrementar las expectativas de inflación o elevar el costo del capital de trabajo de las empresas, elevando la tasa de inflación.

El coeficiente del término de corrección de error de la primera relación de cointegración en la ecuación de precios es de 0,072, lo que implica que el sistema corrige el desequilibrio del período anterior a una velocidad de 7,15% trimestral. En otras palabras, se requerirán 3,5 años para alcanzar el equilibrio ante un *shock* inesperado.

Por otro lado, se realizan test de exogeneidad débil, analizando cuáles de las variables responden a las desviaciones de las relaciones de largo plazo estimadas (Johansen, 1992; Juselius, 2006). Como se observa en el Cuadro 6, el tipo de cambio nominal y el precio de los *commodities* internacionales son débilmente exógenos. Esto significa que dichas variables no responden a desviaciones de las relaciones de largo plazo, sugiriendo que son las variables candidatas a ser las tendencias comunes que mueven el sistema. El ajuste del resto de las variables del sistema a las relaciones de largo plazo demuestra el valor empírico de utilizar un enfoque de sistemas para obtener estimaciones consistentes.¹⁶

Dada la complejidad de las interacciones entre las variables del sistema, el análisis de la relación de corto plazo entre las variables se suele realizar, no a través de las estimaciones puntuales de los coeficientes, sino mediante pruebas de causalidad de Granger, IRF y FEVD. No obstante, antes de realizar dichos ejercicios es conveniente realizar pruebas de diagnóstico para dilucidar si el modelo tiene buen comportamiento.

¹⁵ Dado que las variables del sistema, a excepción de la tasa de interés, están expresadas en logaritmos, los coeficientes pueden ser interpretados como elasticidades. Por ejemplo, en el largo plazo, un incremento de 1% en el nivel de actividad se asocia con una caída de 1.881% en el nivel de precios.

¹⁶ En rigor, esto no impide que las variables débilmente exógenas no respondan a las relaciones de largo plazo, pero su ajuste es menos inmediato que las endógenas.

Cuadro 6. Test de exogeneidad débil

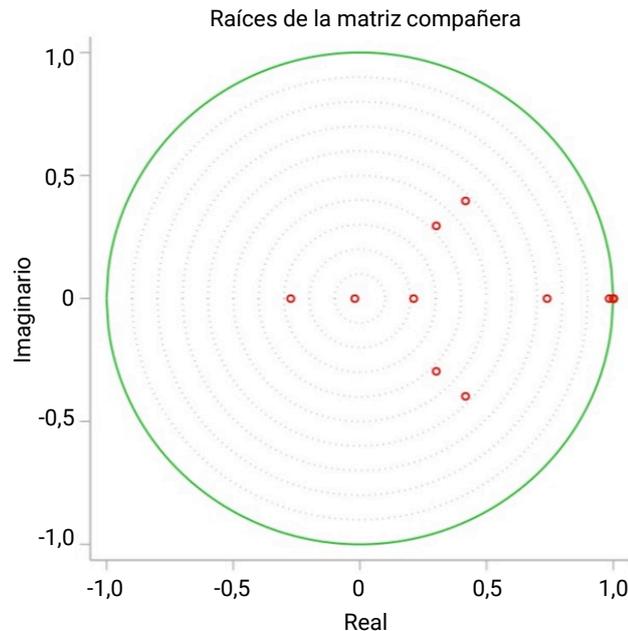
	chi2	p-valor
IPC	4,645	0,098
M2	8,309	0,016
EMAE	6,500	0,039
Tasa de interés	5,075	0,079
TCNM	1,450	0,484
P. comm. imp	2,613	0,271
P. regulados	12,443	0,002

La tabla muestra el estadístico chi2 y p-valores asociado al test de exogeneidad débil para cada variable del modelo.
Fuente: elaboración propia.

4.4. Pruebas de diagnóstico

La inferencia a partir del modelo requiere que las ecuaciones de cointegración sean estacionarias. Como se muestra en el Gráfico 2, los autovalores restantes se encuentran dentro del círculo unitario, aunque hay uno que tiene 0,98.¹⁷ Si bien no hay una teoría para determinar cuán lejos de 1 deben estar para que el modelo sea estable, las ecuaciones de cointegración son estacionarias, como se muestra en el Gráfico 3. Asimismo, los errores del modelo no presentan autocorrelación serial (ver el Cuadro 7).

Gráfico 2. Estabilidad del modelo VEC

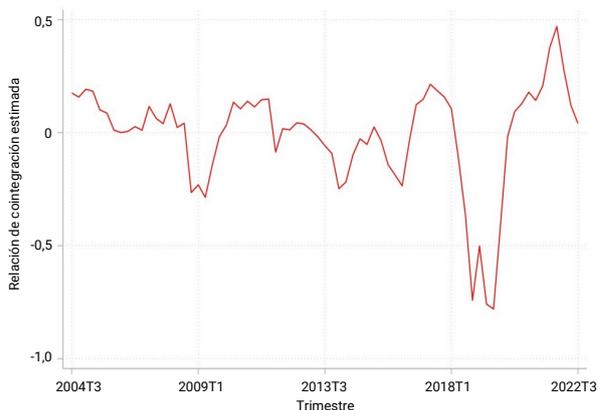


La especificación VECM impone 5 modelos unitarios.
Fuente: elaboración propia.

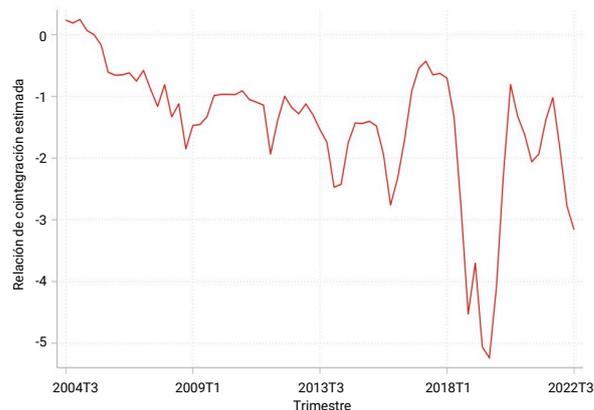
¹⁷ Si el modelo VEC tiene K variables y r vectores de cointegración, habrá K-r módulos unitarios en la matriz. En nuestro caso, K=7 y r=2, de modo que K-r=5.

Gráfico 3. Relaciones de cointegración

a. Relación de cointegración 1



b. Relación de cointegración 2



Fuente: elaboración propia.

Cuadro 7. Prueba de autocorrelación

Rezago	Chi2	Df	Prob>Chi2
1	37,740	49	0,879
2	49,326	49	0,460

Notas: La tabla muestra los resultados para el test de multiplicadores de Lagrange, cuya hipótesis nula es la ausencia de correlación serial.

Fuente: elaboración propia.

4.5. Inferencia

El primer ejercicio de inferencia consiste en analizar relaciones de precedencia temporal entre pares de variables, lo que usualmente se denomina causalidad en sentido de Granger (Granger, 1969). La intuición de esta prueba es sencilla. La variable *A* causa en sentido de Granger a la variable *B* si los cambios pasados de *A* ayudan a predecir *B*. En caso de existir, esta relación de precedencia temporal, la misma puede ser unidireccional o bidireccional.¹⁸

En el contexto específico de un modelo VEC, esta prueba consiste en evaluar la hipótesis nula de que todos los rezagos de la variable *A* en la ecuación de la variable *B* son nulos, de modo que nos referimos a la causalidad en sentido de Granger de corto plazo.¹⁹ Esto es particularmente relevante porque en un contexto de cointegración es necesaria la existencia de algún tipo de causalidad en sentido de Granger en el corto plazo para que el sistema corrija hacia el equilibrio de largo plazo (Engle y Granger, 1987).

¹⁸ Cabe aclarar que la causalidad en sentido de Granger se asocia estrictamente a la secuencia temporal en la que se realizan los valores de las variables, concepto que conviene distinguir del de exogeneidad, entendida en el sentido más general del término, por la cual una variable es la causa de otra. Adicionalmente, la existencia de causalidad en sentido de Granger de *A* hacia *B* no quita la posibilidad de que exista otra variable *C* que también cause *B*.

¹⁹ Es válido notar que esta causalidad es sólo en sentido directo en tanto no contempla la potencial relación de *A* y *B*, que es mediada por otra variable *C*.

Los resultados de las pruebas de causalidad de Granger se presentan en el Cuadro 8. El nivel de precios es anticipado por cambios en la tasa de interés y en el tipo de cambio. Otro resultado esperado es que los cambios en las variables domésticas (a excepción del tipo de cambio) no contribuyen a predecir el cambio en los precios internacionales de los *commodities*, lo cual brinda sustento al supuesto de que Argentina es tomadora de precios a nivel internacional.

Cuadro 8. Causalidad de Granger en el corto plazo

	IPC	M2	EMAE	Tasa de interés	TCNM	P. comm. imp.	P. regulados
IPC	0.256	0.107	0.367	0.032	0.002	0.367	0.389
M2	0.579	0.001	0.933	0.000	0.029	0.260	0.319
EMAE	0.026	0.192	0.731	0.161	0.232	0.031	0.028
Tasa de interés	0.177	0.401	0.765	0.004	0.183	0.581	0.183
TCNM	0.551	0.009	0.283	0.004	0.012	0.550	0.626
P. comm. imp.	0.338	0.533	0.218	0.374	0.012	0.005	0.968
P. regulados	0.864	0.035	0.587	0.518	0.000	0.000	0.872

La tabla muestra los p-valores sobre la hipótesis nula de que la variable de la columna no causa en sentido de Granger a la variable de la fila. En verde aquellas hipótesis nulas que son rechazadas al 5% de significatividad. Fuente: elaboración propia.

El EMAE no anticipa ningún cambio en las restantes variables del sistema, lo cual es lógico para los precios internacionales, posible para los precios (lo que sugiere que los cambios en la actividad tienen escasos efectos directos sobre la dinámica inflacionaria), tipo de cambio, precios regulados, tasas de interés y M2 (variables cuya evolución podría obedecer a una determinada regla de comportamiento de las autoridades). Por su parte, los precios de las *commodities* y los regulados anticipan la evolución del nivel de actividad, lo cual es esperable, y podrían estar capturando efectos distributivos.

En lo que resta de esta sección nos concentramos en analizar la respuesta del nivel de precios ante shocks exógenos en el resto de las variables del sistema mediante IRF (Gráfico 4) y FEVD (Gráfico 5). A diferencia de un VAR estacionario, las IRF de un VEC no necesariamente convergen a cero en el tiempo dado que las variables son integradas de orden 1, lo que posibilita diferenciar entre shocks permanentes y transitorios (Lütkepohl, 2007). Por otro lado, este análisis requiere ortogonalizar los errores de las ecuaciones lo que usualmente se realiza en base a la descomposición de Cholesky, la cual implica suponer la relación contemporánea recursiva entre las variables. Por ejemplo, dadas tres variables *A*, *B* y *C*, el ordenamiento dado por $A \rightarrow B \rightarrow C$ supone que *A* afecta contemporáneamente a *B* y *C*, pero *B* y *C* no afectan contemporáneamente a *A*; asimismo *B* afecta contemporáneamente a *C*, pero no viceversa. En otras palabras, las variables que aparecen primero afectan contemporáneamente a las que le siguen, pero no viceversa. En la práctica, el ordenamiento suele depender de relaciones teóricas esperadas, mientras que la utilización de diferentes ordenamientos permite evaluar la robustez de los resultados.

Intuitivamente, las IRF permiten analizar los efectos dinámicos frente a shocks en las variables del sistema. En particular, las IRF presentadas en el Gráfico 4 muestran la respuesta en el tiempo del índice de precios al consumidor ante un shock ortogonal de un desvío estándar en cada una de las variables del sistema durante 6 trimestres bajo los cuatro diferentes órdenes de Cholesky que se listan a continuación:

Orden 1: P. Comm. Imp. → M2 → Tasa de interés → EMAE → TCNM → P. Regulados → IPC

Orden 2: P. Comm. Imp. → M2 → Tasa de interés → TCNM → EMAE → P. Regulados → IPC

Orden 3: P. Comm. Imp. → TCNM → P. Regulados → IPC → EMAE → M2 → Tasa de interés

Orden 4: P. Comm. Imp. → TCNM → EMAE → P. Regulados → M2 → Tasa de interés → IPC

Las variables están ordenadas desde las más exógenas a las menos exógenas. Debido a que no es posible ofrecer un ranking definitivo, los órdenes reflejan algunos atributos plausibles de diferentes regímenes de política económica. Por ejemplo, siguiendo a la literatura sobre economías abiertas, las autoridades pueden priorizar la utilización de instrumentos para regular los movimientos del tipo de cambio, sacrificando su capacidad de regular la tasa de interés y viceversa. Notar que, por ejemplo, que en los órdenes 1 y 2, la oferta monetaria tiene un rol más activo, mientras que en el 3 y 4 es más acomodaticia y el rol preponderante lo tiene el tipo de cambio nominal multilateral.

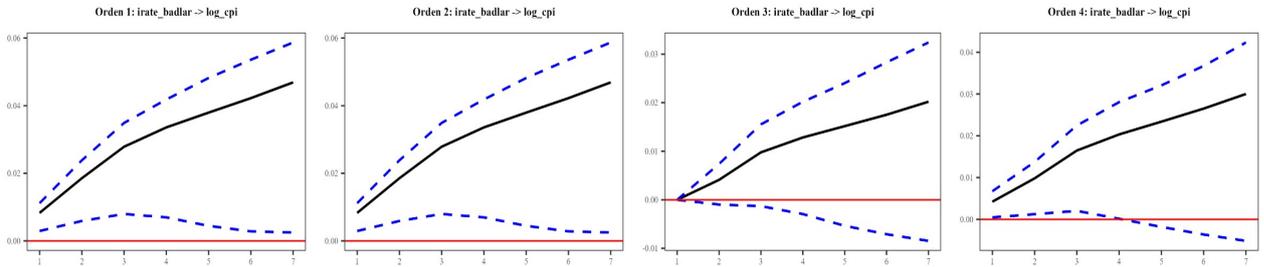
Notar también que P. Comm. Imp. se incluye primero en los cuatro ordenamientos ya que es la única variable exógena del modelo (de acuerdo al análisis de Granger), es decir, no depende de las condiciones domésticas. Los precios regulados se consideran, alternativamente, al comienzo y al final, ya que es factible considerarlos un instrumento de la política económica (cuyo objetivo es influir sobre el salario real y la tasa de inflación) pero también un subproducto de la dinámica del tipo de cambio y la actividad.

En primer lugar, un elemento importante a destacar es la similitud de las IRF en las cuatro simulaciones, lo que brinda soporte a la robustez de los resultados. Segundo, los resultados están mayoritariamente en línea con lo esperado. *Shocks* en el nivel de precios tienen un impacto positivo y permanente sobre la propia serie de precios. El precio de regulados tiene un impacto positivo en el primer trimestre, pero se vuelve no significativo a partir del segundo, con una tendencia decreciente. Las depreciaciones nominales tienen un impacto positivo y duradero en el tiempo sobre el nivel de precios. El nivel de actividad no tiene un efecto estadísticamente significativo bajo ninguno de los ordenamientos. Shocks en la oferta monetaria tienen un impacto positivo solo en el primer trimestre bajo los ordenamientos 1 y 2, donde dicha variable se encuentra al inicio de la secuencia recursiva. El resultado más controversial es el efecto positivo que tienen los shocks sobre la tasa de interés en el nivel de precios. Este resultado es usual en la literatura, la cual lo denota como el “price puzzle” dado que es contraintuitivo en términos teóricos (Sims, 1986;

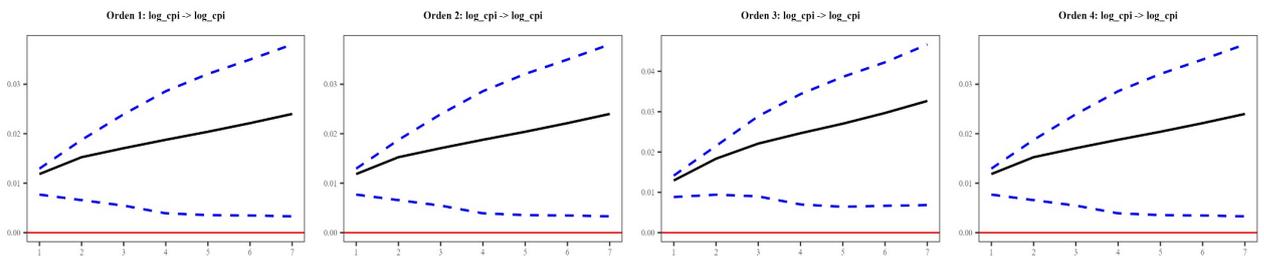
Castelnuovo y Surico, 2009; Rusnak *et al.*, 2013; Estrella, 2015). Finalmente, el precio de los *commodities* internacionales no tiene un efecto relevante sobre el nivel de precios.

Gráfico 4. Respuesta del Nivel de Precios ante un shock ortogonal de 1 desvío estándar en cada variable del sistema

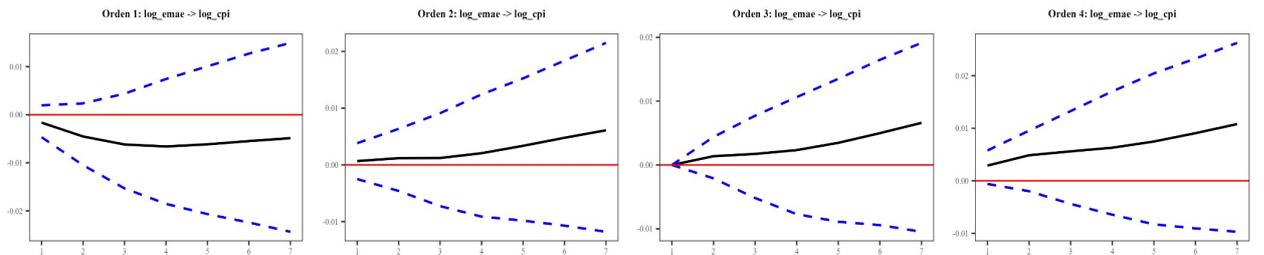
Tasa de interés



IPC



EMAE



TCNM

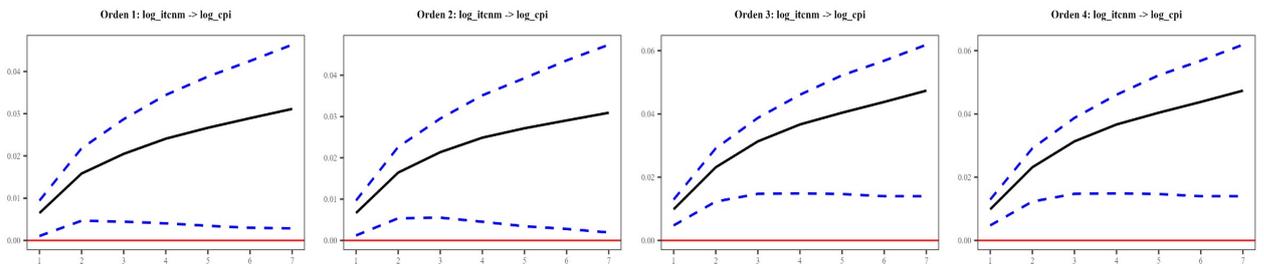
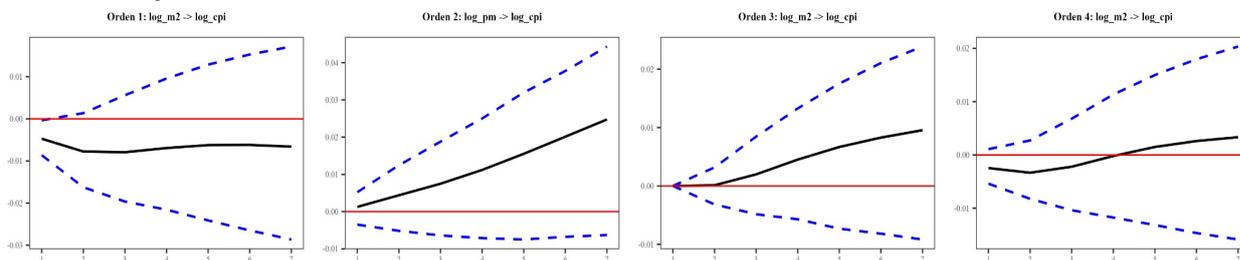
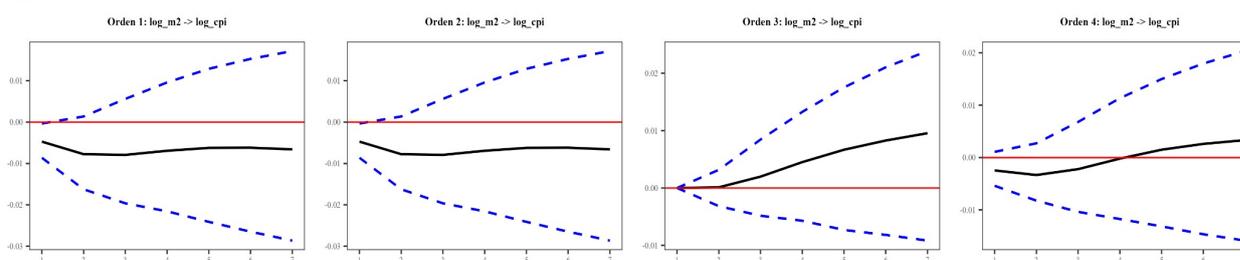


Gráfico 4 (continuación). Respuesta del Nivel de Precios ante un shock ortogonal de 1 desvío estándar en cada variable del sistema

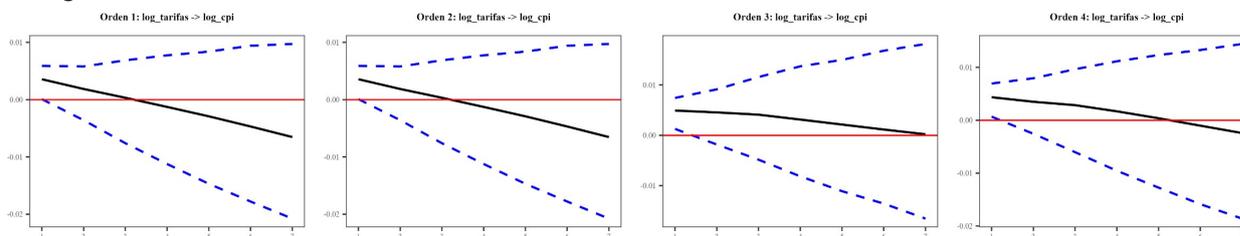
P. Comm. Imp.



M2



P. Regulados



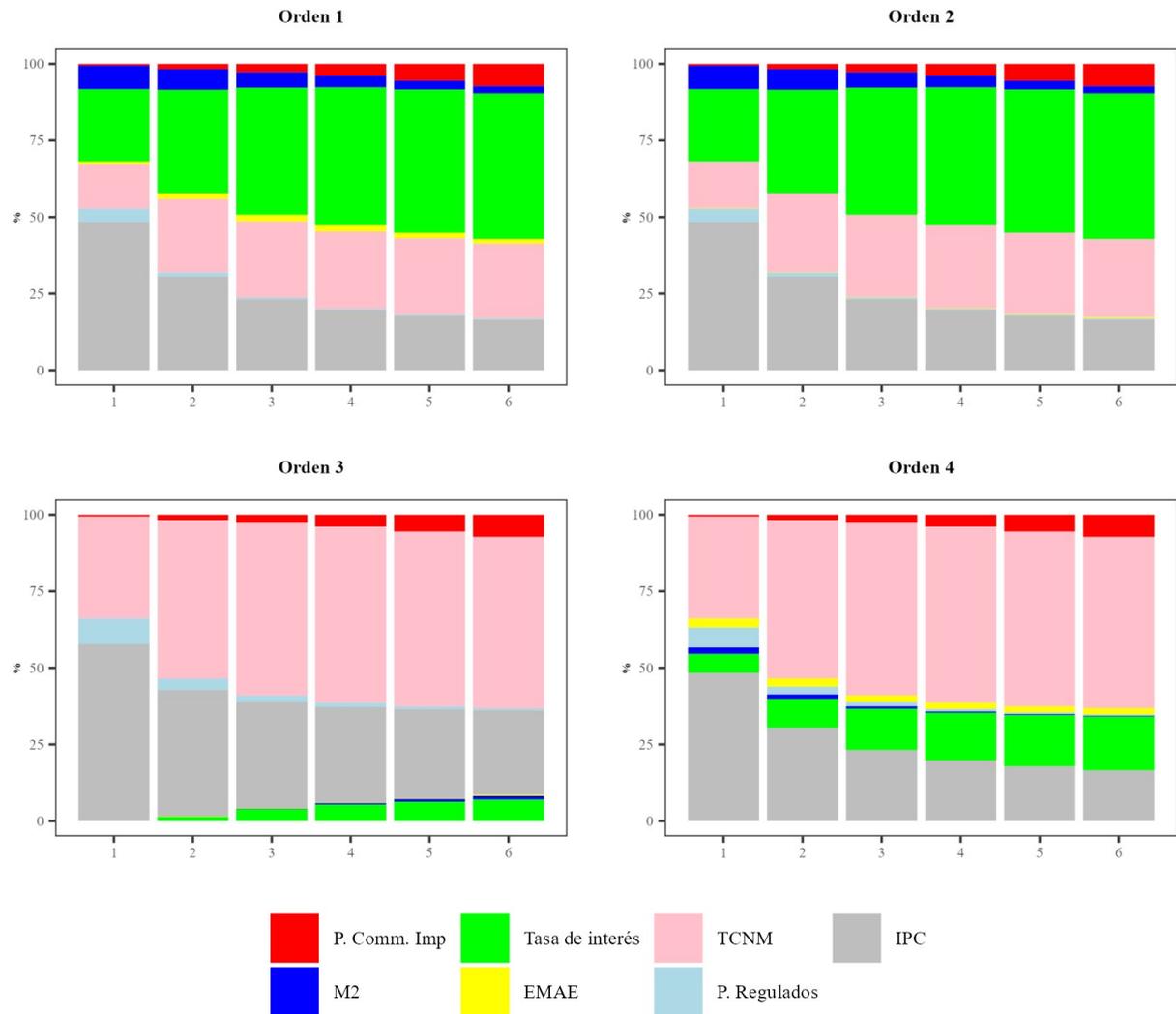
La figura muestra la respuesta en el tiempo del índice de precios al consumidor ante un shock ortogonal de un desvío estándar en cada una de las variables del sistema durante 6 trimestres bajo diferentes órdenes de Cholesky. Se incluyen intervalos de confianza al 95% obtenidos mediante 1000 corridas de Bootstrap. Orden 1: P. Comm. Imp. → M2 → Tasa de interés → EMAE → TCNM → P. Regulados → IPC; Orden 2: P. Comm. Imp. → M2 → Tasa de interés → TCNM → EMAE → P. Regulados → IPC; Orden 3: P. Comm. Imp. → TCNM → EMAE → P. Regulados → IPC → M2 → Tasa de interés; Orden 4: P. Comm. Imp. → TCNM → EMAE → P. Regulados → M2 → Tasa de interés → IPC.

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, en el Gráfico 5 se muestran los resultados análogos para la descomposición de varianza. Esta indica qué proporción de la varianza de los errores de pronóstico de una variable puede ser atribuida a los shocks de las diferentes variables del sistema, incluyendo ella misma. Intuitivamente, muestra cuán importantes son los shocks en explicar las variaciones de las variables del modelo y cómo esta importancia varía en el tiempo. Por ejemplo, entre 50 y 58% de la variación en los precios en el período inicial se debe a shocks en el mismo nivel de precios. Sin embargo, esta importancia cae en el tiempo y para el trimestre 6 es de entre 16 y 28%, de modo que la contribución de otras variables se vuelve más relevante. En los ordenamientos 1 y 2, la variable que más ve crecer su contribución es la tasa de interés, que pasa de explicar 24% de la varianza en el primer período a 48% en el sexto. Algo similar, pero en menor medida ocurre con el tipo de cambio, que pasa de explicar 15% en el primer período a 25% en el último. Por el contrario, en los ordenamientos 3 y 4, es el tipo de cambio la variable que más ve crecer su contribución en el tiempo, pasando de explicar de 33% a 56%. El incremento de la contribución de la tasa de interés

es considerable pero menor bajo estos ordenamientos. La oferta de dinero solo es relevante bajo los órdenes 1 y 4, aunque su contribución no supera el 8% en ningún período. Similarmente, la contribución del precio de bienes internacionales no supera el 8% en ningún período, pero su contribución está presente en los cuatro ordenamientos. El precio de bienes regulados tiene una contribución en los primeros dos trimestres de entre 4 y 8%. Finalmente, el nivel de actividad no tiene una contribución relevante en ninguna de las simulaciones.

Gráfico 5. Descomposición de Varianza para el IPC según los diferentes ordenamientos



La figura muestra la proporción de la varianza de los errores de pronóstico de una variable que puede ser atribuida a los shocks de las diferentes variables del sistema, incluyendo ella misma. Orden 1: P. Comm. Imp. → M2 → Tasa de interés → EMAE → TCNM → P. Regulados → IPC; Orden 2: P. Comm. Imp. → M2 → Tasa de interés → TCNM → EMAE → P. Regulados → IPC.; Orden 3: P. Comm. Imp. → TCNM → P. Regulados → IPC → EMAE → M2 → Tasa de interés; Orden 4: P. Comm. Imp. → TCNM → EMAE → P. Regulados → Tasa de interés → IPC.
Fuente: elaboración propia.

5. Conclusiones

La inflación es uno de los problemas más acuciantes que enfrenta nuestro país alcanzando niveles que son prohibitivos para el crecimiento, la mejora en la distribución del ingreso y la disminución en la pobreza. Desafortunadamente, grandes diferencias existen respecto a cuáles son los factores determinantes del proceso inflacionario que atraviesa nuestro país y, por lo tanto, a las políticas antiinflacionarias a aplicar.

En este sentido, el presente trabajo contribuyó a la literatura previa sobre los determinantes de la inflación en Argentina en las últimas dos décadas. Se utilizaron datos trimestrales durante el período 2004-2022 y un modelo VEC, el cual permite analizar tanto relaciones de largo plazo como la dinámica de corto entre variables que se determinan de forma simultánea. A diferencia de la literatura previa, este trabajo parte de un esquema teórico que descompone el nivel de precios en sus determinantes próximos y motiva, entonces, la inclusión de diferentes variables que se espera contribuya a explicar la inflación.

Algunos de los resultados obtenidos en el presente trabajo sugieren que la inflación tiene efectos recesivos a la largo plazo, que la tasa de interés (y más generalmente la política monetaria) parece tener poca capacidad para incidir de forma directa la inflación en la dirección adecuada (es decir una suba de tasas no parece contribuir a reducir la inflación, e incluso parece acelerarla), excepto quizás por sus efectos sobre el tipo de cambio, la inflación exhibe considerable inercia (como lo sugiere la descomposición de la varianza), los ajustes tarifas son inflacionarios solo a corto plazo, y los cambios en el nivel de actividad tienen poca capacidad para explicar la evolución de la tasa de inflación.

Estos resultados indican que, a la hora de diseñar un plan antiinflacionario para Argentina, se debería tener en consideración, tanto la mayor relevancia que tienen el componente inercial, como los efectos inflacionarios de la tasa de interés, el tipo de cambio y los precios de los productos y servicios regulados (que incluye entre otras cosas las tarifas de la electricidad y el gas) en la dinámica de corto plazo del nivel de precios.

Referencias

Abeles, M., y Panigo, D. (2015). "Dealing with Cost-Push Inflation in Latin America: Multicausality in a Context of Increased Openness and Commodity Price Volatility". *Review of Keynesian Economics*, 3(4), pp. 517-535.

Agenor, P., y Montiel, R. (2008). *Development Macroeconomics*, 4th Edition, the MIT Press.

Akerlof, G., Dickens, W., y Perry, G. (2000). "Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-60.

Akinboade, O., Krige, S. y Niedermeier, E. (2001). "The Determinants of Inflation in South Africa: An Econometric Analysis". African Economic Research Consortium.

Akinbobola, T. (2012). "The Dynamics of Money Supply, Exchange Rate and Inflation in Nigeria". *Journal of Applied Finance & Banking*, 2(4). pp. 1-8.

Blanchard, O., y Summers, L. (1986). "Hysteresis in Unemployment". NBER Working Paper N° 2035.

Cagan, P. (1956). "The Monetary Dynamics of Hyperinflation". En Friedman, M. (editor). *Studies in the Quantity Theory of Money*. University of Chicago Press.

Cardoso, E. (1981). "Food Supply and Inflation". *Journal of Development Economics*, 8(3), pp. 269-284.

Castelnuovo, E. y Surico, P. (2009). "Monetary Policy, Inflation Expectations and the Price Puzzle", Bank of Finland Research Discussion Papers, N° 30/2009, ISBN 978-952-462549-4, Bank of Finland, Helsinki.

Chhibber, A. (1991). "Africa's Rising Inflation: Causes, Consequences, and Cures", Policy Research Working Paper Series, N° 577, The World Bank.

Dhakal, D., Kandil, M., Sharma, S. y Trescott, P. (1994). "Determinants of the Inflation Rate in the United States: A VAR Investigation". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 34(1), pp. 95-112.

Dornbusch, R. y Simonsen, M. (1987). "Inflation Stabilization with Income Policy Support: A Review of the Experience in Argentina, Brazil and Israel". NBER Working Paper, N° 2153.

Elgammal, M., y Mohamed, E. (2016). "Key Determinants of Inflation and Monetary Policy in the Emerging Markets: Evidence from Vietnam". *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, N° 3.

Engle, R., y Granger, C. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation Estimation, and Testing". *Econometrica*, 35(2), pp. 251-276.

Estrella, A. (2015). "The Price Puzzle and VAR Identification". *Macroeconomic Dynamics*, 19(8), pp. 1880-1887. doi:10.1017/S1365100514000200.

Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy". *American Economic Review*, 58(1), pp. 1-17.

García-Cicco, J. (2021). "Sobre la Persistente Inflación en Argentina", Foco Económico, disponible en: <https://dev.focoeconomico.org/2021/11/28/sobre-la-persistente-inflacion-en-argentina/argentina/>

García-Cicco, J., Garegnani, L., Gómez Aguirre, M., Krysa, A., y L. Libonatti, L. (2022). "Regularidades empíricas de la inflación en Latinoamérica". Documentos de Trabajo, N° 101, Banco Central de la República Argentina.

Gerchunoff, P., y Rapetti, M. (2016). "La economía Argentina y su conflicto distributivo estructural". *El Trimestre Económico*, 83(300), pp. 225-2272.

Gordon, R. (2013). "The Phillips Curve is Alive and Well: Inflation and the NAIRU During the Slow Recovery". NBER Working Paper N° 19390.

Graña Colella, S. (2020). "Las causas de la inflación argentina: una estimación empleando la metodología VECM para el período 2003-2019". *FACES*, 26(55), pp. 73-86.

Granger, C. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods". *Econometrica*, 37(3), pp. 424-438.

Helmy, O. A. (2008). "The Impact of Budget Deficit on Inflation in Egypt". ECES Working Paper N° 141.

Heymann, D. (1986). *Tres ensayos sobre inflación y políticas de estabilización*. Oficina de la CEPAL en Buenos Aires, Estudios e Investigaciones, N° 28518.

Heymann, D., y Leijonhufvud, A. (1995). *High Inflation. The Arne Ryde Memorial Lectures*, Clarendon Press Publication.

Heymann, D., y Navajas, F. (1989). "Conflicto distributivo y déficit fiscal. Notas sobre la experiencia argentina, 1970-1987". *Desarrollo Económico*, Vol. 29, N° 115, pp. 309-329.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.

Johansen, S. (1992). "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data". *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14 (3), pp. 313-334.

Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration--With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.

Jordà, O. (2005). "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections". *American Economic Review*, 95(1), pp. 161-182.

Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University Press.

Kalecki, M. (1962). "A Model of Hyperinflation". *The Manchester School*, 30(3), pp. 275-281.

Khan, M. y Schimmelpfennig, A. (2006). "Inflation in Pakistan". *The Pakistan Development Review*, 45(2), pp. 185-202.

Kim, K. (1998). "US Inflation and the Dollar Exchange Rate: A Vector Error Correction Model". *Applied Economics*, 30(5), pp. 613-619.

Lavoie, M. (2022). *Post-Keynesian Economics: New Foundations*. Edward Elgar.

Lakshmanasamy, T. (2022). "Inflation and Macroeconomic Performance in India: Vector Error Correction Model Estimation of the Causal Effects". *Journal of Quantitative Finance and Economics*. 4(1), pp. 17-37.

Lissovlik, B. (2003). "Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine". IMF Working Papers 2003/126, International Monetary Fund.

Lorenzoni, G., y Werning, I. (2023). "Inflation is Conflict". NBER Working Papers N° 31099.

Lütkepohl, H. (2007). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Science & Business Media, Berlin.

Montes-Rojas, G., y Toledo, F. (2021). "Shocks externos y tensiones inflacionarias en Argentina: una aproximación empírica Postkeynesiana-Estructuralista". Documentos de trabajo del Instituto Interdisciplinario de Economía Política IIEP (UBA-CONICET), Universidad de Buenos Aires, N° 2021-64.

Ndikumana, L., Nkurunziza, J. D., Sanchez, M., Mulugeta S., y Zerihun, G. (2021). "Monetary, Fiscal, and Structural Drivers of Inflation in Ethiopia: New Empirical Evidence from Time Series Analysis". Policy Research Working Paper Series 9881, The World Bank.

Nguyen, T., y Nguyen, D. (2010). "Macroeconomic Determinants of Vietnam's Inflation 2000-2010: Evidence and Analysis", VEPR Working Paper WP-09.

Nguyen, H., Cavoli, T., y Wilson, J. (2012). "The Determinants of Inflation in Vietnam, 2001-09". *ASEAN Economic Bulletin*, 29(1), pp. 1-14.

Olivera, J. (1991). "Equilibrio social, equilibrio de mercado e inflación estructural". *Desarrollo Económico*, 30(120), pp. 487-493.

Pazos, F. (1972). *Chronic Inflation in Latin America*. New York: Praeger Publishers.

Phelps, E. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment Over Time". *Economica*, Vol. 34, N° 135, pp. 254-81.

Phillips, A. (1958). "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957". *Economica*, 25, pp. 283-299.

Reinhart, C., y Vegh, C. (1994). "Inflation Stabilization in Chronic Inflation Countries: The Empirical Evidence". MPRA Paper 13689, University Library of Munich.

Rusnak, M., Havranek, T., y Horvath, R. (2013). "How to Solve the Price Puzzle? A Meta-Analysis". *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(1), pp. 37-70.

Sargent, T. (1982). "The Ends of Four Big Inflations". En: *Inflation: Causes and Effects*, National Bureau of Economic Research, pp. 41-98.

Sims, C. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10, pp. 2-16.

Taylor, L. (1991). *Income Distribution, Inflation, and Growth*. The MIT Press.

Tran, N. (2018). "The Long-run Analysis of Monetary Policy Transmission Channels on Inflation: A VECM Approach". *Journal of the Asia Pacific Economy*, DOI: 10.1080/13547860.2018.1429199.

Vera, L. (2014). "The Simple Post-Keynesian Monetary Policy Model: An Open Economy Approach". *Review of Political Economy*, 26(4), pp. 1-23.

Zack, G., Montané, M., y Kulfas, M. (2017). "Una aproximación a las causas del proceso inflacionario argentino reciente". Serie Documentos de Trabajo del IIEP-UBA, N° 19.

Firm's Price Expectations: An Empirical Analysis using BCRA's Survey of Business Economic Perspectives

Pedro Elosegui

University of San Andrés, Argentina

Máximo Sangiácomo*

Central Bank of Argentina

Abstract

The Central Bank of Argentina (BCRA) implements a monthly Survey of Business Economic Perspectives to capture the business climate and economic perspectives. The survey includes both qualitative and quantitative questions on past and expected change in different economic variables of the main companies in Argentina. This unique proprietary data is used to approximate the price setting behavior of the firms in the domestic markets. We postulate an econometric model where the firms' dynamic on their expected domestic prices are based on (i) firm's past and expected information (prices, input costs and inventories) and (ii) macroeconomic variables (economic activity, foreign exchange rate, interest rate and inflation rate). The results indicate the importance of input costs (domestic and imported) and the macroeconomic variables (especially the exchange rate and the inflation rate) in the expected price dynamics of the analyzed companies and are in line with the literature analyzing price setting behavior under macroeconomic uncertainty. Foreign exchange rate pass-through, markups on input prices and forward-looking behavior in price setting generate important challenges for the anti-inflationary monetary policy.

JEL Classification: E30, E50, D40.

Keywords: firms' expectations, price setting, survey data.

Submitted: July 28, 2022 – *Approved:* October 19, 2022.

* We thank valuable and helpful comments and suggestions by Fernando Navajas, as well as the insightful suggestions of Tamara Burdisso, Ariel Dvoskin and Mirta González. This version includes comments received at the Seminar of the Central Bank Business Surveys and Liaison Programs held at Kiev, Ukraine (16-17 September 2021). The views expressed herein are those of the authors and are not necessarily those of the Central Bank of Argentina and its authorities. Email: pelosegui@udesa.edu.ar, maximo.sangiacomob@bcra.gob.ar.

Expectativas de precios de las empresas: Un análisis empírico utilizando la Encuesta de Expectativas Económicas del BCRA

Pedro Elosegui

Universidad de San Andrés, Argentina

Máximo Sangiácomo

Banco Central de la República Argentina

Resumen

El Banco Central de Argentina implementa mensualmente la Encuesta de Perspectivas Económicas a fin de capturar información acerca del clima y perspectiva económica de las empresas. La encuesta incluye tanto preguntas cualitativas como cuantitativas acerca de los cambios observados y esperados en una serie de variables económicas de una muestra de empresas de Argentina. El trabajo utiliza esta base confidencial para aproximar los determinantes del proceso de determinación de precios para el mercado doméstico de las empresas. Se postula un modelo econométrico donde la dinámica de los precios esperados para el mercado doméstico de las firmas depende de (i) información pasada y esperada de variables de las propias firmas (precios, costos de insumos e inventarios) y (ii) variables macroeconómicas (actividad económica, tipo de cambio, inflación). Los resultados indican la importancia de los costos de insumos (domésticos e importados) y las variables macroeconómicas (especialmente el tipo de cambio y la inflación) en la dinámica de los precios esperados por las firmas analizadas, en línea con la literatura que analiza la formación de precios en contextos macroeconómicos inciertos. El traspaso del tipo de cambio, el *markup* de costos de insumos y el proceso de formación de precios de las empresas generan importantes desafíos para la política monetaria antiinflacionaria.

Clasificación JEL: E30, E50, D40.

Palabras clave: encuestas de datos, expectativas de las empresas, fijación de precios.

Presentado: 28 de julio de 2022 – *Aprobado:* 19 de octubre de 2022.

1. Introduction

Since December 2016, the Central Bank of Argentina (BCRA) implements a monthly Survey of Business Economic Perspectives for non-financial companies. The survey incorporates firms from different economic sectors, including industrial, commercial, energy, construction and services sectors. As in many other Central Banks, the survey includes both qualitative and quantitative questions on observed and expected variables. The data set includes more than 50 non-financial firms with monthly information from January 2017 up today.

In this paper we use this unique proprietary data base to analyze how these companies form the expectations on their domestic prices. It should be noted that inflation rate, inflation forecast and the formation of inflation expectations are three different but related aspects of companies pricing decisions making process. In the survey there is no question on inflation expectation by the firms, a question that is present in other business surveys as in Uruguay (Frache & Lluberas, 2019) or New Zealand (Cloyne *et al.*, 2016), among others. Also, we do not aim to analyze the inflation forecast properties of the data as in the paper by Richards & Verstraete (2016) on Canada. Instead, as an initial step in our research agenda, we focus the analysis on the main determinants of the quarterly firm's expected price variation in the domestic market.¹ We consider the survey question referred to the *"domestic market price variation for the next three months"* that firms answer every month. Indeed, we concentrate in the industrial sector where most of the firms are multi-products and the expectations refers to a weighted average price of their products.²

The chosen variable reflects the expectation that companies have about the future evolution of the domestic price of the products they produce and sell in the domestic market. In certain way the expected variation reflects their view on the future evolution of the domestic prices. The empirical strategy seeks to identify the variables that are relevant for companies when setting these expectations. The anchoring of firms' price expectations constitutes a relevant aspect of monetary policy implementation especially in a volatile macroeconomic environment.

The unique database allows us to use observed and expected variation of variables that are considered relevant for the price setting of the industrial firms (including input costs and inventories). Also, we take into account, as suggested by the price setting literature, the potential influence of the main macroeconomic variables.

It should be noted that we have information both in the expected domestic market and foreign market price of the companies. However, the analysis focuses on the expected variation of the price in the domestic market. Although most companies focus their sales on the domestic market, there are several companies in the sample with sales to foreign markets. In general, prices in foreign

¹ As argued by Rudd (2021) the apparent correlation between survey measures of inflation expectation (based either in professional forecasters, households or firms) and actual inflation can not necessarily indicate a causal relationship as implied by the usual Phillip's curve forecasting inflation models. Therefore, the analysis of the formation of price expectations is relevant, especially considering that behind the changes in the general price level lie the decisions of innumerable firms adjusting prices in different markets. Precisely, the objective of our work is to contribute with a preliminary analysis to the empirical discussion of such behavior.

² As the sample include large companies their sales include several products and/or SKU (stock keeping units).

markets are “taking as given” for the companies. Also, there is no information in the data set about the share of domestic and/or foreign market sales. Therefore, we focused the analysis on the expectations regarding domestic prices and the potential profits obtained by the firms in the foreign market is not included in our analysis.

In fact, we postulate an econometric model where the companies price expectations are based on (i) the variation of their own balance sheet observed and expected variables including input costs (domestics and foreign), inventories and sales as well as production and prices; (ii) the observed (and expected) evolution of macroeconomic variables (like economic activity, exchange rate, interest rate and inflation rate). The empirical analysis suggests the relevance of both observed and expected variation of domestic costs as well as the expected variation of labor unit costs and foreign inputs. Also, the change in macroeconomic variables (especially the exchange rate and the inflation rate) seems to have an impact in the firm’s own price expectations. In addition, there is no evidence of a direct effect of the real interest rate and/or money growth. Results are robust when comparing different industrial sectors in the sample. The results for the considered sample seem to indicate the relevance of using domestic price expectation to approximate firm’s pricing behavior as well as the importance of the macroeconomic environment in the price decision making process.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 summarizes the related literature and empirical analysis in other economies. Section 3 introduces the Business Economic Perspective Survey, summarizes the surveying methodology and describes the variables used together with the main macroeconomic variables included in the analysis. Section 4 introduces the empirical approach and the estimation results. Finally, in Section 5, we introduce the main conclusions and the next steps of this research agenda.

2. Literature

The price setting behavior of companies is key to analyze price rigidity at the macroeconomic level. The latter is relevant to understand the potential impact of monetary policy on prices and real variables. In addition, the changes in the general price index (inflation) are the result of the (weighted) sum of price adjustment decisions of firms operating in different markets and sectors. Although the cause of inflation is, in general motivated by a combination of market and economic policy signals, *“those actions are the most direct ‘cause’ of inflation.”*³ However, due to the lack of micro data, firm’s level empirical studies are relatively scarce comparing with the macroeconomic analysis of price’s stickiness. The analysis of companies’ expectations about the expected price of their products and services may allow inferring their price setting behavior. The determinants of firm’s price setting behavior are especially relevant in economies with high inflation and substantial macroeconomic volatility. This study, within the framework of a more ambitious agenda aimed to analyze the expectation formation and price setting behavior of non-financial companies in highly volatile environments contributes and draws on various related literature.

³ Heymann & Leijonhufvud (2002).

There is an interesting literature with focus in the pricing decision making process in inflationary contexts. One of the seminal works by Frenkel (1979) refers precisely to Argentina and it is an important theoretical support to our empirical analysis. The author emphasizes the role of aggregate uncertainty in the firm's price setting process. The model assumes a time lag between (i) the optimal price decision, (ii) the actual price implementation in the market and, (iii) the final sale of the product, the date when the firm finally recovers the invested working capital. Therefore, firms need to consider the potential changes in the relevant nominal variables between (i) through (iii). The model postulates that a company can achieve *normal* benefits setting a fixed cost markup price, decided under normal conditions, when it is possible to foresee the variation of prices and costs, even in high inflation contexts, to the extent that the latter can be considered "*normal*". However, the situation changes under macroeconomic volatility conditions, especially regarding inflation and input costs levels. In the model, any change in the interest rate (operating through a working capital and/or inventory channel) and/or in the foreign exchange rate (operating through the foreign inputs costs channel) and/or in the inflation rate (operating through domestic inputs and inventories channels) may increase the optimal expected price of the firm's product.⁴ Under this setting, the so called "*normal*" markup behavior may change together with macroeconomic uncertainty. Indeed, companies face two types of risks in setting their optimal price. On one hand there is a risk of setting a price that it is above the optimal level, which would lead to lower than expected sales and an unexpected inventories accumulation with its associated opportunity cost. On the other hand, there is a risk of setting a price below the optimal level, ending up with a cash flow not enough to recover all the incurred input costs. Depending on the interest rate and the inflationary uncertainty regarding domestic and/or foreign inputs, the second cost can be more important than the first one, ending up in an increasing indexation behavior based on inflation expectations. Also, the uncertainty about the expected rate of inflation, the exchange rate and/or the interest rate tends to be more important in economies with high inflation and macroeconomic volatility. Therefore, the lack of a nominal anchor for expectations arising from the macroeconomic uncertainty may affect companies' pricing decisions.

In this regard, and not surprisingly, given the relevance of the subject in an economy with a rich history of persistent inflation, the contribution of Argentine economists is remarkable. Beyond the aforementioned seminal work by Frenkel (1979), we can highlight the one by Calvo (1983), prior to the development of his famous *Calvo-pricing* model. The model introduces a "signal" factor preventing the firms to change nominal prices in a continuous "state dependent" fashion. The firm's optimal prices are an increasing function of average price of competitors and the excess demand, but they would change only when a "signal" (associated with the cost of observing the change in the state of the economy) is received. The model generates non-synchronous price revisions, similar to a "time dependent" pricing behavior by firms, where firms do not instantly change prices following pure profit maximization decision making process. Meanwhile, the book by Heymann & Leijonhufvud (2002) analyzes in depth the role of uncertainty in high inflation environments. The authors consider not only the macroeconomic aspects and the possible roots of the inflationary problem, but also the complex dynamics of interaction between economic policies and private sector agents in high inflation regimes. In these contexts, even in stages of moderate inflation,

⁴ Firms are assumed not to be price takers in their markets.

economic actors "have abnormal difficulties in calculating the future outcomes of present actions," and the uncertainty generate costs and impairs the ability to form accurate expectations. Information on past costs and prices may not be as relevant as the macroeconomic variables in deciding future market conditions and forming firms' pricing expectations. A more recent contribution, by Alvarez *et al.* (2019) analyzes the price setting behavior of firms under both low and high inflation regimen in a menu cost model. The frequency and size of price changes and cost markup is analyzed under different inflation environments with an application using product level data from the CPI of Argentina for the period 1988-1997. Their results for a high inflation regime indicate a behavior where firms try to keep their target prices in line with the aggregate price level growth. In fact, in the model, the magnitude of price changes increases with the inflation rate as well as the frequency of price adjustment.⁵

Our empirical analysis relays in the economic literature that empirically study the price setting behavior by firms. Those studies can be divided in two groups, depending on the basic information source. One group uses micro price data (from ticket sales) and the other is based in surveys of price-setting practices (completed by firm's managers). In the first case, the use of individual prices (tickets sales) allows to study several issues related to the underlying price frictions and price variations through the business cycle. For instance, it allows to analyze both, the frequency and the size of price changes. The work of Nakamura & Steinsson (2008) or the one by Bils & Klenow (2004), among others stand out as the main contributions. One interesting result from this approach, coming from the study of Nakamura *et al.* (2018) in the case of US, indicates that the "frequency" of price changes decreases as inflation goes down while the "size" of price changes remains basically the same.

The result indicates that in an inflationary environment the "frequency" of the adjustment may dominate the "size".⁶

In the case of surveys on firms' price-setting practices, they are designed to be answered by managers and include questions on the actual company's pricing behavior. The seminal works of Blinder (1991) or Blinder (1994) for the United States and more recently, the work of Fabiani *et al.* (2005) for the European Union, that summarizes the findings as part of the Eurosystem Inflation Persistence Network are interesting examples, together with Fabiani *et al.* (2004) for Italy and Silva Correa Arnildo & Santos (2016) for Brazil. These surveys inquire about the price decision-making process at firms' level and analyze from that microeconomic data their possible macroeconomic implications. The survey on firms' price-setting practices is typically used to analyze different dimension of the price-setting behavior by firms including: (i) the relative importance of different economic theories of price rigidity, (ii) the type of information commonly used by companies to change their prices, and the (iii) the main factors driving their price changes. The evidence from

⁵ The numerical analysis indicates that the elasticity of frequency of price changes is 2/3 as inflation increases and the dispersion of price changes across goods decreases with inflation. In fact, the authors indicates that the estimated frequency and the average size of price changes are highly correlated with inflation rate: For instance, during the mid-1989 hyperinflation, the implied expected duration of a price spell is close to one week; after 1993 (with an inflation rate below 1% per month) the implied expected duration is close to half a year. Another finding is the significant decline in dispersion of the frequency of price changes as inflation rises.

⁶ Similar results are reported by Navajas (2017) and Alvarez *et al.* (2019) for the case of Argentina.

Brazil indicates that state-dependent behavior is more relevant than time-dependent behavior in inflationary environments.⁷ This result seems natural in developing economies, where inflation history and indexation is more important than in developed countries. In the case of Brazil it is found that the average number of price changes is three (3) times per year.⁸ Also, the survey shows that in the face of changes in the economic environment, i.e. in inflationary contexts and/or in the face of strong variations in the exchange rate (that may impact costs or affect indexation mechanisms) price change decisions become more “state dependent” and may deviate from original (“normal”) plans.

However, in most of the cases the original plans are “time dependent”. Another relevant aspect from the Brazilian survey is the relative importance of “price markup” behavior: one of the two main determinants of price adjustments are the changes in “input costs.” In fact, for the manufacturing sector, 85% of the firms consider that the prices of intermediate inputs are a very important determinant of their change in price. Furthermore, the macroeconomic environment is another relevant independent variable: the firms underscore the role of “the inflation rate” and “exchange rate” changes as other important determinants of their price setting behavior. Indeed, the exchange rate and the inflation rate are considered as very important by 48 % and 44% of the manufacturing firms in the sample.

There is a difference between our empirical analysis and the prevalent applied economic literature. Instead of using individual prices surveys (tickets) or specific price setting behavior surveys, the basic information in the analysis comes from the Business Economic Perspective Survey. The information analyzed has several attractive features: (i) it makes use of a unique proprietary data base on firm’s price expectations and (ii) it covers an interesting and challenged period for the firms under analysis. Furthermore, there are some precedents, in other countries, on the use of Business Surveys to analyze firms’ behavior. Some of them focused on the analysis of firm’s inflation expectations, an information that is not collected in BCRA’s survey.

In a similar venue, the work by Anderson & Maule (2014) uses the Confederation of British Industry (CBI) Survey information of UKs companies to analyze the different channels through which aggregate inflation expectations affect actual inflation.⁹ Also, the work by Cloyne *et al.* (2016), uses the same CBI Survey’s information to analyze the forward looking pricing behavior by firms in a standard New Keynesian Phillips Curve adapted to be estimated with firm data. They found that expectations matter for firms pricing decision in a way that seems to be consistent with the New Keynesian theoretical macroeconomic models and prices are also found to be affected by costs. In the case of Canada, Richards & Verstraete (2016) analyze the determinants of inflation expectations by firms. Interestingly, the authors find that firms significantly expect an increase in inflation if they anticipate an increase in their own output price. Also, the firms anticipate an inflation rate increased if they expect an acceleration in the growth rate of their wages, or in the cost of their inputs. Finally, their results indicate that macroeconomic variables are also relevant including, with

⁷ Silva Correa Arnildo & Santos (2016).

⁸ Again, compatible results are reported by Navajas (2017) for the case of Argentina.

⁹ As can be seen in Anderson & Maule (2014), Table C, page 179, results indicate that companies’ prices expectations positively depend on (i) industry level price expectation and (ii) the quarterly changes in input costs.

a positive and statistically significant influence, the lagged inflation rate, the inter-bank interest rate and the real GDP growth.

In order to analyze the price setting behavior of the surveyed firms during this particular period we propose a slightly different methodology. In particular, we merge the survey information with macroeconomic information. As we shall see, the results indicate that aggregated variables are relevant for the price setting behavior of the firms in the sample in the period under analysis. In that sense, our results are coincidental with the results predicted by Frenkel (1979) for highly volatile and inflationary environments.

3. Business Economic Perspective Survey

3.1. Survey methodology

The Business Economic Perspective Survey of the BCRA is a monthly survey covering more than 100 non-financial Argentinean companies.¹⁰ The survey includes both qualitative and quantitative questions regarding the past and expected (quarterly) variation of price, costs, production, inventories and sales variables. It is designed to be answered by qualified informants with access to internal balance sheet and company's planning information. The survey is complemented with direct interviews with designated and qualified informants from the companies. This *anecdotal* information complements and helps contextualize survey's monthly results. The information is upload through a secure external application designed by the Central Bank and it is processed and analyzed following strict confidential and secured procedures. A diffusion index on the economic conditions perspectives is calculated and included in a reserved report for the central bank authorities.

3.2. Dataset

The variable of interest is the expected variation of firm's domestic market price. It should be emphasized that the firms every month answer the qualitative and quantitative question regarding the price (or expected price) variation for the last (or next) three months every month.^{11,12} As noted before, this variable is a weighted average change of the prices of the goods sold by the company. For each month t and for all companies i the expected Domestic Market Price variation (for next 3 month) is given by $\Delta P_{i,t,t+3}^e$. Therefore, the observed price variation (for the last 3 months) is given by $\Delta P_{i,t-3,t}$. In our analysis we use the variation (observed and expected) of the following variables: (i) domestic input costs, $\Delta Cn_{i,t,t+3}^e$ and $\Delta Cn_{i,t-3,t}$; (ii) imported input costs, $\Delta Cm_{i,t,t+3}^e$ and $\Delta Cm_{i,t-3,t}$; (iii) unit labor costs, $\Delta Cl_{i,t,t+3}^e$ and $\Delta Cl_{i,t-3,t}$. We also include, (iv) inventories over sales $\Delta Is_{i,t,t+3}^e$ and $\Delta Is_{i,t-3,t}$. Finally, we include the last month variation of several macroeconomic variables, as the

¹⁰ The sample is not statistically significant but economically relevant. It includes approximately 6 % of the formal private employment on the included economic sectors. Also, in some of the sectors the included firms have a significant share of the domestic market.

¹¹ With seven possible answers: high/low increase, none, or low/high decrease.

¹² The firms have to calculate and complete the answer with a numerical average for the last or the next three months.

monthly inflation rate, foreign exchange rate (monthly variation) and the economic activity monthly index (EMAE).

The following Table 1 summarizes the descriptive statistics of the main variables for the entire sample period. It should be noted that the median value of the expected and observed variation of the price variable are not equal, with the expected value slightly lower than the observed value. On the other hand, the mean values are greater than the median indicating a positively (right) skewed distribution. In fact, for the whole period, the mean for the observed variation of price for the last three months was greater than the expected value for the next three months. Also, the annualized price level change for the firms' sample is lower than a comparable (adjusted in terms of weights of the different sectors) CPI and MPI for the period. A similar feature, but in a sharply different environment, is registered by Cloyne *et al.* (2016) for UKs firms between 2008 and 2014. In fact, they reject the rational expectations hypothesis Rossi & Sekhposyan (2015) and point the difference out to "information frictions". As pointed out by, Coibion *et al.* (2018), those frictions may arise from different "beliefs" about past and future macroeconomic and inflation conditions and would depend on the firm's incentives to collect and process information, especially in a volatile economic context.

Table 1: Descriptive statistics of main variables

Variable	N	Mean	Standard Deviation	Median	Minimum	Maximum
$\Delta P_{i,t-3,t}$	1682	0.075	0.080	0.060	-0.190	0.620
$\Delta P_{i,t,t+3}^e$	1682	0.056	0.051	0.050	-0.100	0.240
$\Delta Cn_{i,t-3,t}$	1682	0.085	0.068	0.070	-0.075	0.310
$\Delta Cn_{i,t,t+3}^e$	1682	0.072	0.058	0.060	-0.150	0.450
$\Delta Cm_{i,t-3,t}$	1682	0.101	0.117	0.080	-0.500	1.000
$\Delta Cm_{i,t,t+3}^e$	1682	0.078	0.074	0.060	-0.500	0.680
$\Delta Cl_{i,t-3,t}$	1682	0.074	0.066	0.068	-0.200	0.468
$\Delta Cl_{i,t,t+3}^e$	1682	0.070	0.063	0.060	-0.200	0.450
$\Delta Is_{i,t-3,t}$	1682	-0.005	0.157	0.000	-0.990	0.742
$\Delta Is_{i,t,t+3}^e$	1682	-0.001	0.120	0.000	-0.573	0.869

Note: Information from Business Perspective Survey, BCRA. From Jan -2017 to dec-2021.

Source: Survey of Business Economic Perspectives (BCRA).

In order to test the consistency between the expected and observed variable for each of the companies we analyzed the correlation between both variables by running an OLS regression between the expected variable and different leads of the observed variable.¹³ The results are summarized in the following Table 2. As expected, the third lead of the observed variable presents a significant and positive correlation with the expected variable. The result indicates that the explained variable $\Delta P_{i,t,t+3}^e$ is a good proxy of the price setting behavior of the companies in the sample.

¹³ We also include fixed effects with temporal controls and we checked the consistency for different years. The results are informative about the companies that systematically over and/or underestimate their expected price variation.

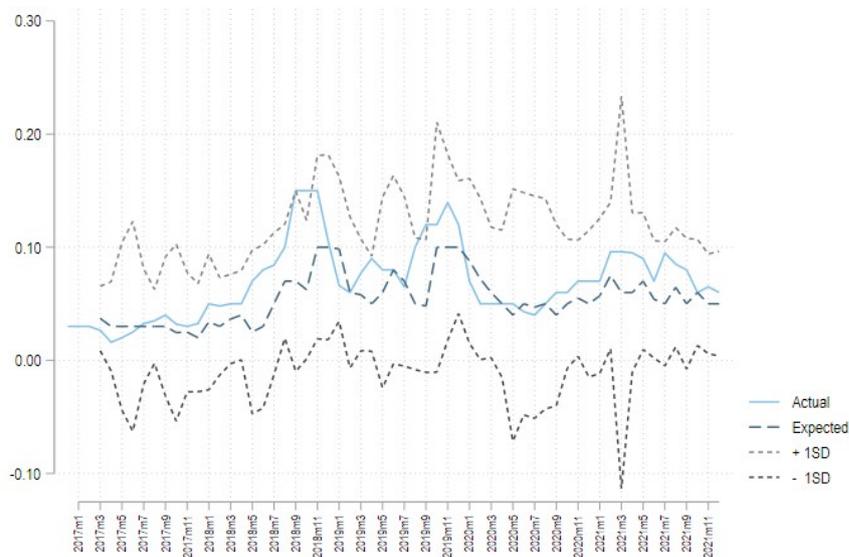
Table 2: Relationship between expected and observed led price variation

Variable	$\Delta P_{i,t-3,t}$	$F.\Delta P_{i,t-3,t}$	$F2.\Delta P_{i,t-3,t}$	$F3.\Delta P_{i,t-3,t}$	$F4.\Delta P_{i,t-3,t}$	$F5.\Delta P_{i,t-3,t}$
$\Delta P_{i,t,t+3}^e$	0.4963*	0.51677*	0.5241*	0.5164*	0.4649*	0.4158*
Std. Dev.	[0.0108]	[0.0106]	[0.0102]	[0.0106]	[0.0112]	[0.0117]

Note: * 1% significance.

Source: Survey of Business Economic Perspectives (BCRA).

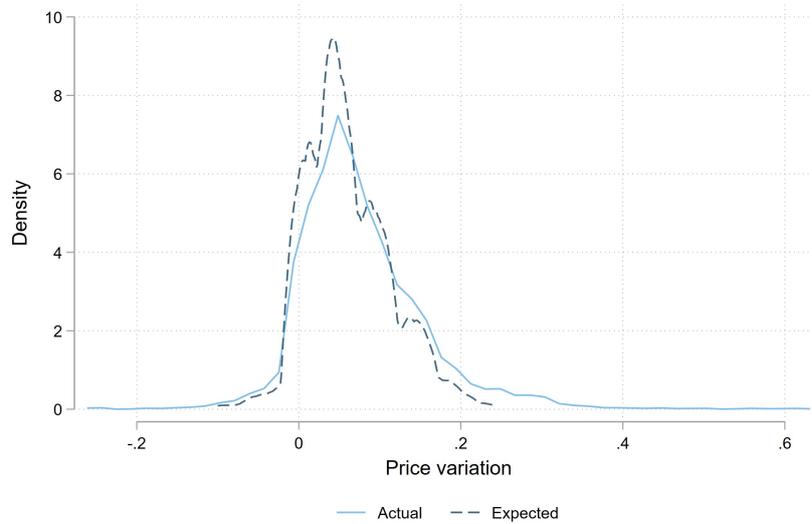
Figure 1 below shows the evolution of the expected price compared with the observed value in each period. In fact, the expected price is lagged three period to be compared with the actual value realized in each period. The Figure also shows the 1 standard deviation bracket. It can be noted that the latter increases at the periods where the actual change in price exceeds the expected value for the period. This may be reflecting a shock on the variable that was unexpected three months before and indicates the underlying uncertainty surrounding the firm's price expectations decision making process.

Figure 1: Prices quarterly variation observed and expected (median)

Source: Survey of Business Economic Perspectives (BCRA).

Also, Figure 2 shows the significant dispersion in the variation of domestic price both observed and expected of firms. The observed dispersion is not only reflecting the heterogeneity among firms' expectations but also the volatility between the periods. In this volatile environment the dispersion between and the differences within firms may be reflecting what Cloyne *et al.* (2016) states as "genuine reasons for why firms' inflation expectations differ," adding interesting variance to the regression analysis.

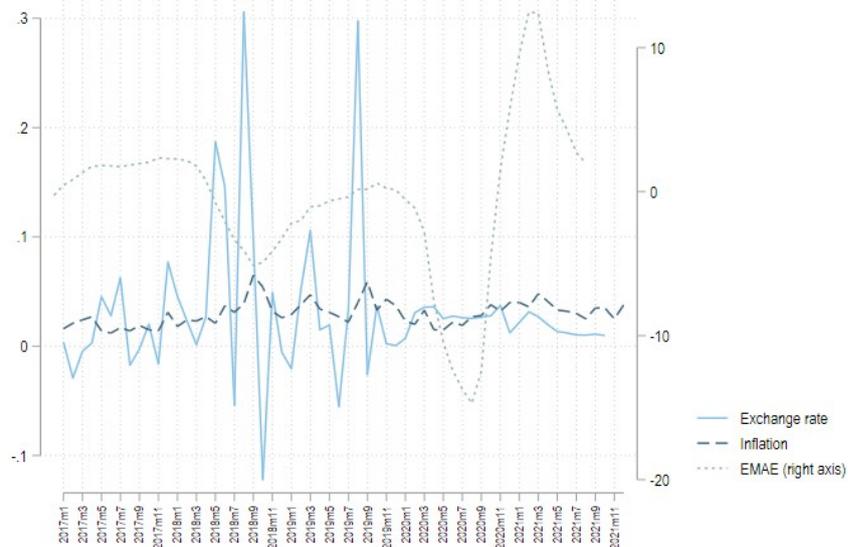
Figure 2: Distribution of observed and expected price changes (quarterly)



Source: Survey of Business Economic Perspectives (BCRA).

Figure 3 summarizes the main macroeconomic variables used in the analysis. As mentioned before the period was particularly volatile. The exchange rate monthly variation during May and June 2018 was 20.6% and 15.7% respectively followed by a sharp 35.8% depreciation in August 2018. Then, the monthly depreciation rate in August 2019 reached 34.7%. As can be seen in the figure, sharp depreciations of the foreign exchange rate are associated with inflation rate peaks. Also, the volatility affected economic activity as showed by the EMAE economic activity index. As we will see, these macroeconomic variables had an independent and significant effect over the expected variation in domestic prices of industrial firms in the sample.

Figure 3: Macroeconomic variables



Source: BCRA and INDEC.

It should be noted that the sample size with an average of 51 industrial companies is rather small. However, most of the firms are large companies and the sample explains more than 6 percent of total industrial employment. Also, most of them are the main companies in their respective markets. For instance, two of firms have more than 60% of their respective domestic markets (basic industrial inputs), other two companies together hold more than 70% share of the market in personal care segments. The two main companies in the food production sector (with more than 5000 employees each) are also included in the sample. As mentioned before, most of the companies producing consumption goods, especially in the case of Food and Beverages sector, were subject to administrated priced regulation during the period.¹⁴

Figure 4 and 5 with shows the variation of observed and expected costs, domestic and foreign inputs costs as well as unit labor costs. As can be noted, the months with sharp depreciation in the exchange rate are associated with considerable foreign input costs volatility. Again, as in the case of depreciation of exchange rate and inflation rate, observed domestic costs also increased in the same period.

Figure 4: Observed domestic and foreign inputs costs and unit labor costs (past 3 months costs).

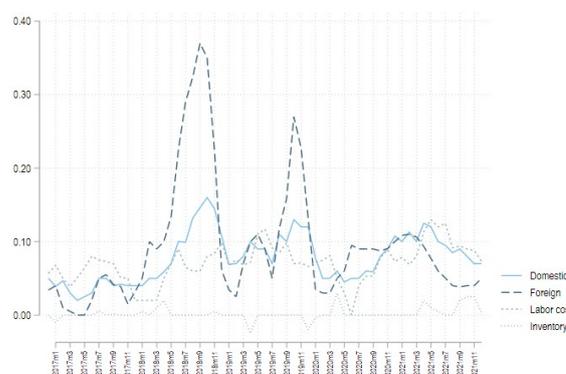
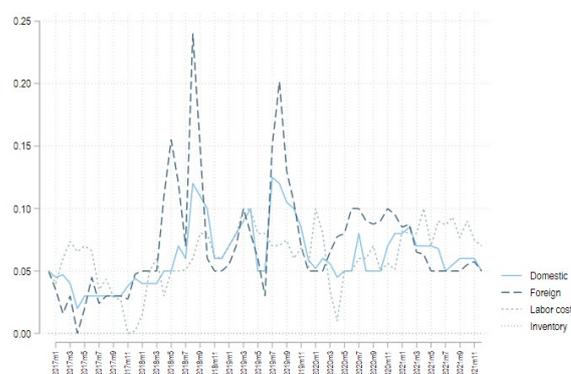


Figure 5: Expected domestic and foreign inputs costs and unit labor costs (next 3 months costs).



Source: Survey of Business Economic Perspectives (BCRA).

4. Regression on price setting behaviour

4.1. Econometric model

We consider a regression model that includes both information (expected and observed) from the firms and macroeconomic information, closely following Richards & Verstraete (2016). The macroeconomic or aggregate effect is fixed and exogenous for all firms. Therefore, we first postulate a model with temporal dummy variables in order to capture the months with statistically significant anomalies. Then, we introduce the macroeconomic variables in the regression aiming

¹⁴ Indeed, the number of goods collected by INDEC for the Consumption Price Index included in the program “*precios cuidados*” increased from 2% in 2017 to 6% in 2021. Also, for consumption goods and some other industrial products, a maximum price agreement was in place during part of 2020 and 2021.

to approximate the nature of the shocks captured by the time fixed effects. The complete model is given by the equation (1) below:

$$\Delta P_{i,t,t+3}^e = \beta_0 + \beta_1 \Delta P_{i,t-3,t} + \beta_2 \Delta B_{i,t-3,t} + \beta_3 \Delta B_{i,t,t+3}^e + \beta_4 \Delta X_{i,t-1,t} + e_{it} \quad (1)$$

For each month t and for all companies i the expected domestic price variation (for next 3 month), $\Delta P_{i,t,t+3}^e$ is modelled as a function of the observed firm's domestic price variation (for the last 3 month), $\Delta P_{i,t-3,t}$ and a set of controls variables including balance sheet information both observed $\Delta B_{i,t-3,t}$ and expected $\Delta B_{i,t,t+3}^e$. Finally, the $\Delta X_{i,t-1,t}$ are the macroeconomic control variables.

As mentioned before, in the ΔB variables we include the (quarterly) variation of domestic input costs, imported input costs and labor unit costs as well as other variables, such as, the variation of inventories as percentage of sales and/or volume and production variables.¹⁵

The ΔX macroeconomic control variables include, the inflation rate (monthly variation), the exchange (rate monthly variation) and an economic activity index (EMAE) (monthly variation). The macroeconomic variables were introduced in the model with their last month variation, between $(t - 1, t)$ allowing a time lag association with the dependent variable that is referred to the next quarter, $(t, t + 3)$. Longer time lags for the macroeconomic variables were also considered in the regressions showing no statistical significance. Also, other macroeconomic variables were included in the model showing no statistical significance. For instance, the nominal and real interest rate as well as the monetary base variation were included. In order to capture a potential impact of uncertainty, the standard deviation of the dependent variable (from the Business Perspective Survey) and the standard deviation of the expected inflation rate from the REM survey (collected by the BCRA from professional consultant firms) were introduced. All of them with no statistical significance.

The econometric model includes an error component structure that varies by firm i and time t . The model is estimated using a Fixed Effect (FE) regression. As detailed before, we also include monthly dummy variables to control for fixed temporal effects. As we shall see, the dummies capture the macroeconomic impact due to the economically turbulent months during the analyzed period.

4.2. Results

The estimations results can be seen in Table 3. We initially introduced a baseline Fixed Effect panel data model with price and cost variations for the industrial companies. In the subsequent columns, time effects dummies controlling for month significant variations are introduced. The Table also include columns showing the setup by industrial sector: Food & Beverage, Basic Industrial Inputs and the Rest of Industries. Note that the Table only include a set of selected dummy variables identifying the months with statistically significant effects.

¹⁵ The variation of production and sales were not statistically significant.

Table 3: Estimations of alternative models - Temporal dummies

	(1) Baseline	(2) Industry	(3) Food and Beverages	(4) Basic Inputs	(5) Rest Industry
	$\Delta P_{i,t,t+3}^e$				
$\Delta P_{i,t-3,t}$	0.0464 [0.0478]	0.0405 [0.0440]	0.0012 [0.0507]	0.0493 [0.0577]	0.0382 [0.0657]
$\Delta Cn_{i,t-3,t}$	0.0893*** [0.0252]	0.0865*** [0.0264]	0.0848** [0.0360]	0.0129 [0.0305]	0.1390** [0.0555]
$\Delta Cm_{i,t-3,t}$	0.0167 [0.0156]	-0.0095 [0.0142]	-0.0136 [0.0418]	0.0083 [0.0160]	-0.0094 [0.0213]
$\Delta Cl_{i,t-3,t}$	-0.0111 [0.0217]	-0.0170 [0.0213]	0.0103 [0.0760]	-0.0060 [0.0428]	-0.0299 [0.0330]
$\Delta Is_{i,t-3,t}$	0.0063 [0.0099]	0.0059 [0.0098]	0.0210 [0.0221]	-0.0048 [0.0124]	0.0175 [0.0143]
$\Delta Cn_{i,t,t+3}^e$	0.1727*** [0.0555]	0.1513*** [0.0544]	0.1866* [0.0841]	0.3158*** [0.0786]	0.0334 [0.0769]
$\Delta Cm_{i,t,t+3}^e$	0.1053** [0.0418]	0.0653* [0.0359]	0.0114 [0.0758]	0.0209 [0.0374]	0.1356*** [0.0466]
$\Delta Cl_{i,t,t+3}^e$	0.0615** [0.0253]	0.0654** [0.0272]	0.0384 [0.0616]	0.0373 [0.0239]	0.1166** [0.0422]
$\Delta Is_{i,t,t+3}^e$	0.0025 [0.0118]	0.0048 [0.0108]	0.0243 [0.0143]	0.0252 [0.0220]	-0.0395** [0.0151]
dic-17		0.0083 [0.0136]	-0.0144** [0.0058]	0.0218*** [0.0048]	0.0144 [0.0223]
aug-18		0.0163 [0.0142]	0.0059 [0.0371]	0.0496*** [0.0112]	0.0063 [0.0237]
sep-18		0.0376** [0.0170]	0.0253 [0.0302]	0.0558*** [0.0185]	0.0343 [0.0296]
aug-19		0.0405** [0.0169]	0.0474** [0.0199]	0.0668*** [0.0154]	0.0243 [0.0292]
sep-19		0.0273* [0.0154]	0.0398* [0.0201]	0.0447** [0.0166]	0.0144 [0.0280]
Constant	0.0189*** [0.0034]	0.0188* [0.0111]	0.0421*** [0.0086]	0.0023 [0.0057]	0.0118 [0.0180]
Observations	1605	1605	381	481	743
Firms	44	44	9	15	20
R-squared	0.197	0.240	0.381	0.419	0.233

Robust standard errors in brackets. * p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Source: Survey of Business Economic Perspectives (BCRA).

The results in Table 3 indicate a positive and significant statistical effect of the variation of Domestic costs both observed (last quarter) and expected (next quarter). Apparently, changes in domestic costs are the most relevant variables used by the firms to form their expectation on their expected domestic market price variations. In the baseline model, the expected variation of unit labor costs and foreign inputs are also relevant and statistically significant with a positive sign. In the first case, the potential impact of the expected variation in unit labor costs on price expectations can be explained by the role of the labor unions in establishing a negotiated and mandatory wage

adjustment path in each economic sector. In the case of the foreign inputs, their impact may be related to the expected exchange rate depreciation.

In the second column the time effects dummies are added to the baseline model. It should be noted that the main explanatory variables of the baseline model maintained their statistical and economic significance. Also, some of the dummy variables, those that are included in the Table, are statistically significant. In fact, these variables identify the months in which a significant change in the expected price variation rate (for the next three months) is detected above the effect explained by the baseline model. Except for December 2017, the rest of the cases they coincide with the months with important changes in the main macroeconomic variables (like, the foreign exchange rate).¹⁶ In particular, during the months of September and August 2018 as well as September 2019, the volatility of the foreign exchange rate seemed to have an independent and significant impact in the firms' expectations formation.^{17,18,19}

In columns (3) to (5) we analyze the baseline regression with the time effect variables dividing the sample in three industrial sectors. Column (3) indicates the results for the Food and Beverages sector. This sector is composed by large companies with main focus in domestic market (none of them are relevant exporters) and most of them mainly uses domestically produced inputs. As result, only domestic costs and expected unit labor costs are statistically significant. Whereas the potential foreign exchange rate change affecting imported inputs costs may be absorbed by the dummy variables. The latter result statistically significant in several month of 2019 in coincidence with several adverse macroeconomic episodes. In contrast, in the case of column (4), that includes industrial inputs producer firms, the main determinants of expected prices are foreign inputs costs. In this industry, foreign inputs are the main component in the production process. Therefore, the dummy variables are significant in (almost) all the periods with important changes in the foreign exchange rate during the period. Finally, the last column includes the rest of the industrial sectors. As in the previous case, both observed domestic input costs and expected unit labor costs are statistically significant. Also, expected foreign input costs are significant in this sector. However, none of the dummies result statistically significant.

¹⁶ On December 28th of 2017 the government announced an unexpected change in the inflation target for the 2018-2020 period.

¹⁷ In the Monetary Policy Report of October 2018, the Central Bank stated that foreign exchange rate instability initiated in April and accelerated in August 2018. "The episodes generated a risk of further misalignment of public expectations. In response, the BCRA introduced a new monetary policy framework based on a strict control of the monetary base. The new regime pursues the objective of recovering the nominal anchor for inflation expectations."

¹⁸ Again, as can be seen in the Monetary Policy Report of October 2019, during August 2019 there was an important depreciation of the foreign exchange rate.

¹⁹ The relevance of the exchange rate depreciation rate in the price setting behavior of the firm can be related to the fact that some of the firms sell in both foreign (as price takers) and domestic markets (with some market power) and have incentives to "pass-through" the exchange rate depreciation in the domestic market beyond any change in prices of imported and domestic inputs. See Dvoskin *et al.* (2020) for a dual model with tradable and non-tradable sector leading to such behavior. In their model, an exchange rate depreciation benefits not only the tradable sector but also the non-tradable sector with an impact on domestic prices through competition. In addition, the works by Navajas (2017) emphasized the important link between the exchange rate and the public service tariffs during a period characterized by sharp adjustments in relative prices. For the author, the relevance of the relationship between tariffs and inflation should not be neglected. We plan to test this hypothesis in future extensions of the analysis.

Therefore, the results in Table 3, indicate that domestic costs and expected unit labor costs are consistently significant in the sub-samples. Also, the dummy variables captured significant time effects related to adverse macroeconomic episodes. The costs of foreign inputs and the monthly dummies are more relevant in the industrial inputs producer sectors.

In Table 4 we introduce the macroeconomic variables that can help explaining the fixed temporal effects captured by the temporal dummies. In the model for all the industry (column 1), the observed domestic costs are statistically significant together with the expected domestic input costs, the expected foreign input costs and the expected unit labor costs. In this baseline regression with macroeconomic variables, both foreign exchange monthly depreciation rate and the monthly inflation rate are statistically significant and have a positive relationship with expected change in firms domestic market prices (for next three months). These variables seem to capture the fixed effects detected in the previous model with the monthly dummies.

In the case of Food & Beverage industry (column 2) the domestic observed and expected input costs are statistically relevant after controlling for the macroeconomic impacts. In particular, the inflation rate dominates as explanatory variable between the macroeconomic set of variables. Again, the results may be reflecting a sector that is dominated (in the sample) by firms that produce mainly for domestic market with domestic inputs.

Unlike the previous sector, in the case of the industrial inputs sector (column 3) the statistically significant variables are the expected domestic costs together with the expected inventories over sales. Also, as we expected, the foreign exchange depreciation rate together with the inflation rate play significantly affect firms changes in domestic price expectation for the next three months. Also, the activity index variable is statistically significant and with a negative sign, reflecting the potential returns of scale usually characterizing the sector. For the rest of the industrial sector (column 4) included in the sample, the results show an intermediate mixture in between the previous two sectors, with an emphasis in firms own costs (both observed and expected) and a negative effect of the activity index among the macroeconomic variables.

Therefore, the macroeconomic environment has a key role, through the impact of the foreign exchange rate variations and the inflation rate over firm's price expectations. The results are consistent for all the industrial companies with some differences between industrial sectors. In fact, the months with stronger foreign exchange rate variation are the ones that resulted with statistically significant dummy variables.²⁰

²⁰ Indeed, the results are similar to Anderson & Maule (2014) analysis of UKs companies.

Table 4: Estimations of alternative models - Macroeconomic variables

	(1) Industry	(2) Food and Beverages	(3) Basic Inputs	(4) Rest Industry
	$\Delta P_{i,t,t+3}^e$	$\Delta P_{i,t,t+3}^e$	$\Delta P_{i,t,t+3}^e$	$\Delta P_{i,t,t+3}^e$
$\Delta P_{i,t-3,t}$	0.0410 [0.0447]	0.0425 [0.0654]	0.0451 [0.0538]	0.0348 [0.0667]
$\Delta Cn_{i,t-3,t}$	0.0910*** [0.0251]	0.0884* [0.0454]	0.0243 [0.0267]	0.1465*** [0.0407]
$\Delta Cm_{i,t-3,t}$	-0.0079 [0.0143]	0.0104 [0.0316]	0.0059 [0.0145]	-0.0060 [0.0173]
$\Delta Cl_{i,t-3,t}$	-0.0163 [0.0231]	0.0222 [0.0695]	0.0169 [0.0315]	-0.0458 [0.0358]
$\Delta Is_{i,t-3,t}$	0.0036 [0.0100]	0.0205 [0.0214]	-0.0125 [0.0123]	0.0105 [0.0160]
$\Delta Cn_{i,t,t+3}^e$	0.1538*** [0.0541]	0.2006* [0.1009]	0.2901*** [0.0797]	0.0156 [0.0685]
$\Delta Cm_{i,t,t+3}^e$	0.0844** [0.0375]	0.0317 [0.0889]	0.0534 [0.0422]	0.1570*** [0.0526]
$\Delta Cl_{i,t,t+3}^e$	0.0612** [0.0262]	0.0458 [0.0258]	0.0239 [0.0276]	0.1086** [0.0418]
$\Delta Is_{i,t,t+3}^e$	-0.0000 [0.0123]	0.0207 [0.0193]	0.0336* [0.0164]	-0.0549*** [0.0121]
$\Delta ER_{t-1,t}$	0.0552** [0.0218]	0.0097 [0.0377]	0.1037** [0.0391]	0.0436 [0.0252]
$\Delta \Pi_{t-1,t}$	0.5254*** [0.1592]	0.5176* [0.2272]	0.5490* [0.2849]	0.3857 [0.2600]
$\Delta AI_{t-1,t}$	-0.0005 [0.0003]	0.0004 [0.0008]	-0.0009*** [0.0002]	-0.0006 [0.0005]
Constant	0.0073 [0.0051]	0.0130* [0.0066]	0.0007 [0.0089]	0.0094 [0.0077]
Observations	1495	355	451	689
Firms	44	9	15	20
R-squared	0.226	0.264	0.357	0.214

Robust standard errors in brackets. * p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Source: Survey of Business Economic Perspectives (BCRA).

5. Conclusion

In this article we use a unique proprietary data set from the Argentinean Central Bank Business Economic Perspective Survey to analyze the price setting behavior of a sample of industrial companies during the 2017-2021 period. The period was characterized as a highly inflationary and volatile environment, with several foreign exchange rate depreciation episodes. The data set allows

us to analyze the relative importance of the firms balance sheet variables (past and expected information) and the aggregated economic variables on the firm's price setting behavior approximated by the expected variation of their domestic price.

We find evidence indicating that expected prices are influenced by domestic input prices (both past and expected), expected foreign input and unit labor costs as well as macroeconomic variables. In particular, the monthly change in the nominal foreign exchange rate and the monthly inflation rate have an independent, statistically significant and positive effect on the expected variation of firm's domestic prices. Also, when we consider the monthly fixed effects, we found relevant impacts during especially turbulent months (those with large foreign exchange rate depreciation).

It should be considered that our results arise from an economically representative but not statistically significant sample of non-financial firms. Therefore, results only apply to the sample and period analyzed and cannot be further generalized. Also, our findings may be improved by using individual price information and by conducting a price setting behavior survey for non-financial firms. Both are pending tasks in Argentina.

References

- Alvarez, F., Beraja, M., Rosada, M. G., & Neumeyer, P. A. (2019). "From hyperinflation to stable prices: Argentina's evidence on menu cost models". *The Quarterly Journal of Economics*, 12, pp. 451-505.
- Anderson, G. & Maule, B. (2014). "Assessing the risk to inflation from inflation expectations". *Bank of England Quarterly Bulletin, Bank of England*, 54(2), pp. 148-162.
- Bils, M. & Klenow, P. J. (2004). "Some evidence on the importance of sticky prices". *Journal of Political Economy*, 112(5).
- Blinder, A. (1991). "What makes prices sticky? preliminary results from interview study". *American Economic Review Papers and Proceedings*, 81(2), pp. 89-96.
- Blinder, A. (1994). "On sticky prices: Academic theories meet the real world". In *Monetary Policy*, Mankiw, N. G. (ed), The University of Chicago Press, Chicago.
- Calvo, G. A. (1983). "Staggered prices in a utility-maximizing framework". *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383-398.
- Cloyne, J., Boneva, L., Weale, M., & Wieladek, T. (2016). "Firm's expectations and price setting: Evidence from micro data". *Bank of England Working Paper*, Bank of England.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., & Kumar, S. (2018). "How do firms form their expectations? new survey evidence". *American Economic Review*, 108(9), pp. 2671-2713.
- Dvoskin, A., Feldman, G., & Ianni, G. (2020). "New-structuralist exchange-rate policy and the pattern of specialization in Latin American countries". *Metroeconomica - International Review of Economics*, 71(1), pp. 22-48.
- Fabiani, S., Gattulli, A., & Sabbatini, R. (2004). "The pricing behavior of Italian firms: New survey evidence on price stickiness". Working Papers Series (333), European Central Bank.
- Fabiani, S., Gattulli, A., & Sabbatini, R. (2005). "The pricing behavior of firms in the euro area. new survey evidence". Working Paper Series (535), European Central Bank.
- Frache, S. & Lluberas, R. (2019). "New information and inflation expectations among firms". BIS Working Papers, 781.
- Frenkel, R. (1979). "Decisiones de precio en alta inflación". *Desarrollo Económico*, 19(75), pp. 291-330.
- Heymann, D. & Leijonhufvud, A. (2002). *High inflation*. Clarendon Press - Oxford.

Nakamura, E. & Steinsson, J. (2008). "Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models". *Quarterly Journal of Economics*, 123(4), pp. 1415-1464.

Nakamura, E., Steinsson, J., Sun, P., & Villar, D. (2018). "The elusive costs of inflation: Price dispersion during the US great inflation". *Quarterly Journal of Economics*, 133(4), pp. 1933-1980.

Navajas, F. (2017). *Tarifas, subsidios e inflación*. CEA - FIEL.

Richards, S. & Verstraete, M. (2016). "Understanding firms' inflation expectations using the bank of Canada's business outlook survey". Staff Working Paper/Document de travail du personnel, 7, Bank of Canada.

Rossi, B. & Sekhposyan, T. (2015). "Forecast rationality tests in the presence of instabilities, with applications to federal reserve and survey forecasts". *Journal of Applied Econometrics*, 31.

Rudd, J. B. (2021). "Why do we think that inflation expectations matter for inflation? (and should we?)". Finance and Economics Discussion Series - Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, September(062).

Silva Correa Arnildo, M. B. P. & Santos, R. (2016). "Price-setting behavior in Brazil: survey evidence". Working Papers Series, 7(422), Banco Central do Brazil.