

# Ensayos Económicos | 76

Mayo de 2021

**Un ensayo sobre política monetaria y distribución del ingreso:  
una perspectiva heterodoxa**

Louis-Philippe Rochon y Mario Seccareccia

**Google Correlate y Google Trends como herramientas  
para realizar un nowcast de las ventas minoristas**

María Florencia Camusso y Ramiro Emmanuel Jorge

**La bancarización y los determinantes de la disponibilidad  
de servicios bancarios en la Provincia de Córdoba:  
una aplicación de modelos para datos espaciales**

Fernando García y Alejandro D. Jacobo

**Factores macroeconómicos de la inflación en Argentina 2013-2019**

Alberto Manuel López Galván

**Asimetrías del traspaso del tipo de cambio a precios:  
el caso argentino 2004-2019**

Matías Barberis



BANCO CENTRAL  
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

# Ensayos Económicos | 76

Mayo de 2021

## **Editor**

Germán Feldman, BCRA

## **Editor asociado**

Ariel Dvoskin, BCRA

## **Comité Editorial**

Jorge Carrera, BCRA - CONICET - UNLP

Paula Español, UBA

Emiliano Libman, UBA - UNSAM

Carlos Medeiros, UFRJ

Florencia Medici, UNM

Esteban Pérez Caldentey, CEPAL

Daniela Prates, Unicamp

Matías Vernengo, Bucknell University

## **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](mailto:ensayos.economicos@bcra.gob.ar)  
Página Web: [http://www.bcra.gob.ar/PublicacionesEstadisticas/Ensayos\\_economicos.asp](http://www.bcra.gob.ar/PublicacionesEstadisticas/Ensayos_economicos.asp)

Fecha de publicación: Mayo de 2021

Diseño de tapa e interior | 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 2021

En esta nueva entrega de la revista académica del BCRA, Ensayos Económicos, presentamos cinco trabajos: una contribución invitada por la Revista y cuatro artículos revisados por referís externos y externas bajo formato doble ciego. Con esta edición, la segunda desde su relanzamiento, reafirmamos nuestra intención de hacer de la Revista un espacio de discusión plural, donde teoría y práctica se combinen en un esfuerzo por comprender la realidad económica.

Nuestros economistas invitados, Rochon y Seccareccia, exploran la relación entre política monetaria y distribución del ingreso y la riqueza. Para ello se concentran en el análisis de los mecanismos de transmisión (directos e indirectos) de un cambio en la tasa de interés de referencia sobre estas variables, con el objetivo de mostrar que un régimen de metas de inflación es, en realidad, una política que afecta regresivamente la distribución del ingreso en el largo plazo.

En el primer trabajo revisado, Camusso y Jorge utilizan la información proveniente de las herramientas *Google Trends* y *Google Correlate*, para construir un indicador de alta frecuencia (un *nowcast*) de las ventas de supermercados de la Provincia de Santa Fe, lo cual les permite estimar la dinámica de esta variable en tiempo real, con antelación a la publicación del dato oficial.

En el segundo artículo, García y Jacobo emplean un modelo a la Heckman en dos etapas, para examinar los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en la Provincia de Córdoba para el período 2000-2019. Los autores encuentran una asociación positiva con la cantidad de habitantes, el nivel de empleo y el número de jubilados y pensionados; y una asociación negativa con la población rural, efectos que a su vez dependen del tipo de banco y el canal de atención considerados.

Por su parte, el trabajo de López Galván aplica el análisis de componentes principales para cuantificar el efecto de las principales variables macroeconómicas sobre la inflación en Argentina, para el período 2013-2019. Para ello, obtiene los denominados “factores” de un conjunto de variables asociadas al crecimiento en la cantidad de dinero, las expectativas, el tipo de cambio, el déficit fiscal y la tasa de interés, entre otras, que luego utiliza para construir modelos de pronósticos de la inflación.

Finalmente, el trabajo de Barberis —una versión preliminar fue ganadora de la categoría de Jóvenes Profesionales del Premio Anual de Investigación Económica “Dr. Raúl Prebisch”, edición 2020—, utiliza la técnica de proyecciones locales para estimar el coeficiente de traspaso del tipo de cambio sobre los precios internos en Argentina, durante el período 2004-2019, bajo diferentes contextos cambiarios. El autor encuentra que el efecto del tipo de cambio a los precios es asimétrico si se comparan episodios de apreciaciones y depreciaciones cambiarias y, en el caso de estas últimas, se vuelve no lineal cuando se sobrepasan ciertos umbrales de incremento en el tipo de cambio.

Quiero invitar a todos y todas a enviar sus artículos académicos para ser evaluados para su publicación en nuestra revista, y de este modo contribuir a enriquecer la discusión sobre economía y política económica en nuestro país.



**Germán Feldman**  
Editor  
Ensayos Económicos - BCRA

# Índice

- Pág. 5 | Un ensayo sobre política monetaria y distribución del ingreso: una perspectiva heterodoxa**  
Louis-Philippe Rochon y Mario Seccareccia
- Pág. 26 | Google Correlate y Google Trends como herramientas para realizar un nowcast de las ventas minoristas**  
María Florencia Camusso y Ramiro Emmanuel Jorge
- Pág. 46 | La bancarización y los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en la Provincia de Córdoba: una aplicación de modelos para datos espaciales**  
Alberto Manuel López Galván
- Pág. 75 | Factores macroeconómicos de la inflación en Argentina 2013-2019**  
Fernando García y Alejandro D. Jacobo
- Pág.103 | Asimetrías del traspaso del tipo de cambio a precios: el caso argentino 2004-2019**  
Matías Barberis

# Un ensayo sobre política monetaria y distribución del ingreso: una perspectiva heterodoxa

**Louis-Philippe Rochon**

Laurentian University, Canadá

**Mario Seccareccia\***

University of Ottawa, Canadá

## Resumen

La política monetaria no suele asociarse con la desigualdad en la distribución del ingreso y la riqueza. Sin embargo, desde la Crisis Financiera Global de 2007-2008, la corriente principal ha centrado lentamente su atención en el vínculo entre los cambios en la tasa de interés y la distribución del ingreso/riqueza. Por supuesto, los economistas post-Keynesianos, y los heterodoxos en general, han sido conscientes de esta relación por varias décadas. En este documento, deseamos explorar más profundamente esta relación y enfocarnos en los mecanismos de transmisión directos e indirectos, en particular, para revelar la verdadera naturaleza de una política monetaria de metas de inflación como una política que, *de facto*, afecta la distribución del ingreso de largo plazo. Finalmente, deseamos discutir estos puntos de vista, brevemente, también en el contexto de economías abiertas, como es el caso de economías en desarrollo y emergentes, como Argentina.

*Clasificación JEL:* E12, E24, E43.

*Palabras clave:* distribución del ingreso, política de ingresos, política monetaria, tasas de interés.

---

\* Louis-Philippe Rochon es profesor de economía en la Laurentian University (Canadá) y editor en jefe de *Review of Political Economy*. Mario Seccareccia es profesor emérito de la University of Ottawa (Canadá) y editor del *International Journal of Political Economy*. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: lprochon@laurentian.ca, Mario.Seccareccia@uottawa.ca.

# A primer on monetary policy and income distribution: a heterodox perspective

**Louis-Philippe Rochon**

Laurentian University, Canada

**Mario Seccareccia**

University of Ottawa, Canada

## Summary

Monetary policy is not often associated with income and wealth inequality. Since the 2007-8 global financial crisis, however, the mainstream has slowly turned its attention to the link between changes in the rate of interest and income/wealth distribution. Of course, post-Keynesians, and heterodox economists in general, have been aware of this relationship for many decades. In this paper, we wish to explore further this relationship and focus on the direct and indirect transmission mechanisms, in particular in order to reveal the true nature of an inflation targeting monetary policy as a *de facto* long-term incomes policy. Finally, we wish to discuss these views briefly also in the context of open economies, as is the case of developing and emerging economies, such as Argentina.

*JEL*: E12, E24, E43.

*Keywords*: income distribution, incomes policy, interest rates, monetary policy.

## 1. Introducción

La conducción de la política monetaria ha experimentado cambios aparentemente interesantes en la última década, desde la Crisis Financiera Global (CFG). Por un lado, parecería que los bancos centrales están relajando su estricto cumplimiento de las metas de inflación pero, por otro lado, sobre una base puramente teórica, los cambios parecerían ser muy menores.

Por ejemplo, Nueva Zelanda, el primer país en comprometerse con la adopción de metas de inflación en 1990, actualmente ha adoptado oficialmente un mandato dual. De hecho, tres décadas después de ser pionero en la nueva política, en 2019, el banco central de Nueva Zelanda anunció que estaba abandonando una política estricta de objetivos de inflación para tener como objetivo también el de alcanzar el nivel de máximo empleo.

En los Estados Unidos, la Reserva Federal ha adoptado oficialmente el modelo FAIT: *Flexible Form of Average Inflation Targeting*, mientras que en el Reino Unido, el Banco de Inglaterra introdujo en marzo de 2021, facilidades crediticias al sector privado, mediante las cuales, el Banco ofrecía financiamiento a plazo para pequeñas y medianas empresas, “ofreciendo tramos de financiación de bajo costo para los prestamistas en función del volumen de sus préstamos a la economía real” (Ortlieb, 2020), un proyecto que desde entonces se ha expandido a Australia, Taiwán y Nueva Zelanda.

Pero a pesar de estos cambios, hay temas persistentes. Por ejemplo, siempre se acepta la relación inherente entre la política monetaria y la inflación: la inflación es siempre y en todas partes un fenómeno monetario o de política monetaria, a pesar de un mandato flexible o dual. En segundo lugar, los bancos centrales nunca parecen dejar de lado su creencia en una tasa de interés natural. En tercer lugar, sigue existiendo una “división del trabajo” ampliamente prescrita: se considera que los bancos centrales son los únicos capaces de generar una inflación baja y estable, mientras que la política fiscal es evitada estricta y cuidadosamente, excepto en tiempos de crisis. Por lo tanto, a pesar de los cambios recientes, en lo que respecta a la inflación, todavía nos enfrentamos a un marco de política caracterizado por el dominio de la política monetaria que ha quedado del monetarismo. Como ha observado correctamente Lavoie (2006, p. 167), se trata simplemente de “vino viejo en una botella nueva”.

Cabe señalar que la política de metas de inflación (MI) se adoptó en gran medida como resultado de dos fallas: por un lado, el fracaso del objetivo de controlar la oferta monetaria y, por otro, el hecho de que la tasa natural de desempleo ya no se considerara inalterable. Según Davidson (2006, p. 690): *“Una 'tasa natural de desempleo' en constante cambio se convirtió, por lo tanto, en un objetivo móvil imposible de alcanzar para un banquero central. Si la tasa natural de desempleo puede variar con el tiempo, entonces se debe abandonar el objetivo de una tasa específica de desempleo para controlar la inflación”*.

En este trabajo, y con el espíritu de los cambios en la comprensión o implementación de la política monetaria como se discutió anteriormente, queremos contribuir a una nueva forma de entender la política monetaria, o al menos a la forma en que se transmiten los cambios en la tasa de interés a

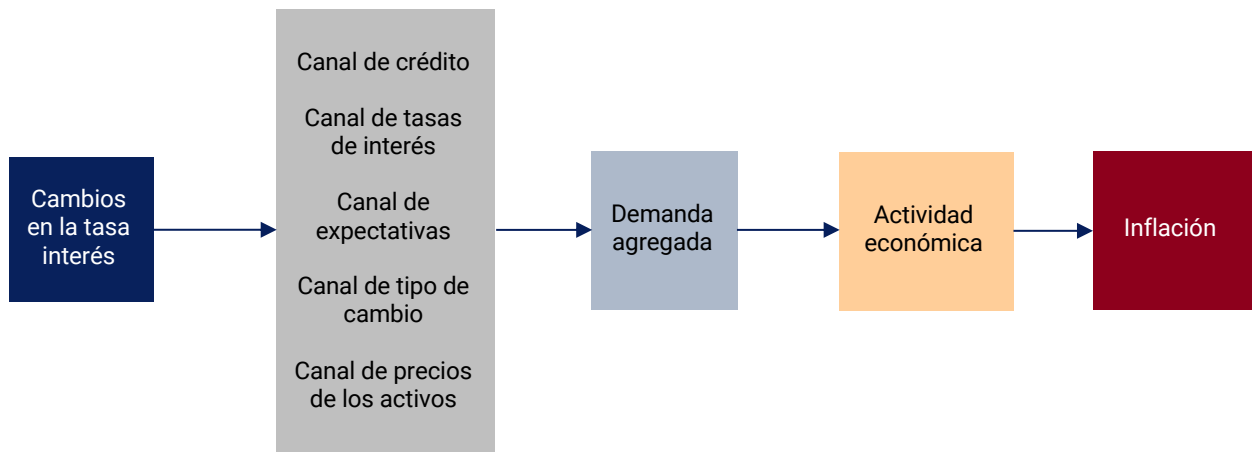


la economía en general. En otras palabras, queremos enfatizar un nuevo mecanismo de transmisión que opera a través de la distribución del ingreso, en el que cambios en la tasa de interés podrían impactar en la demanda agregada a través de la distribución funcional del ingreso. Además, dentro de esa discusión general, abordaremos también la verdadera naturaleza de las metas de inflación y cómo se relaciona con la discusión general sobre la distribución del ingreso a manos de los banqueros centrales.

## 2. Mecanismos de transmisión y política monetaria

La teoría dominante de la política monetaria ha explicado tradicionalmente cómo la política monetaria impacta en la actividad económica a través de una serie de mecanismos o canales de transmisión, en el contexto de una política de "sintonía fina". Estos se representan a continuación en el Gráfico 1.

**Gráfico 1. Canales de transmisión de la política monetaria**



Fuente: Elaboración propia.

De una forma u otra, todos enfatizan a la tasa de interés como un costo (costo de prestar o pedir prestado, costo de las importaciones). Por ejemplo, un aumento en la tasa de interés de referencia afectará a otras tasas a lo largo del espectro y, por lo general, aumentará el costo de los préstamos, lo que provocará una desaceleración de la actividad económica, mientras que una disminución de las tasas de interés tenderá a reducir el valor de la moneda nacional y, por lo tanto, encarecerá las importaciones. Este enfoque quedó claro en los llamados modelos del Nuevo Consenso, representados por un formato de tres ecuaciones: una curva IS, una curva de Phillips y una regla de Taylor donde la tasa de interés está definida por los bancos centrales en su búsqueda de fijar una tasa de acuerdo con una meta de inflación y una tasa de interés natural. Aquí, la lógica es muy clara: los cambios en las tasas de interés deben impactar en la actividad económica a través del consumo o la inversión que, a su vez, impacta en el desempleo y finalmente en la inflación. Esto requiere curvas bien comportadas y significativamente elásticas. A su vez, estas curvas deberían, al menos en teoría, ayudar a la economía a tender hacia una meta de inflación, con mínimos costos para la economía en general.

El problema, por supuesto, surge cuando estas relaciones se rompen y amenazan los argumentos fundamentales de la política monetaria, con el resultado de que *“Es una cadena de eventos larga e incierta desde un ajuste en la tasa de interés controlada por el banco central hasta un cambio deseado en la tasa de inflación”* (Arestis y Sawyer, 2003, p. 5). Puede haber, como nos dice Keynes, *“bastantes deslices entre la copa y el labio”*. Esta es, por supuesto, una cuestión empírica. Pero hay indicios empíricos de que esta relación IS tan codiciada es problemática. Por ejemplo, según Cynamon, Fazzari y Setterfield (2013, p. 13):

*“El mecanismo de transmisión de la política monetaria al gasto agregado en los modelos del Nuevo Consenso se basa en la sensibilidad del consumo a la tasa de interés. Sin embargo, es difícil encontrar evidencia empírica de que los hogares efectivamente aumenten o disminuyan el consumo significativamente cuando cambian las tasas de interés. Algunos autores han generalizado el vínculo para incluir la inversión privada (ver Fazzari, Ferri y Greenberg, 2010 y las referencias proporcionadas allí), pero también ha sido difícil demostrar empíricamente una elevada elasticidad de la inversión a la tasa de interés”.*

Para Sharpe y Suarez (2015, p. 1):

*“Gran parte de la investigación empírica ofrece evidencia mixta, en el mejor de los casos, de efectos sustanciales de las tasas de interés sobre la inversión. [Nuestra investigación] encuentra que la mayoría de las empresas afirman que sus planes de inversión son bastante poco sensibles a las disminuciones de las tasas de interés y solo algo más sensibles a los aumentos de las tasas de interés”.*

Asimismo, Krugman (2018) llega a una conclusión similar:

*“Es un pequeño y sucio secreto del análisis monetario que los cambios en las tasas de interés afectan a la economía principalmente a través de su efecto en el mercado inmobiliario y el valor internacional del dólar (que a su vez afecta la competitividad de los productos estadounidenses en los mercados mundiales). Cualquier efecto directo en la inversión privada es tan pequeño que es difícil incluso verlo en los datos. Lo que impulsa dicha inversión son, en cambio, las percepciones sobre la demanda del mercado”.*

En cuanto a la curva de Phillips, el consenso general parecería ser ahora que su relación se ha roto empíricamente en las últimas tres décadas. Según Borio (2017, p. 2): *“la respuesta de la inflación a una medida de la ‘holgura’ del mercado laboral ha tendido a declinar y a ser estadísticamente no diferente de cero. En otras palabras, la inflación ya no parece responder suficientemente a la rigidez de los mercados laborales”*. Por su parte, Solow (2018, p. 423) llegó a una conclusión similar y argumenta que *“la pendiente de la curva de Phillips en sí se ha vuelto más plana, desde la década de 1980, y ahora es bastante pequeña... no existe una tasa natural de desempleo bien definida, ni estadística ni conceptualmente”*.

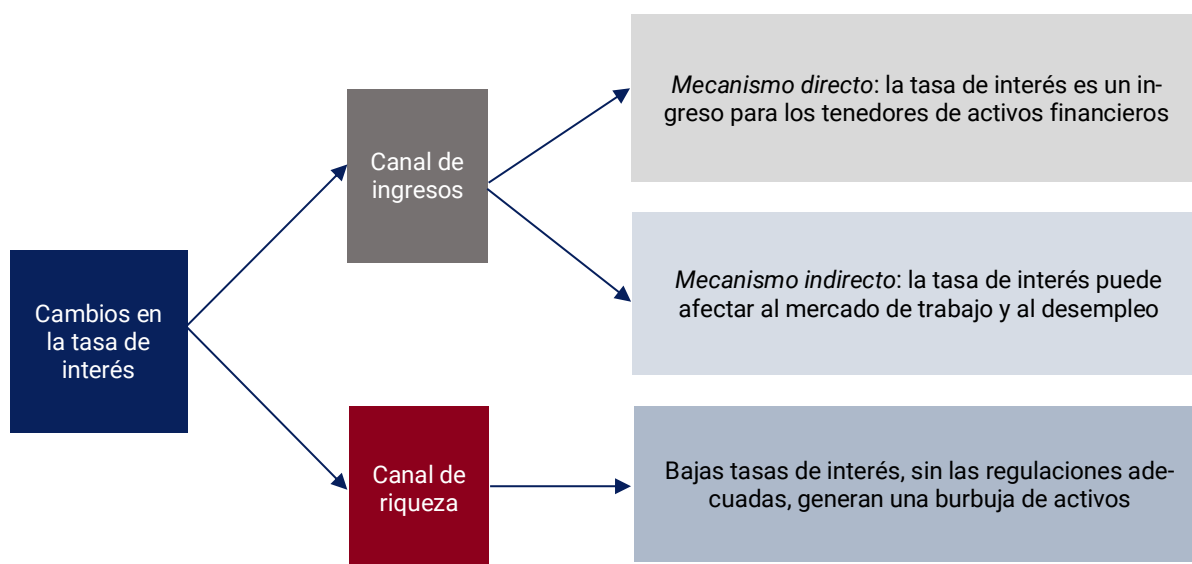
La conclusión que podemos extraer es que el modelo convencional que se basa tanto en una relación IS robusta como en una curva de Phillips se ha roto, primero teóricamente y ahora, de una manera concluyente, empíricamente. Esto tiene implicancias importantes para la teoría monetaria convencional. De hecho, según Davies (2017): “Sin la curva de Phillips, toda la complicada parafernalia que sustenta la política del banco central, de repente, parece ser muy inestable. Por esta razón, la curva de Phillips no será abandonada a la ligera por los hacedores de política”.

El resultado es que esta creencia equivocada en los mecanismos de transmisión tradicionales, o lo que Rochon (2017) ha llamado la “Búsqueda del Santo Grial”, ha convertido una política monetaria de “sintonía fina” en un instrumento de política contundente. Una política de MI lleva a los bancos centrales a adoptar una serie de aumentos crecientes en las tasas de interés hasta que finalmente la economía colapsa. Al final, surgen una serie de preguntas: 1) ¿Qué tan efectiva es la política monetaria para regular la actividad económica y la inflación?; 2) ¿Existe otra forma en la que los cambios en la tasa de interés puedan afectar a la actividad económica?; 3) ¿Cuál es, entonces, la verdadera naturaleza de una política de MI? A estas preguntas nos referiremos en las siguientes secciones.

### 3. El canal de distribución del ingreso

Como hemos discutido anteriormente, el éxito de la política monetaria es limitado. En esta sección y en las siguientes trataremos la naturaleza de la política monetaria, o más bien, la naturaleza dual de las tasas de interés, y cómo los cambios en ellas afectan a la distribución del ingreso y de la riqueza entre las distintas clases sociales. Deseamos argumentar que este mecanismo de distribución del ingreso/riqueza es un canal importante a través del cual la política monetaria afecta a la actividad económica. Hay dos formas en que la política monetaria puede afectar la distribución del ingreso y de la riqueza: (i) a través del canal del ingreso; y (ii) a través del canal de la riqueza. Estos se muestran en el Gráfico 2 a continuación.

**Gráfico 2. El canal de distribución del ingreso de la política monetaria**



Fuente: Elaboración propia.

El canal del ingreso se puede dividir en un canal directo y uno indirecto. El canal directo comienza con la noción de que las tasas de interés no deben considerarse simplemente como un costo de endeudamiento, sino que también son un ingreso para quienes poseen activos que devengan intereses. Podemos llamarlos receptores de ingresos por inversiones o rentistas: individuos cuyos ingresos no se derivan del trabajo, sino simplemente de poseer diferentes clases de activos financieros, como bonos del gobierno y de empresas. Es cierto que algunos individuos pueden estar recibiendo tanto un ingreso laboral como un ingreso por inversiones, ya sea directamente o mediante contribuciones acumuladas a un fondo de pensiones. Sin embargo, dada la tasa de ahorro actual de la mayoría de los hogares en Norte América, solo aquellos en el quintil más alto de los grupos de ingresos pueden realmente ahorrar y vivir suficientemente bien con esos ahorros acumulados. Además, fuera del sector sindicalizado, la mayoría de las personas mayores en las economías desarrolladas deben depender principalmente de transferencias gubernamentales directas, o subsidios, en forma de Programas de Seguro para la Vejez que no dependen de la política de tasas de interés.

Ante este hecho, los cambios en la tasa de interés afectan directamente la distribución del ingreso. De hecho, la tasa de interés no es tanto una variable que equilibra el ahorro y la inversión, sino más bien una variable que afecta la distribución del ingreso: cuanto mayor es la tasa de interés, mayor es el ingreso por la tenencia de estos activos financieros, ya que todo el espectro de retornos tiende a seguir los cambios en la tasa de interés controlada por el banco central. Por lo tanto, los tenedores de activos financieros de los quintiles superiores de la escala de ingresos se benefician de tasas de interés más altas y, como tales, de políticas que se basan en elevar las tasas de interés cuando aumenta la inflación.

Por otro lado, la política es perjudicial para aquellos individuos en el extremo inferior de la escala de ingresos, que constituyen los más endeudados como proporción de sus ingresos. Esto sugiere que las políticas de metas de inflación que han sido adoptadas por los bancos centrales desde principios de la década de 1990 benefician a los tenedores de activos financieros cuando los bancos centrales aumentan las tasas de interés, pero son perjudiciales para estos rentistas cuando las tasas de interés bajan. Smithin (1996) llamó a los muchos años de austeridad monetaria, especialmente durante las dos últimas décadas del siglo pasado, “la venganza de los rentistas”, precisamente porque los bancos centrales fueron “muy amables” con los tenedores de activos financieros. Como se analiza con más detalle a continuación, a lo largo de esa era, a favor de los rentistas, las tasas de interés aumentaron más rápidamente que la tasa de inflación, y se produjo una reversión solo después de la Crisis Financiera Global de 2007-2008.

Basándose en este enfoque, Lavoie y Seccareccia (1988, 1999, 2016 y 2019) han intentado cuantificar este canal, desarrollando lo que han llamado el Índice de Pasinetti, que mide precisamente cómo la distribución del ingreso se ve afectada por la política monetaria, dándole paso a Rochon (2021) para sugerir que existe un sesgo de clase inherente dentro de la política monetaria. Por su parte, Seccareccia (2017) se preguntó: “¿A qué intereses creados realmente sirven los bancos centrales?”. Esto está en línea con el trabajo de Dietsch, Claveau y Fontan (2018), quienes se preguntaron si “los bancos centrales sirven a la gente”.

El canal indirecto, en cambio, está relacionado con lo discutido anteriormente: los cambios en la tasa de interés pueden afectar los ingresos, pero a través de su impacto en los mercados laborales. Al llevar a cabo su estrategia de metas de inflación, los bancos centrales aumentarán la tasa de interés que, si se mantiene el tiempo suficiente, puede tener efectos sobre los mercados laborales, el desempleo y, por lo tanto, los ingresos de los trabajadores. Por ejemplo, a medida que la tasa de interés cae significativamente en una recesión, esto eventualmente puede alentar la contratación de trabajadores, generando una caída en el desempleo y, por lo tanto, posiblemente un aumento en los salarios totales, sin mencionar que a medida que el desempleo cae, los trabajadores también pueden exigir salarios más altos fortaleciendo su posición negociadora. Los aumentos de las tasas de interés tendrán los efectos opuestos. Sin embargo, como se discutió anteriormente, la importancia de este efecto ha disminuido en las últimas décadas y, por lo tanto, a menos que estos cambios en las tasas de interés sean muy importantes, como fue el caso en la década de 1980 en Canadá, el impacto en la tasa de inflación debería ser débil, a pesar de su impacto sobre el desempleo.

En cuanto al canal de la riqueza, considérese, por ejemplo, los casos en los que las tasas de interés disminuyen, como después de la Crisis Financiera Global, o durante la crisis del COVID-19, con el objetivo de apoyar la actividad económica y niveles de empleo. De hecho, como ya se señaló, ni las empresas ni los hogares serán inducidos a aumentar su endeudamiento con el sector bancario si temen no poder honrar su deuda (y los intereses correspondientes) al momento de su vencimiento. Más bien, esta reducción de las tasas de interés estimulará las transacciones financieras, lo que generará una burbuja en los precios de los activos que se verá reforzada por el llamado “efecto riqueza”, que consiste en sentirse más rico cuando los activos cotizan más alto en el mercado.

Estos canales no son nuevos, ni siquiera para la teoría post-Keynesiana, como los discutió Niggle (1989) hace más de tres décadas:

*“Los procesos que conectan la política monetaria con los cambios en la distribución del ingreso personal a través del mecanismo de transmisión del nivel de las tasas de interés son complejos, con al menos tres secuencias causales en funcionamiento: 1) los cambios en las tasas de interés pueden afectar la distribución funcional del ingreso y, por lo tanto, la distribución personal; 2) los cambios en las tasas de interés cambian los valores de mercado de los activos financieros, lo que afecta las ganancias o pérdidas de capital; 3) las tasas de interés influyen en la inversión, la demanda agregada, el empleo y los ingresos” (Niggle, 1989, págs. 818-9).*

Dada la discusión anterior, las políticas de MI que obligan a los bancos centrales a aumentar las tasas de interés tienen importantes efectos distributivos. En la siguiente sección, desarrollamos estos argumentos y damos un paso más: sostenemos que la política monetaria debe verse como una política de ingresos.

#### **4. Entendiendo la verdadera naturaleza de las políticas de metas de inflación**

Como ávidos lectores de las declaraciones e informes de los bancos centrales, desde que estas instituciones en los países industrializados comenzaron a favorecer la primacía de la lucha contra

la inflación sobre todos los demás objetivos a fines de la década de 1970, encontramos que sus funcionarios, tanto en Canadá como en otros países, continúan repitiendo un mantra que se sienten obligados a expresar en casi todos sus discursos, es decir, que la estabilidad de precios (en forma de inflación baja, constante y predecible) maximiza el bienestar social a través de un aumento en el nivel de vida y en la productividad dentro de una economía. Para justificar la política de metas de inflación en Canadá, por ejemplo, esta afirmación sobre los principales beneficios para el bienestar de la estabilidad de precios se repitió aún más intensamente justo antes y durante el período estricto de MI desde 1991 y durante la década de 2000, antes de la CFG (para más detalles, véanse Seccareccia y Lavoie, 1996; y Lavoie y Seccareccia, 2021). Por lo tanto, combatir la inflación generaría beneficios potenciales en el bienestar que mejorarían la situación de “todos”.

La corriente principal no solo enfatiza estas supuestas ganancias de bienestar que abarcan a la sociedad en su conjunto, independientemente de las distintas categorías de ingreso; estos economistas también señalan, con frecuencia, razones relacionadas con los efectos distorsivos e inaceptables en la redistribución de la riqueza que resultan de la inflación, en su defensa de una política de inflación baja y predecible, especialmente para la estabilidad social. Como es bien sabido, más allá de las grandes pérdidas de bienestar debidas a los efectos distorsivos y a las ineficiencias que supuestamente puede generar la inflación, la posición de la corriente dominante para apoyar el combate contra la inflación se justifica sobre la base de argumentos que tienen que ver con el impacto inequitativo en la redistribución de la riqueza que tiene la inflación sorpresiva, así como a través de los efectos disruptivos de retroalimentación de la inflación doméstica sobre la economía doméstica generados a través de los mercados de divisas, dependiendo de si un país se encuentra en un régimen de tipo de cambio fijo o flotante.

Estos argumentos en apoyo de las políticas de MI se mencionan constantemente en la vasta literatura de la corriente dominante, por lo que no la trabajaremos en este documento. Sin embargo, con respecto a las ganancias/pérdidas de bienestar, se suele hacer la afirmación de una relación negativa significativa entre la inflación y el crecimiento de la productividad, a pesar de la falta de evidencia sólida, excepto quizás en un entorno de hiperinflación.

Dado que la evidencia no respalda demasiado estos fuertes efectos sobre el bienestar, ¿no debería esto llevar a los bancos centrales a cuestionar su creencia a la Hayek de que combatir la inflación por encima de todos los demás objetivos, supuestamente eliminará las ineficiencias que distorsionan los precios y garantizará ganancias significativas en el bienestar social, asegurando que todos supuestamente se encuentren mejor?

Independientemente de estas amplias consecuencias, cuestionables en términos de efectos negativos en la productividad, claramente hay ganadores y perdedores reconocidos por los economistas convencionales y los bancos centrales como resultado de los efectos redistributivos de la inflación, ya que se nos dice repetidamente que esta última perjudica a los acreedores y favorece a los deudores.

Sin embargo, si bien existe una amplia literatura sobre los efectos de la inflación en la distribución de la riqueza y de las deudas, hay muy poco análisis del efecto de la política monetaria en la distribución del ingreso, como se discutió anteriormente, aunque el tema está recibiendo mayor atención. De hecho, si bien existe preocupación acerca de los efectos de la inflación sobre la redistribución de la riqueza, históricamente la corriente principal no ha mostrado preocupación real por los efectos sobre la distribución del ingreso de la política monetaria adoptada para combatir la inflación durante procesos de ajuste. Esto puede verse en el caso de la prolongada fase de “transición” de tasas de interés altas que se requería para pasar de un entorno de inflación más alta a uno de inflación más baja, como se observó a nivel internacional desde mediados de la década de 1970 hasta principios del siglo XXI antes de la CFG, y que puede tener efectos devastadores en el crecimiento de largo plazo, en el desempleo de largo plazo y también sobre la evolución de la distribución de la riqueza en el largo plazo. Además, tradicionalmente, existe un reconocimiento abrumador por parte de la corriente principal de cómo los cambios en las tasas de interés pueden afectar a los tenedores de riqueza a través de ajustes en los precios de los activos. Sin embargo, hasta hace muy poco, la literatura dominante ha sido insoportablemente silenciosa sobre cómo la política antiinflacionaria de tasas de interés impacta en la distribución del ingreso.

De hecho, lo que claramente la corriente principal no reconoce, ni quiere reconocer, es que una política antiinflacionaria, independientemente de si es una política de MI o no, es en esencia una “política de ingresos”, como se entendió históricamente durante principios de la era posterior a la Segunda Guerra Mundial, cuando tales políticas estaban más de moda para abordar los problemas de inflación en los países industrializados occidentales. Ciertamente, su falta de reconocimiento no se debe a la escasez de ejemplos históricos dado que, por el contrario, abundan en la literatura histórica sobre políticas de ingresos adoptadas para controlar la inflación. Por ejemplo, se puede mencionar la política de ingresos de “solidaridad salarial” negociada socialmente a principios del período posterior a la Segunda Guerra Mundial, que se persiguió para lograr una cierta inflación salarial, considerada esencial para lograr tasas de inflación compatibles con ciertos niveles deseados de competitividad de costos en los países escandinavos. Estas políticas “solidarias” de base más social eran negociadas e instituidas por los sindicatos y las asociaciones de empleadores a nivel nacional, pero también había otros tipos de políticas de ingresos menos “cooperativas” promulgadas “desde arriba” por las autoridades políticas a nivel nacional: políticas de ingreso voluntarias y obligatorias que fueron especialmente populares durante las décadas de 1960 y 1970 en países como Gran Bretaña, Canadá y Estados Unidos. Algunos ejemplos son: (1) los indicadores de Kennedy-Johnson de 1962 a 1966 en Estados Unidos; (2) la Comisión Británica de Precios e Ingresos de 1965 a 1970 en el Reino Unido; y (3) la Comisión de Precios e Ingresos de 1968 a 1972 en Canadá. Estas guías voluntarias fueron luego seguidas por políticas de ingresos obligatorias como, por ejemplo, bajo la administración de Nixon en Estados Unidos a principios de la década de 1970 y por el Comité Federal Anti-Inflación (AIB) en Canadá de 1975 a 1978.

De manera bastante categórica puede afirmarse que una política antiinflacionaria aplicada por los bancos centrales es una política de ingresos “bona fide”. De hecho, contrariamente a la vieja creencia monetarista de que se puede regular la oferta monetaria simplemente desde un “helicóptero”

para controlar la inflación y lograr un objetivo específico de inflación, actualmente, y fundamentalmente, los economistas Neo-Keynesianos/Neo-Wicksellianos y los bancos centrales entienden que para efectuar cambios en la tasa de inflación se debe establecer una tasa de interés discrecionalmente, de tipo regla de Taylor. Esto se hace a través del control de la tasa de interés a un día, que luego impacta en una amplia gama de tasas de interés de la economía, que se transforman en costos para los tomadores de préstamos y en ingresos para los prestamistas. El reconocimiento de este aspecto elemental “bilateral” de las tasas de interés es fundamental para comprender la verdadera naturaleza de la política de MI.

La política monetaria, específicamente cuando se lleva a cabo dentro de los regímenes de MI, debe entenderse como una política de “ingresos” debido a los impactos tanto directos como indirectos de los cambios en la tasa de interés sobre los ingresos de ciertos grupos sociales. El primer efecto (“directo”) es evidente por sí mismo y tautológico, como se discutió en la sección anterior, y se ilustra en el Gráfico 1. A continuación, se desarrolla esta relación.

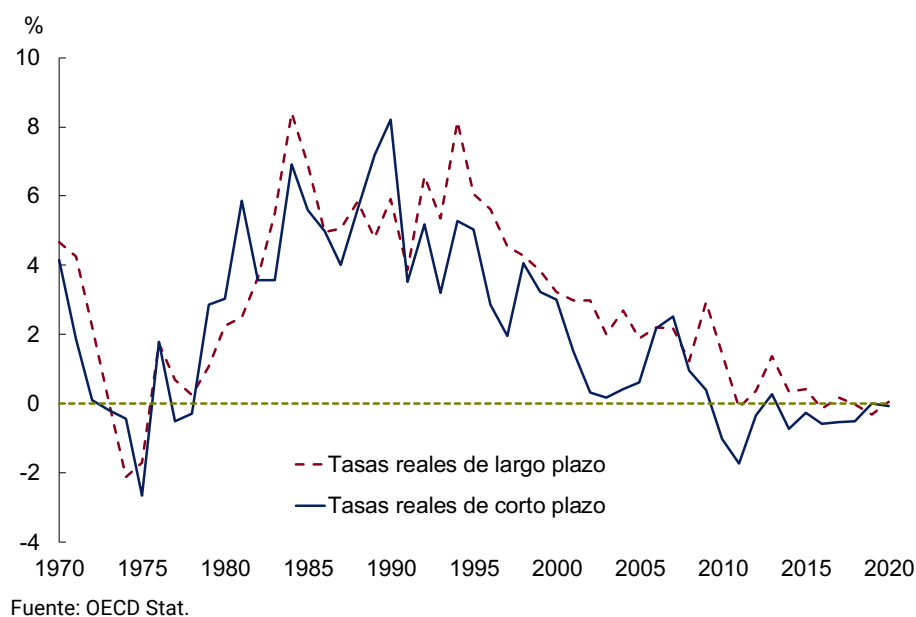
Una política de lucha contra la inflación que sigue alguna función de reacción de tipo regla de Taylor, de elevar las tasas de interés administradas por el banco central, debe eventualmente impactar en los ingresos de los tenedores de activos financieros o rentistas. Estos podrían ser los hogares relativamente ricos que poseen elevados ahorros acumulados. Pero también podrían ser los grupos de trabajadores más organizados y de altos ingresos (y sus administradores de activos) que participan en planes privados de pensiones para asegurar una jubilación más holgada en su vejez.

Podemos considerar diferentes medidas para observar los efectos directos de la política monetaria sobre el ingreso de los rentistas. Se puede observar, por ejemplo, (1) la evolución de las tasas de interés reales de corto y largo plazo ( $i-\pi$ ), es decir, la tasa de interés nominal ( $i$ ) menos la tasa de inflación del IPC ( $\pi$ ); (2) la medida tradicional de Pasinetti ( $i-\pi-\rho$ ), como se mencionó anteriormente, que a menudo se ha estudiado para capturar la evolución de la participación de la renta financiera (que es algo análogo a tratar de calcular la participación del salario, es decir, la diferencia entre el crecimiento del salario real ( $\omega$ ) y el crecimiento promedio de la productividad del trabajo ( $\rho$ )); o (3) un índice de Pasinetti modificado ( $i-\pi-\omega$ ) que mide la evolución del ingreso del rentista en unidades de salario *à la* Smith-Keynes, que en realidad era la preocupación de Pasinetti (1981) (para más detalles, véanse especialmente Seccareccia y Lavoie, 2016; y Lavoie y Seccareccia, 2019). Sin embargo, estas medidas son indicadores muy simples de cómo la política monetaria impacta en los ingresos de los rentistas en comparación con los ingresos de los no rentistas. Una serie de tasas de interés es bastante fácil de conseguir incluso para períodos históricos relativamente largos en comparación con la obtención de estimaciones directas de los ingresos de los rentistas. Pero, aunque se pudiese obtener una aproximación directa de la participación de los rentistas a partir de las cuentas nacionales, en realidad podría ser problemático, ya que, por ejemplo, los intereses de la deuda pública se excluyen en la medición del PIB, mientras que nuestras medidas pueden representar gráficamente con facilidad todos estos indicadores de transferencias de ingresos por intereses al sector rentista desde el resto de la economía.



Consideremos algunas series para comprender la amplia magnitud de la redistribución en favor de los ingresos de los rentistas desde finales de la década de 1970 hasta principios de la década de 2000, cuando los bancos centrales, tanto en Canadá como en otros países, primero se concentraron en la lucha contra la inflación por sobre todos los objetivos posibles y luego comenzaron a tomar distancia lentamente mediante la adopción de regímenes de MI más “flexibles”, justo antes de la CFG. La primera de estas series de tiempo, que se muestra en el Gráfico 3 a continuación, es una simple relación *ex post* de tipo Fisher que muestra las tasas de interés de corto y largo plazo de Canadá ajustadas por la inflación del IPC, y que resaltan la importancia de este aumento de los ingresos de los rentistas en la era posterior a la década de 1970.

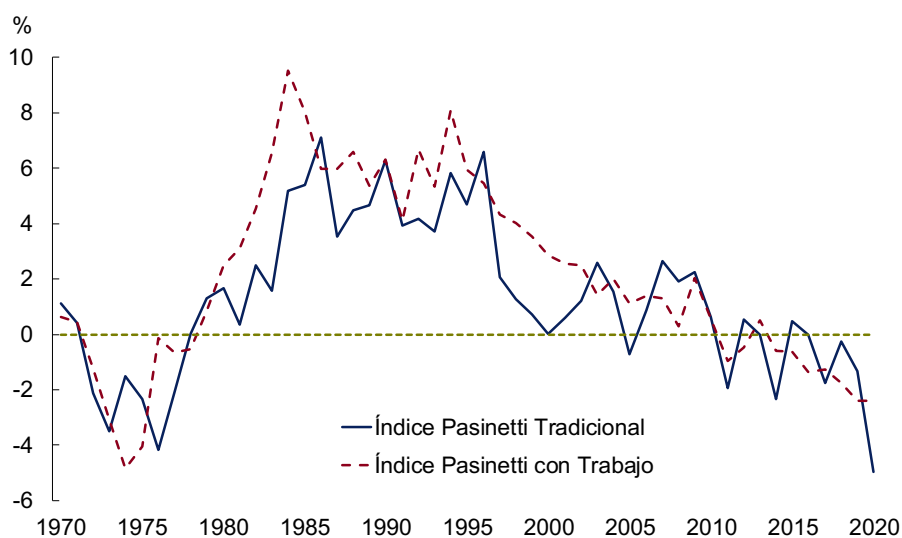
**Gráfico 3 | Tasas de interés reales de corto y largo plazo, Canadá, promedios anuales, 1970-2020**



A partir de esta evidencia para Canadá, la transferencia masiva de ingresos, que se produjo principalmente durante las décadas de 1980 y 1990, se hizo en nombre de la protección de los hogares canadienses, especialmente con personas de ingresos fijos, contra el flagelo de la inflación. Pero, en cambio, el efecto resultó ser bastante diferente, ya que los beneficiarios reales de la enorme transferencia de ingresos fueron tanto las instituciones financieras como los ricos que cobran intereses, dado que fueron excesivamente compensados cuando se considera, por ejemplo, la evolución de los retornos reales por intereses de los activos financieros gubernamentales libres de riesgo que reflejan el elevado nivel de deuda pública de esa época.

En algunos escritos anteriores que se remontan a la década de 1980, uno de nosotros había examinado otro indicador útil de estas transferencias de ingresos basado en las medidas de Pasinetti antes mencionadas. En el Gráfico 4 tenemos la medida tradicional en términos de la diferencia entre una tasa de interés real de largo plazo y el crecimiento de la productividad empresarial agregada ( $i-\pi-\rho$ ), así como un indicador de Pasinetti en términos de unidades de salario ( $i-\pi-\omega$ ), con la única serie de crecimiento de los salarios reales disponible para las remuneraciones del sector manufacturero desde la década de 1970, que requiere cierta suavización con un filtro HP debido a las amplias fluctuaciones experimentadas desde entonces. Sin embargo, como puede verse en el Gráfico 4, independientemente de cuál de estos dos indicadores de Pasinetti se mire, se observa la misma imagen de una transferencia masiva antes de la CFG y de una fuerte reversión después de entonces, cuando se utiliza como medida la diferencia entre las tasas de interés reales a largo plazo y el crecimiento de la productividad laboral promedio agregada, o un indicador del crecimiento del salario real promedio suavizado para la industria manufacturera canadiense. Podemos ver cómo la serie del indicador modificado de Pasinetti generalmente superó la medida tradicional desde principios de la década de 1980 hasta principios de la década de 2000, ya que el crecimiento de la productividad superó persistentemente el crecimiento de los salarios reales hasta que comenzaron a alinearse durante y después de la CFG.

**Gráfico 4 | Evolución de medidas alternativas del índice de Pasinetti, Canadá, 1970-2020**



Fuente: Statistics Canada, CANSIM Series V1409153, v720290, CANSIM Table 282-0072; también contenido archivado en <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/en/tv.action?pid=1410023701>; y OECD.Stat.

Además del obvio efecto directo de la política monetaria sobre el ingreso de los rentistas que acabamos de describir, existe una implicancia indirecta en el mercado de trabajo aún más perjudicial para una economía que se enfrenta a tasas de interés reales elevadas. Una política monetaria restrictiva que eleva las tasas de interés para combatir la inflación, en última instancia, se enfoca en restringir el crecimiento de los salarios, que es clave para controlar la inflación dentro de la lógica tradicional de la curva de Phillips. Como se discutió en Seccareccia y Lavoie (2010), Seccareccia y

Kahn (2019) y Lavoie y Seccareccia (2021), se podría inferir que dicha política de MI es una forma bastante perversa de política de ingresos que difícilmente se justificaría en términos de equidad, ya que el banco central debe primero aumentar los ingresos de un grupo, los rentistas, para restringir el crecimiento de otro grupo social, los asalariados. Por lo tanto, debido a su naturaleza contradictoria, una política monetaria adoptada por los bancos centrales que se preocupa únicamente por combatir la inflación no puede dejar de tener un sesgo permanente contra el crecimiento de los salarios. Desde este punto de vista, es difícil no concluir que la política de MI es una política de ingresos inequitativa porque, fundamentalmente, está sesgada en contra de los asalariados.

Este sesgo particular surge por dos razones. En primer lugar, en la medida en que persista durante décadas una política de altas tasas reales de interés que favorece a los rentistas, como la aplicada durante las dos últimas décadas del siglo pasado antes de la CFG, se generará una reducción en la tasa de crecimiento de largo plazo y un aumento en la tasa de desempleo de largo plazo debido a los efectos obvios de histéresis que también eventualmente impactarán negativamente en el producto “potencial” de largo plazo, ya que este último es endógeno al crecimiento de la demanda agregada (ver, por ejemplo, Fontanari, Palumbo y Salvatori, 2019). De hecho, este fue el caso de Canadá en la era anterior a la CFG, que a menudo se describe en los Estados Unidos como el período de la “Gran Moderación”, ya que la economía atravesó un período de desinflación significativa. Por lo tanto, la política antiinflacionaria, tal como se aplicó, a veces se ha descrito como una política de ingresos del “miedo” porque, mediante el uso del instrumento contundente de las altas tasas de interés reales, la economía puede desacelerarse lo suficiente como para aumentar el desempleo de largo plazo y frenar la inflación salarial.

En realidad, una vez que ese instrumento contundente de la política del banco central desencadenó recesiones como, por ejemplo, el famoso *shock* de Volcker de principios de la década de 1980 (que fue también aplicado en Canadá con tasas de interés fijadas en niveles estratosféricos y luego, a principios de la década de 1990, implementado nuevamente por una política similar de altas tasas de interés adoptada por el Banco de Canadá), no había más necesidad de recesiones generadas por el banco central. Esto fue así, no solo porque el comienzo del siglo XXI ha proporcionado al mundo dos profundas recesiones que resultaron de otras fuerzas que operan en la economía mundial más allá de las estrictas recesiones generadas por las políticas de los bancos centrales y también por el accionar de China en el comercio mundial, que reforzó el proceso de desinflación en la economía mundial, sino también porque los cambios institucionales desencadenados por la política de MI en el mercado laboral generaron efectos similares a los que se producirían con la adopción de una política de ingresos voluntaria que introduzca normas o pautas en el proceso de determinación de los salarios.

Desde la adopción de la política de MI en las últimas décadas, los bancos centrales han hablado mucho sobre el anclaje de las expectativas de inflación. La estrategia de comunicación del Banco de Canadá ha sido implacable y sofisticada para dar forma a las expectativas de inflación a través de una estrategia de *marketing* de credibilidad para influir en el proceso de negociación en el mercado laboral. El ancla de inflación del 2%, que se repite con tanta frecuencia en la estrategia de comunicación del Banco para convertirla en una meta creíble, ha adquirido el papel de guía en el

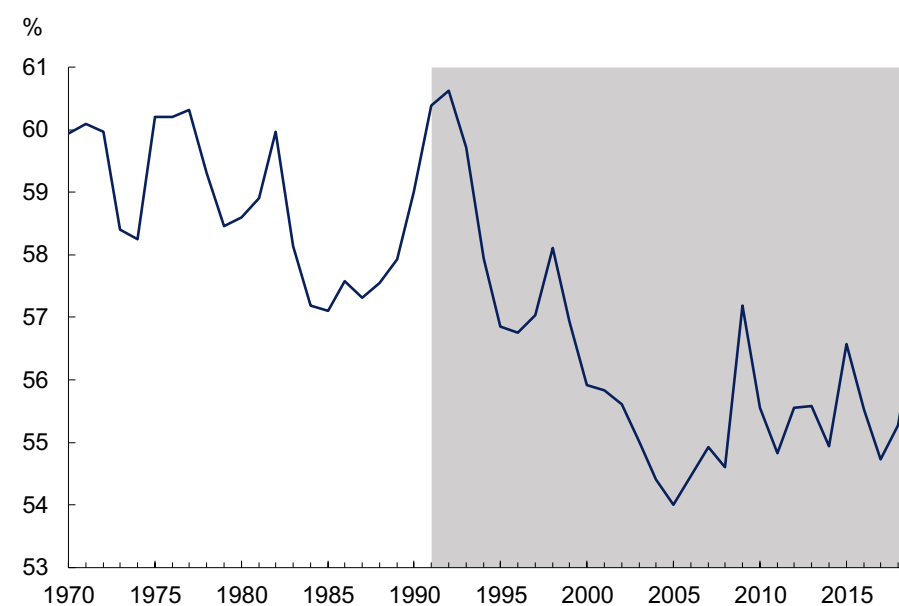
mercado laboral canadiense cuando, por ejemplo, los trabajadores formulan demandas salariales. De hecho, existe un grado increíblemente alto de similitud entre la práctica actual de anclar las expectativas de inflación y los antiguos lineamientos de las políticas de ingresos de la temprana posguerra en Europa Occidental y América del Norte, donde los gobiernos comunicaban un objetivo para anclar los precios y el crecimiento de los ingresos. Sin embargo, a diferencia de esos lineamientos que se justificaban principalmente por motivos de distribución del ingreso y de equidad, en los que la meta de crecimiento salarial generalmente estaba vinculada a la evolución del crecimiento de la productividad laboral de largo plazo para preservar la participación de los factores a largo plazo, la meta de inflación del 2% resulta ser bastante arbitraria. Debido a que la política de MI no está correctamente anclada para lograr la neutralidad distributiva, genera un sesgo distributivo a largo plazo en contra de los ingresos laborales.

En los países industrializados, los bancos centrales han tenido mucho éxito durante las últimas tres décadas en alinear el comportamiento salarial con sus metas o normas de inflación preestablecidas. Sin embargo, independientemente del éxito de su estrategia para dar forma e incorporar su meta de inflación del 2% en las demandas salariales, tanto de los empleadores como de los trabajadores, al negociar un acuerdo colectivo, nosotros argumentamos que esto también es una medida del fracaso de la política del banco central cuando se enfrenta a sus consecuencias de largo plazo en la distribución del ingreso. La verdadera prueba de fuego consiste en considerar qué sucedió realmente con la participación del ingreso laboral en el PIB durante la era de MI. Como se muestra en el Gráfico 5, observamos que después de haber bajado inicialmente desde el pico inicial del período antiinflacionario de fines de la década de 1970 y principios de la de 1980, la participación de la mano de obra aumentó lentamente a fines de la década de 1980 para luego descender vertiginosamente casi inmediatamente después de la adopción de la política de MI en Canadá en 1991. Además, la participación de la mano de obra nunca volvió a aumentar después de la CFG, casi en el estilo de lo que podemos describir apropiadamente como un efecto “ratchet” en la distribución del ingreso o un efecto “histéresis” escalonado de largo plazo en la evolución de la participación del trabajo. Por esta razón, y contrariamente al pensamiento de algunos economistas de la corriente principal que finalmente reconocen que la política monetaria puede tener algunos efectos negativos en la distribución del ingreso de corto plazo, pero que siguen sosteniendo que nunca puede haber consecuencias a “largo plazo” (Carstens, 2021), el Gráfico 5 da fe de lo contrario en el caso de Canadá.

El impacto de largo plazo de la adopción de un régimen de MI sobre la participación de la mano de obra parece obvio si se considera que 30 años (sombreado en el Gráfico 5) es un período suficientemente largo para evaluar los daños. La única razón por la que la participación de la mano de obra se ha estabilizado un poco después de la CFG es porque las tasas de crecimiento de la productividad han sido tan bajas hasta antes de la crisis del COVID-19 en 2020 que solo han superado una vez la tasa de crecimiento del 2% durante la década de 2009 a 2019. Al mismo tiempo, la tasa de inflación se ha estancado durante la mayor parte del período por debajo del 2% y más cerca del extremo inferior de la banda de inflación objetivo del 1% al 3%, lo que aumentó levemente y/o estabilizó la participación del trabajo durante la década de “entre crisis” de 2009-2019, como puede verse en el Gráfico 5. Sin embargo, aun en el mundo relativamente “estable” de la política de MI antes de la CFG, el efecto del anuncio de una meta del 2% aseguró una cierta estabilidad en las

demandas salariales y en el crecimiento de los salarios nominales en torno a esa meta, cuyo efecto condujo a una disminución de la participación de la mano de obra en el largo plazo hasta la crisis del COVID-19. Dicha política garantizaría salarios reales relativamente estables en Canadá durante tiempos normales, pero también es una garantía de que los aumentos de los salarios reales nunca podrán alcanzar significativamente el crecimiento de la productividad que, durante la última década de tasas de interés reales persistentemente negativas, ha implicado una participación creciente de los beneficios. La pregunta que surge ahora es: ¿cómo debe implementarse la política monetaria para que la política distributiva del banco central esté menos sesgada en contra del trabajo en el incierto futuro de la post crisis?

**Gráfico 5 | Evolución de la participación salarial en Canadá, observaciones anuales, 1970-2019**



Fuente: AMECO Database, series ALCD2.

## 5. Si se abandonara la política de MI, ¿cuál debería ser el papel de la política monetaria en el mundo post COVID-19?

El compromiso primordial de los bancos centrales de luchar contra la inflación por encima de todos los demás objetivos posibles, como podría ser lograr el pleno empleo, se ha convertido en un factor desestabilizante para la evolución de la distribución del ingreso, lo que creemos que ha contribuido al debilitamiento de la participación del trabajo en el ingreso nacional en el largo plazo. Si bien otras fuerzas de la economía mundial, como el sesgo del cambio tecnológico hacia el trabajo calificado y las implicancias de la globalización desenfrenada, ciertamente han sido factores importantes históricamente para reducir la participación del trabajo, la política monetaria implementada por lo que irónicamente es una institución estatal *de facto* ha llevado a agravar aún más estas

tendencias de largo plazo hacia una creciente desigualdad. La política monetaria requiere una reforma importante que debe alejar a los bancos centrales de su preocupación casi exclusiva de combatir la inflación.

Cambiar el nombre a MI “flexible” o simplemente hablar de su preocupación por la distribución del ingreso desde la CFG, como hemos visto cada vez más durante la última década, no es suficiente. Esto es especialmente cierto si los banqueros centrales continúan sosteniendo la opinión de que no hay efectos de largo plazo de la política monetaria en la distribución del ingreso, que es solo otra forma de reafirmar la vieja y desacreditada creencia ortodoxa en la “neutralidad” de largo plazo de la política monetaria, como se discutió anteriormente, ya que deja libre a los bancos centrales y continúa permitiéndoles defender la visión establecida de que, a largo plazo, todo lo que pueden hacer los bancos centrales es controlar la inflación.

Debido a esto, hemos visto algunos cambios de política lentos y paulatinos, pero no por eso menos importantes, especialmente a medida que más gobiernos reconocen el valor de los mandatos de objetivos múltiples para los bancos centrales y abandonan el enfoque exclusivo de lograr una meta de inflación del 2%, al incluir también algún objetivo relacionado con el empleo. Una meta de “máximo” o de pleno empleo para la política monetaria puede potencialmente revertir la consecuencia negativa del objetivo único de la política de MI sobre la distribución del ingreso, al fortalecer la posición de negociación en el largo plazo de los trabajadores y lograr que el crecimiento de los salarios reales se pueda alinear más estrechamente con el crecimiento de la productividad que, como hemos argumentado, fue el fracaso crónico de los regímenes de MI de Canadá durante el período estricto de MI antes de la CFG. En este caso, un mandato de dos o múltiples objetivos liberaría a los bancos centrales de poner un límite permanente a la inflación por encima del 2% y de mantener a la economía crónicamente por debajo del pleno empleo.

Sin embargo, además de un mandato dual, existen reglas alternativas de fijación de tasas de interés que se han propuesto como opciones que abordarían los efectos perversos sobre la distribución del ingreso de la política de MI. A diferencia del mandato de pleno empleo que se centra en aumentar la estrechez del mercado laboral, estas otras opciones abordan directamente el problema de la distribución del ingreso entre los ingresos de los rentistas y los no rentistas. Hacer esto eliminaría por completo la capacidad de un banco central de adoptar una política de tasas de interés discrecional y, en cambio, se pondría a esta última en piloto automático.

Como hemos revisado con mayor detalle en otros trabajos (ver Rochon y Setterfield, 2008; y Lavoie y Seccareccia, 2019), ha habido al menos tres propuestas de este tipo, que establecerían las tasas de interés de acuerdo con alguna regla fija. La primera a veces se conoce como la regla de Kansas City, porque se asocia principalmente con los creadores de lo que se convirtió en la Teoría Monetaria Moderna (MMT), muchos de los cuales eran académicos reconocidos con sede originalmente en la Universidad de Missouri en Kansas City. La propuesta simplemente aconseja que la tasa de política administrada por el banco central, la tasa interbancaria (o la tasa a un día en Canadá), se fije nominalmente en cero, con otras tasas de activos financieros determinadas en base a la tasa cero del banco central. Se puede inferir que esto estabilizaría y mantendría los ingresos de los

rentistas a un nivel muy bajo, de modo que los frutos de la productividad se destinen principalmente a los ingresos no financieros. Lo que también dejaría en manos de la política fiscal, todo el trabajo de estabilizar el empleo agregado de la economía.

Una propuesta similar, aunque ligeramente diferente, es lo que a menudo se describe como la regla de Smithin. A diferencia de la propuesta de Kansas City de establecer en cero la tasa nominal a un día, la regla de Smithin fijaría la tasa de interés real en un nivel positivo, pero bajo, de forma permanente. Esto garantizaría que no se produjera ni la “eutanasia de los rentistas”, como en los últimos años, ni permitiría el aumento excesivo de los ingresos de los rentistas como se había producido durante las dos últimas décadas del siglo XX, hasta la CFG.

Una tercera propuesta, a la que a veces se hace referencia como la tasa de interés “justa”, que fue el resultado de un análisis propuesto originalmente por Luigi Pasinetti, se centra en el simple principio de equidad en el mantenimiento de una distribución de ingresos inalterada entre los que perciben ingresos por rentas financieras y los que no, especialmente en la preservación de activos financieros, como ocurre con el ahorro individual o los fondos de pensiones colectivos. Él creía que las tasas de interés deberían ser establecidas por el banco central de manera tal que el valor de los activos financieros permaneciera constante en términos de trabajo. Preservar el valor de estos activos en términos de trabajo significaría que la tasa de interés real debería ser igual al crecimiento de los salarios reales. Dado que los salarios reales se han mantenido relativamente estables durante las últimas cuatro décadas, una regla de tasa de interés “justa”, en el sentido de ser neutral en términos de distribución del ingreso y la riqueza, habría significado que el banco central lograra una tasa de interés real igual a cero para los activos relativamente libres de riesgo, como los bonos del gobierno de largo plazo (como sería a lo largo de la línea cero en el Gráfico 4).

Si bien todas estas propuestas tienen características interesantes que merecen una seria consideración, todas destacan el hecho de que, como institución pública, un banco central debería tener como preocupaciones algo más que la tasa de inflación. ¿No hay otros objetivos sociales que una institución pública tan importante también debería tener la obligación de abordar? En lugar de ver al desempleo y a una creciente distribución desigual del ingreso meramente como daños colaterales sin importancia en su búsqueda de un objetivo superior, su meta de inflación, una decreciente participación de la mano de obra en la distribución del ingreso también debería ser motivo de preocupación, al igual que una alta tasa de desempleo debería no ser vista simplemente como una consecuencia “natural” o necesaria de sus acciones. Después de tres décadas de MI y después de la CFG y, más recientemente, de la crisis de COVID-19, ha llegado el momento de un cambio de política que amplíe el propósito social de la banca central.

Debemos reconocer, por supuesto, que estas reglas operativas de interés “automáticas” serían difíciles de mantener frente a *shocks* internacionales, especialmente en una economía emergente como Argentina que, por ejemplo, enfrenta el “pecado original” de pagar los servicios de la deuda en una moneda distinta a la suya. Estas reglas serían difíciles de mantener en un entorno de este tipo, por lo que se necesitaría una política monetaria discrecional. En cierto modo, esta es la razón por la que estaríamos mucho más de acuerdo con un mandato de objetivos dobles/múltiples (ver

Lavoie y Seccareccia, 2021), como una segunda mejor solución, que permita una mayor flexibilidad en la elección de las opciones, sin dejar de estar comprometido con un alto nivel de empleo y una distribución de ingresos favorable a pesar de las presiones adversas del tipo de cambio. Es muy importante que el gobierno considere una batería de otras medidas con el fin último de afirmar lentamente un mayor grado de soberanía monetaria, porque, sin él, el banco central se verá limitado. En definitiva, se debe promover el uso de la propia moneda, incluyendo quizás la moneda digital del banco central, si eso facilitara y fortaleciera el uso de la moneda local, así como también adoptar políticas más clásicas en otras áreas de política, como la sustitución de importaciones, que sostendrían la demanda de moneda local, así como controles de capital. Sin un grado significativo de soberanía monetaria, los bancos centrales de las economías emergentes estarían condenados a adoptar posturas defensivas que frustrarían su capacidad para alcanzar los objetivos de pleno empleo, estabilidad de precios y una distribución más deseable del ingreso.



## Referencias

- Arestis, P. y M. Sawyer (2003): "Inflation Targeting: A critical appraisal", *Levy Economics Institute Working Paper*, N° 388.
- Borio, C. (2017): "Through the Looking Glass", *Bank for International Settlements*, OMFIF City Lecture (22 de septiembre); <https://www.bis.org/speeches/sp170922.pdf>.
- Carstens, A. (2021): "Central Banks and Inequality", *Bank for International Settlements*, pp. 1-12; <https://www.bis.org/speeches/sp210506.pdf>.
- Cynamon, B. Z., S. Fazzari y M. Setterfield (2013): *After the Great Recession: The Struggle for Economic Recovery and Growth*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Davies, G. (2017): "The (Non) Disappearing Phillips Curve: Why it matters", *Financial Times*, 22 de octubre; <https://www.ft.com/content/e1d27c20-b34d-339e-a15f-21f1b3d87857>.
- Dietsch, P., F. Claveau y C. Fontan (2018): *Do Central Banks Serve the People?* Cambridge, UK: Polity Press.
- Fontanari, C., A. Palumbo y C. Salvatori (2019): "Potential Output in Theory and Practice: A Revision and Update of Okun's Original Method", *Institute for New Economic Thinking*, Working Paper N° 93 (31 de marzo).
- Krugman, P. (2018): "Why Was Trump's Tax Cut a Fizzle", *New York Times*, (18 de noviembre); <https://www.nytimes.com/2018/11/15/opinion/tax-cut-fail-trump.html>.
- Lavoie, M. (2006): "A Post-Keynesian Amendment to the New Consensus on Monetary Policy", *Metroeconomica*, 57 (2), pp. 165-192.
- Lavoie, M. y M. Seccareccia (1988): "Money, Interest and Rentiers: The Twilight of Rentier Capitalism in Keynes's *General Theory*", en *Keynes and Public Policy After Fifty Years*, vol. 2, ed. por O. Hamouda y J.N. Smithin, Aldershot: Edward Elgar, pp. 145-58.
- Lavoie, M. y M. Seccareccia (1999): "Fair Interest Rates," *Encyclopedia of Political Economy*, vol. 1, ed. P.A. O'Hara (ed.): London: Routledge, pp. 543-45.
- Lavoie, M. y M. Seccareccia (2019): "Macroeconomics and Natural Rates: Some Reflections on Pasinetti's Fair Rate of Interest", *Bulletin of Political Economy*, 13 (2), pp. 139-165.
- Lavoie, M. y M. Seccareccia (2021): *Going Beyond the Inflation-Targeting Mantra: A Dual Mandate*, Max Bell School for Public Policy, McGill University (23 de abril), pp. 5-40.
- Niggle, C. (1989): "Monetary Policy and Changes in Income Distribution", *Journal of Economic Issues*, 23 (3), septiembre, pp. 809-822.

Pasinetti, L. L. (1981): *Structural Change and Economic Growth*, Cambridge: Cambridge University Press.

Ortlieb, P. (2020): "The Second Wave of Central Bank Policy Innovation", *Official Monetary and Financial Institutions Forum*, <https://www.omfif.org/2020/11/the-second-wave-of-central-bank-policy-innovation/>.

Rochon, L. P. (2017): "In Pursuit of the Holy Grail: Monetary Policy, the Natural Rate of Interest, and Quantitative Easing", *Studies in Political Economy*, 97 (1), pp. 87-94.

Rochon, L. P. (2021): "The Inherent Biases of Monetary Policy", *Money and Budgetary Policy: Before and After the Global Crisis 2020*, ed. por A. Giron.

Rochon, L. P. y M. Setterfield (2008): "The Political Economy of Interest Rate Setting, Inflation, and Income Distribution", *International Journal of Political Economy*, 37 (2), pp. 2-25.

Seccareccia, M. (2017): "Which Vested Interests Do Central Banks Really Serve? Understanding Central Bank Policy Since the Global Financial Crisis", *Journal of Economic Issues*, 51 (2), pp. 341-50.

Seccareccia, M. y N. Kahn (2019): "The Illusion of Inflation Targeting: Have Central Banks Figured Out What They Are Actually Doing Since the Global Financial Crisis? An Alternative to the Mainstream Perspective", *International Journal of Political Economy*, 48 (4), pp. 364-80.

Seccareccia, M. y M. Lavoie (1996): "Central Bank Austerity Policy, Zero-Inflation Targets, and Productivity Growth in Canada", *Journal of Economic Issues*, 30 (2), pp. 533-514.

Seccareccia, M. y M. Lavoie (2010): "Inflation Targeting in Canada: Myth versus Reality", *Macroeconomics, Finance and Money: Essays in Honour of Philip Arestis*, ed. por G. Fontana, J. McCombie, y M. Sawyer, London: Palgrave Macmillan, pp. 35-53.

Seccareccia, M. y M. Lavoie (2016): "Income Distribution, Rentiers, and their Role in a Capitalist Economy: A Keynes-Pasinetti Perspective", *International Journal of Political Economy*, 45 (3), Otoño, pp. 200-23.

Sharpe, S. y G. Suarez (2015): "Why Isn't Investment More Sensitive to Interest Rates: Evidence from Surveys", *U.S. Federal Reserve Board*.

Smithin, J. (1996): *Macroeconomic Policy and the Future of Capitalism: The Revenge of the Rentiers and the Threat to Prosperity*, Aldershot: Edward Elgar.

Solow, R. (2018): "A Theory is a Sometime Thing", *Review of Keynesian Economics*, 6 (4), pp. 421-424.

# Google Correlate y Google Trends como herramientas para realizar un nowcast de las ventas minoristas

## **María Florencia Camusso**

Centro de Estudios y Servicios (BCSF), Argentina  
Universidad Nacional del Litoral, Argentina

## **Ramiro Emmanuel Jorge\***

Centro de Estudios y Servicios (BCSF), Argentina  
Universidad Nacional del Litoral, Argentina

## **Resumen**

El trabajo internaliza información proveniente de las herramientas Google Trends y Google Correlate con el objetivo de realizar un *nowcast* de las ventas de supermercados de la Provincia de Santa Fe; un indicador que se publica con algunos meses de rezago. En primer lugar se identifica un conjunto de variables *proxies* con alto poder predictivo y luego se plantea un método de agregación para incorporar los patrones de búsqueda a la serie objetivo. Las estimaciones obtenidas con el modelo, son contrastadas con datos reales de la serie objetivo (*ex post*) y con los pronósticos que arroja el X13-ARIMA-SEATS. Los resultados indican que las herramientas y el procedimiento adoptado permiten realizar una estimación consistente y ganar oportunidad respecto a las publicaciones oficiales.

*Clasificación JEL:* E27, E32.

*Palabras clave:* big data, ciclos, herramientas de Google, nowcast.

*Presentado:* 19 de febrero de 2020 - *Aprobado:* 11 de enero de 2021.

---

\* Los autores agradecen especialmente los comentarios y aportes del Dr. Juan Mario Jorrot. Las opiniones vertidas en este trabajo son responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente las del BCRA o sus autoridades. Email: [fcamusso@bcsf.com.ar](mailto:fcamusso@bcsf.com.ar) y [rjorge@bcsf.com.ar](mailto:rjorge@bcsf.com.ar).

# Google Correlate and Google Trends as nowcasting tools for retail sales

**María Florencia Camusso**

Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe  
Universidad Nacional del Litoral

**Ramiro Emmanuel Jorge**

Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe  
Universidad Nacional del Litoral

## Summary

The paper proposes a nowcasting model for Santa Fe's supermarkets retail sales, an indicator that is released within two months of delay, internalizing information from Google Trends and Google Correlate. The procedure identifies an array of proxy variables with high predictive ability and then uses the data in order to estimate the target series considering searching patterns. Estimations computed by the model are compared to X13-ARIMA-SEATS's forecasts. Obtained output suggests that results are not only consistent but also more opportune than official statistical releases.

*JEL:* E27, E32.

*Keywords:* big data, cycles, Google tools, nowcast.

*Submitted:* February 19, 2020 - *Approved:* January 11, 2021.

## 1. Introducción

Desde el año 2007 el Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe (CES-BCSF) lleva adelante un programa que estudia ciclos económicos a nivel subnacional. Su principal producto es el Índice Compuesto Coincidente de Actividad Económica de Santa Fe (ICASFe), un índice coincidente de actividad económica de periodicidad mensual que permite datar las fases de contracción y expansión económica de la provincia de Santa Fe con un rezago de dos a tres meses (Cohan y D´Jorge, 2015).

Con el objeto de realizar mediciones más oportunas, desde hace tiempo se evalúan vías alternativas para estimar la coyuntura de los componentes del índice que presentan mayor demora en su publicación. En esta línea, hace algunos años se elaboró un trabajo con los avances que se implementaron utilizando los pronósticos que arroja el X-13ARIMA-SEATS en el proceso de filtrado de las series componentes (Cohan y otros, 2016).

En esta oportunidad, se decide aprovechar la disponibilidad de información proveniente de los motores de búsqueda de Internet para internalizar el comportamiento de las ventas minoristas, uno de los cuatro elementos fundamentales del ciclo económico (Achuthan y Banerji, 2004) y una de las series cuya publicación presenta mayor rezago en Argentina.

Google, el motor de búsqueda más difundido en la actualidad, proporciona dos herramientas al respecto: Google Trends y Google Correlate. La primera permite visualizar el flujo de búsquedas de palabras claves a lo largo del tiempo en un espacio geográfico; mientras que Google Correlate proporciona un listado con las palabras cuyas búsquedas presentan mayor correlación con una serie de datos específica.<sup>1</sup>

Un breve relevamiento de antecedentes señala que algunos autores (Artola, Galán, Askitas, Zimmermann, Schmidt y Vosen, entre otros), ya vienen utilizando la herramienta Google Trends para desarrollar indicadores económicos y algunas estimaciones de coyuntura. En todos estos casos, la principal dificultad fue establecer un criterio objetivo para seleccionar las palabras claves con mejores resultados. Por tal motivo, se decide complementar la selección subjetiva de los términos disparadores con la aplicación de Google Correlate para identificar aquellos potencialmente vinculados a la serie de referencia con mayor rigurosidad y precisión.

En cuanto a la estructura del trabajo, el primer punto que aborda el documento expone el marco de referencia y algunas generalidades conceptuales. Luego se detalla el proceso seguido por los autores para identificar y seleccionar las palabras claves con alto potencial predictivo. Dicha información es utilizada posteriormente para modelar la variable objetivo. Finalmente se realizan estimaciones de coyuntura y se las compara con las proyecciones del X13. El último apartado presenta una síntesis de resultados y las principales conclusiones.

---

<sup>1</sup> Se entiende por "palabras clave" aquellas ingresadas en el motor de búsquedas de Google, como también los resultados obtenidos aplicando filtros por categoría sugeridos por dicha base.

## 2. Marco de referencia y generalidades conceptuales

### 2.1. Google Trends

Google Trends es una herramienta diseñada para analizar las tendencias de las palabras clave que se ingresan en el motor de búsqueda, durante un periodo determinado y para una zona geográfica específica.

Una característica relevante es que los datos del sistema se exponen en términos relativos. En este sentido, Google identifica el momento de mayor popularidad para el término en cuestión, asignándole un valor de 100. Para el resto de los registros, se establecen valores según la proporción de consultas realizadas con respecto a dicha referencia.

Por lo tanto, la información disponible no representa específicamente la cantidad de registros, sino un valor índice del número de búsquedas de una palabra clave (delimitado por región geográfica, fecha y categoría seleccionada). Luego se procede a un re-escalamiento, siendo 100 el valor que representa el máximo de búsquedas en el periodo analizado (Choi y Varian, 2009).

El mecanismo de construcción del índice presentado por Google Trends, consta de la selección de una muestra imparcial de los datos de búsquedas. Adicionalmente, para evitar sesgos, se excluyen los registros referidos a un grupo reducido de usuarios, como también aquellos duplicados y no se tienen en cuenta los caracteres especiales.

De forma complementaria, esta herramienta brinda información respecto a “consultas relacionadas”. Estas consisten en una lista de términos que habitualmente son consultados juntamente con la palabra en cuestión. Por ejemplo, para el caso de “turismo”, una búsqueda relacionada es “hotel”, lo que implica que una considerable proporción de usuarios que consultó “turismo”, hizo lo propio con “hotel”.

### 2.2. Google Correlate

Otra de las herramientas que ofrece la plataforma es Google Correlate. La principal ventaja de este instrumento es que proporciona un método automatizado para la selección de consultas relacionadas. En este sentido, la elección de las palabras no requiere de conocimientos previos sobre el fenómeno bajo análisis.

Puntualmente, dado un patrón de interés temporal o espacial, se determina qué consultas imitan mejor los datos. Estas consultas de búsqueda pueden servir para construir una estimación del verdadero valor del fenómeno (*proxy*). Cada base de datos contiene decenas de millones de consultas, las cuales provienen de los registros anónimos de búsquedas en la web de Google, desde enero de 2004 hasta marzo de 2017.

El objetivo de Google Correlate es resaltar aquellas consultas en la base de datos cuyo patrón espacial o temporal está más altamente correlacionado con un patrón objetivo (mediante contraste de coeficientes de correlación). Para esto, emplea un algoritmo de aproximación sobre millones de consultas en un árbol de búsqueda en línea con el objetivo de arribar a resultados similares al enfoque empleado por Google Trends (Mohebbi y otros, 2011), utilizando un proceso inverso. En este caso, se parte de una serie de datos, y se obtiene una lista de palabras claves que presentan consultas similares a dicha serie; contrariamente, Google Trends parte de un término específico y arroja como resultado la tendencia de las búsquedas de esta palabra.

La unidad de medida de las salidas obtenidas mediante el uso de Google Correlate, se expresa en desviaciones estándar por encima y por debajo de la media. Es importante aclarar que estos datos están estandarizados, por lo que presentan una media de 0 y un desvío estándar de 1.

Una limitación importante de estas aplicaciones es que la existencia de una fuerte correlación con una serie durante un largo periodo de tiempo, no valida su continuidad a futuro, dado que es posible que se den cambios (estructurales) en el comportamiento de búsqueda de los usuarios.

### 2.3. Variable objetivo

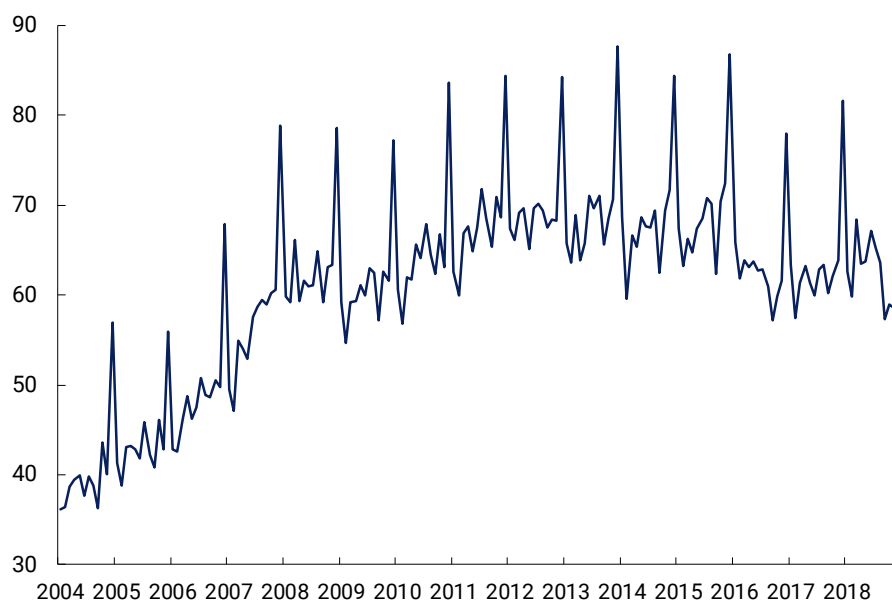
Como ya se ha mencionado en la introducción, uno de los elementos más importantes para estudiar el comportamiento del ciclo económico es el flujo de las ventas minoristas. En la provincia de Santa Fe, dicha variable se internaliza por medio de una *proxy*: la serie publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) que refiere concretamente a las ventas nominales de supermercados de la provincia de Santa Fe. El indicador refleja las ventas correspondientes a 68 bocas de expendio de grandes superficies localizadas en el territorio subnacional.

Para expresar la información en términos reales la serie de datos se deflacta utilizando un índice de precios minorista.<sup>2</sup> En el Gráfico 1 se exponen los datos de la serie publicada por INDEC desde enero de 2004 a diciembre de 2018 (límite propuesto como período temporal de análisis en este trabajo), expresados en valores constantes de 1993.

---

<sup>2</sup> Dada la falta de continuidad y consistencia que han tenido algunos indicadores en Argentina, se utiliza un empalme: Índice de Precios Implícitos (IPI) de la encuesta de supermercados (hasta mayo de 2007), luego el IPC-SFE hasta diciembre de 2011, el IPC Congreso entre enero de 2012 y agosto de 2013, y a partir de septiembre de 2013 se deflacta por el componente de alimentos y bebidas no alcohólicas del Índice de Precios al Consumidor de la Ciudad de Buenos Aires (IPCBA).

**Gráfico 1 | Ventas de supermercados en la provincia de Santa Fe. Millones de pesos de 1993**



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

Como se observa en el Gráfico 1, la serie posee un marcado patrón estacional con mayor actividad regular en torno a los meses de junio, julio y, fundamentalmente, diciembre; coincidiendo con los períodos vacacionales y las festividades de fin de año. Asimismo, como ya hemos mencionado, el indicador capta con claridad el movimiento cíclico de la economía, con una leve tendencia ascendente de largo plazo.

El Gráfico 2 muestra la serie filtrada y, para mejorar la lectura, incluye además los puntos de giro clásicos y las recesiones y expansiones de la actividad económica de la provincia de Santa Fe.<sup>3</sup> Por último, se muestra la tendencia de largo plazo, obtenida a través del filtro de Hodrick-Prescott (Tendencia HP).<sup>4</sup>

Cabe aclarar que, como insumo del indicador coincidente, las ventas se filtran previamente por estacionalidad e irregularidad, utilizando específicamente el componente cíclico para internalizar el nivel de actividad.<sup>5</sup>

Sin embargo, en adelante, se decide trabajar con la serie bruta sin filtrar, con el objetivo de identificar variables que capturen un patrón estacional análogo; el criterio adoptado se fundamenta en que el flujo de la serie debe contrastarse con el flujo de búsquedas que incorpora Google Correlate sobre la base de series temporales que no fueron sujetas a filtrados estacionales.

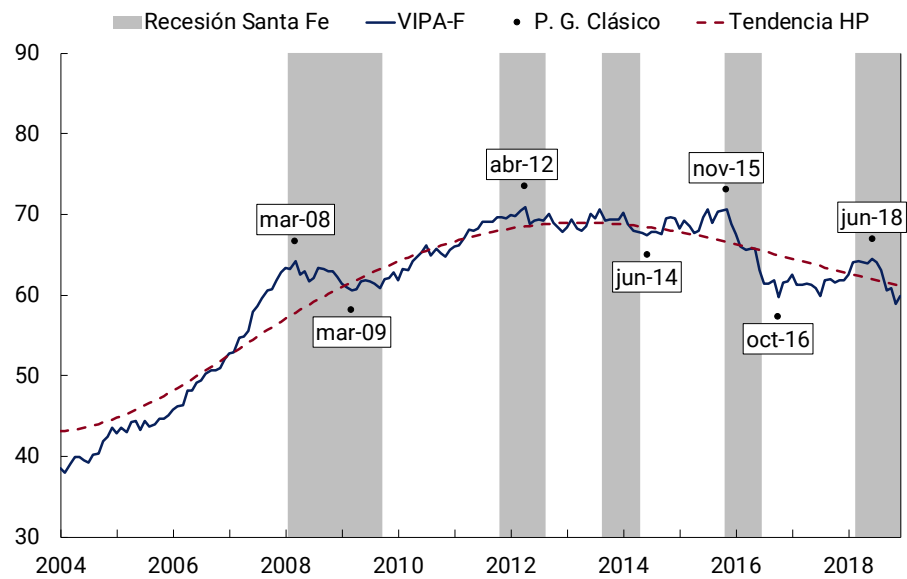
<sup>3</sup> Representan mínimos y máximos relativos de la serie, en un entorno reducido.

<sup>4</sup> El valor de  $\lambda$  a partir del cual fue obtenida la serie de tendencia con el filtro HP fue de 14.400, siguiendo los usos y costumbres generalmente aceptados al trabajar con datos mensuales.

<sup>5</sup> Para realizar el filtrado por estacionalidad y valores irregulares se utiliza el software X13-ARIMA-SEATS.



**Gráfico 2 | Serie filtrada, filtro HP, puntos de giro clásicos y fases del ciclo de la economía santafesina (recesiones y expansiones). Millones de pesos de 1993**



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

### 3. Variables *proxy*: identificación y selección

#### 3.1. Utilización de la herramienta Google Correlate

La idea de fondo es ingresar a Google Correlate los datos de la serie “Ventas de supermercados de la provincia de Santa Fe a precios constantes de 1993 (VIPA)”, obteniendo como resultado una lista de palabras cuyo movimiento presente un alto poder predictivo de la variable objetivo.

Para ello, la serie objetivo es introducida a Google Correlate en niveles, siguiendo requerimientos de formato establecidos por la aplicación.<sup>6</sup> Como primer paso, se decide utilizar un paquete que inicia en enero de 2004, a pesar de que la serie objetivo cuenta con datos mensuales desde 1994. Esto, por cuanto la base de datos disponible en Correlate contiene información desde enero de 2004 a marzo de 2017.

Una vez realizado este proceso, el programa arroja una lista de los 100 términos con mejor ajuste respecto de la variable objetivo: la serie de ventas de supermercados. La aplicación efectúa los cálculos de correlación luego de estandarizar el input.<sup>7</sup> Del total de palabras expuestas, se opta por tomar en cuenta cinco indicadores con alto nivel de correlación (ver Cuadro 1) y, al mismo tiempo,

<sup>6</sup> Se exige el uso de un archivo tipo “.csv”, donde la primera columna refiere a las fechas, siguiendo un formato de cuatro dígitos para el año calendario, dos para el mes y dos para el día; separados cada uno por guiones (aaaa-mm-dd).

<sup>7</sup> La estandarización consiste en estimar  $Z = (x - \mu)/\sigma$ , donde  $x$  es el valor de la variable en cuestión,  $\mu$  es la media poblacional de  $x$  y  $\sigma$  su desvío estándar. El resultado es un conjunto de series con media = 0 y desvío estándar = 1.

razonabilidad desde el punto de vista económico. A saber: “Carrefour”, “El Entrerriano”, “Falabella”, “microcomponente” y “nuevo”.<sup>8</sup>

**Cuadro 1 | Nivel de correlación entre las palabras claves sugeridas por Google Correlate y la serie VIPA. Datos mensuales: 2004.01 a 2018.12**

|                 | R     |
|-----------------|-------|
| Carrefour       | 0,853 |
| El Entrerriano  | 0,869 |
| Falabella       | 0,869 |
| Microcomponente | 0,861 |
| Nuevo           | 0,815 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

Aunque se seleccionaron palabras conceptualmente razonables (como variable explicativa), lo interesante de esta herramienta es que permite identificar relaciones de comportamiento entre variables que pueden no responder a una hipótesis previa. En esta línea algunos de los términos descartados que tuvieron buen ajuste fueron: “cumbias viejas”, “tablas de fiambres”, “frases de felicitaciones”, entre otros.

Además de evaluar los resultados correspondientes al input de la serie a precios contantes, se verificaron las salidas del sistema utilizando la serie de VIPA expresada en precios corrientes y ajustada por estacionalidad y valores extremos. Reforzando la decisión adoptada a priori, ninguno de estos ejercicios arrojó palabras claves con significado económico.

Otro punto a mencionar respecto al proceso es que la aplicación toma como referencia geográfica búsquedas efectuadas a nivel país, es decir que, a pesar de que la variable objetivo sea de alcance provincial, sus movimientos se contrastan con *proxies* de alcance nacional. Esto no necesariamente implica una limitación desde el punto de vista estadístico, pero sí reduce la posibilidad de identificar relaciones de largo plazo en casos de que la estructura económica del espacio subnacional sea radicalmente distinta a la nacional. Algo que no ocurre particularmente con las ventas minoristas, sujetas fundamentalmente al contexto macroeconómico general. Más aún, la actividad económica de la provincia de Santa Fe guarda una sincronía significativa con el flujo de actividad nacional en términos cíclicos (ver Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe, 2019).

### 3.1.1. Las salidas de Google Correlate

Como resultado de esta primera etapa del proceso, la herramienta arroja un listado de 100 palabras cuyos coeficientes de correlación superan el 0,80. Adicionalmente, se puede descargar una serie correspondiente al historial de búsqueda de cada una de estas palabras, que contiene datos mensuales estandarizados para el período 2004.01-2017.03.

<sup>8</sup> El “Entrerriano” es una cadena de ventas de electrodomésticos y productos de bazar.

Dado que el paquete de datos finaliza en marzo de 2017, Google Correlate no permite conocer el desenvolvimiento de las variables con posterioridad a dicha fecha. Para salvar esta limitación se utilizó de manera complementaria la herramienta Google Trends, cuya base de datos se encuentra disponible con rezagos menores a las dos semanas respecto de la fecha de búsqueda.

### 3.2. Utilización de la herramienta Google Trends

Siguiendo con el procedimiento antes descrito, las palabras seleccionadas en Google Correlate se ingresaron a Google Trends. De esta forma se obtuvo el patrón de búsqueda actualizado de dichas variables.

Un segundo aporte que permite la herramienta como parte de la salida, es que identifica consultas relacionadas al término original que también poseen aptitudes predictivas. En este caso, se obtuvieron las siguientes: "Coto", "Easy", "Fravega", "Garbarino", "MercadoLibre", "Musimundo" y "Walmart". Estas sugerencias son incorporadas como base de análisis en los puntos subsiguientes.

Por lo tanto, en esta instancia, se cuenta con doce palabras clave preseleccionadas con un comportamiento similar al de las ventas de supermercados, e información disponible de forma oportuna.<sup>9</sup>

Es importante aclarar que, si bien esta herramienta permite obtener resultados a nivel provincial, se decidió utilizar datos nacionales para armonizar el criterio definido al trabajar con Google Correlate.

#### 3.2.1. Las salidas de Google Trends

Al igual que con Google Correlate, las salidas del Trends arrojan una serie de datos para cada variable. Sin embargo, esta herramienta presenta la información a través de un índice con base=100 en el mes con máximo nivel de búsqueda dentro del periodo temporal determinado (en nuestro caso desde enero de 2004, acotado geográficamente al ámbito nacional). Es decir que, el valor 100 indica el momento en el cual el término alcanza su máxima popularidad.<sup>10</sup>

## 4. Internalización de las series *proxies* para realizar un *nowcast* de la serie objetivo: proceso de transformación y agregación

Una vez identificadas las variables *proxies*, el siguiente paso fue generar un marco procedimental que permitiera estimar los movimientos coyunturales de la variable objetivo en función de la información disponible. En este marco, una nueva revisión de antecedentes permitió reconocer distintas metodologías. Por mencionar algunas de las alternativas, Blanco (2014) utiliza un modelo autorregresivo de promedios móviles (ARMA), aplicado a tasas de cambio mensuales, las cuales no fueron filtradas por estacionalidad. En otra línea, el trabajo de Schmidt y Vosen (2009) utilizan un

---

<sup>9</sup> "Carrefour", "El Entrerriano", "Falabella", "microcomponente", "nuevo", "Coto", "Easy", "Fravega", "Garbarino", "MercadoLibre", "Musimundo" y "Walmart".

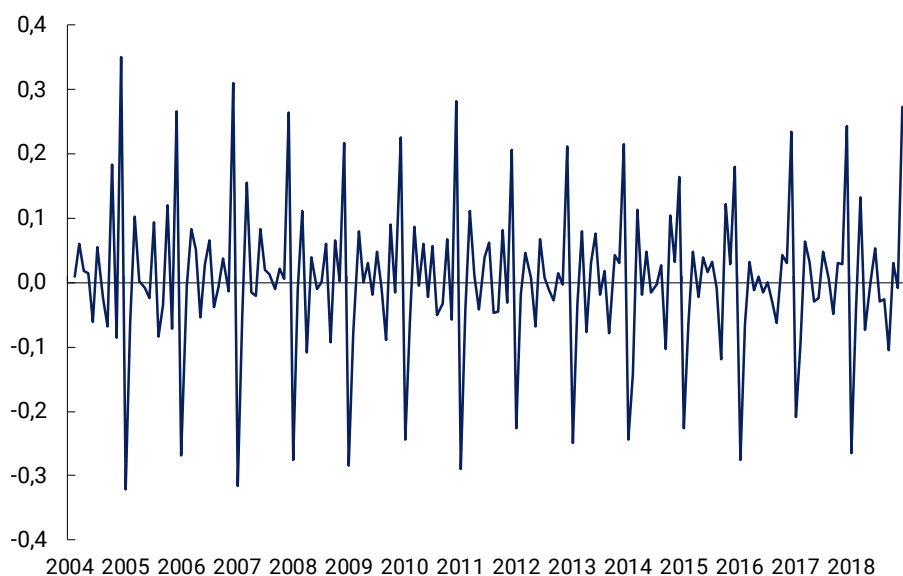
<sup>10</sup> El índice de Google Trends es una muestra aleatoria, por lo que se realizaron 7 (siete) consultas de un mismo término en distintos momentos del tiempo a fin de chequear la comparabilidad y estabilidad del indicador. Los índices de correlación obtenidos se ubicaron entre 0,98 y 0,99.

modelo multivariable con internalización de Media Móvil (MM) con 3 rezagos. Por su parte, Askitas y Zimmermann (2009) y Morán (2016) realizan el modelado a través del método de regresión lineal.

#### 4.1. Análisis econométrico de las series

Inicialmente se analizan las características de la serie objetivo para corroborar sus propiedades con relación a requisitos estadísticos fundamentales. En este sentido, se evalúa si la serie es o no estacionaria. Como se puede inferir del Gráfico 1, al igual que muchas series económicas, VIPA en niveles denota la presencia de una tendencia positiva, por lo que su media no es constante. En contraposición, la tasa de cambio mensual logarítmica (TCML) de la serie, representada en el Gráfico 3, tiene media y varianza aproximadamente constantes a lo largo del tiempo.

**Gráfico 3 | Tasa de cambio mensual logarítmica de las ventas de supermercados en la provincia de Santa Fe**



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

Para corroborar la estacionariedad o no de la serie, se realiza el test de Dickey-Fuller aumentado (Augmented Dickey-Fuller, ADF). Los resultados para VIPA en nivel y para su TCML se muestran en el Cuadro 2. El test fue realizado con doce rezagos, utilizando el criterio de Akaike (AIC), considerando constante y tendencia.

Para las variables en niveles, no puede rechazarse la hipótesis de raíz unitaria al 95% de confianza, mientras que si aplicamos primeras diferencias, sí. Por lo tanto, a partir de aquí, se utiliza la TCML, tanto de la variable objetivo como de las *proxies*. Los correspondientes ADF de cada variable explicativa arrojan resultados favorables, siendo todas estacionarias.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Ver resultados en el Anexo I.

**Cuadro 2 | Resultados del test de Augmented Dickey-Fuller de la variable VIPA en niveles y de su tasa de cambio mensual logarítmica. Datos mensuales: 2004.01 a 2018.12**

|                            | Valor P |
|----------------------------|---------|
| Contraste ADF VIPA niveles | 0,964   |
| Contraste ADF TCML (VIPA)  | 0,028   |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

## 4.2. Determinación de un modelo de agregación

### 4.2.1. Regresión lineal múltiple: una primera aproximación

Una vez definido trabajar con la TCML de las variables, se realiza una regresión lineal múltiple para sondear el aporte explicativo que presenta cada *proxy*. En cuanto al rango de datos, debido a que el objetivo del trabajo es realizar una estimación para el valor actual de las ventas, se considera un paquete acotado a los últimos cinco años. En este sentido, el modelo de regresión lineal múltiple para aproximar la relación entre la variable dependiente  $Y$  —en nuestro caso Ventas Google Trends (VGT)— y las variables independientes  $X_i$  —las TCML de las *proxies* de VIPA— puede ser expresado como:

$$\hat{y}_t = B_0 + \sum_{i=1}^n B_i x_{it} + \epsilon_t$$

$$n = 1, \dots, 12$$

$\hat{y}_t$ : valor estimado de las TCML de la variable dependiente, en el momento  $t$ .

$x_{it}$ : valor de las TCML de la variable independiente  $i$ , en el momento  $t$ .

$B_0$ : intersección o término constante de la regresión.

$B_i$ : mide la influencia de cambios en  $x_i$  sobre  $\hat{y}$ .

$\epsilon_t$ : término que representa todos aquellos factores diferentes a las variables explicativas, que ayudan a explicar  $\hat{y}$ , en el momento  $t$ .

En el Cuadro 3 se observan los resultados de la regresión de VGT en relación a las TCML de las variables *proxies*, aplicando el modelo de regresión lineal múltiple con un nivel de significancia del 95% para el período enero de 2014 a diciembre de 2018.

**Cuadro 3 | Estadísticos de la regresión lineal múltiple del modelo con doce variables independientes. Período 2014.01 a 2018.12**

|                         | <b>Coefficiente</b> | <b>Desv. Típica</b> | <b>Valor P</b> |
|-------------------------|---------------------|---------------------|----------------|
| const                   | -0,004              | 0,007               | 0,584          |
| TCML (Carrefour)        | 0,082               | 0,075               | 0,280          |
| <b>TCML (Coto)</b>      | <b>0,361</b>        | <b>0,099</b>        | <b>0,001</b>   |
| TCML (Easy)             | -0,157              | 0,125               | 0,217          |
| TCML (EIEnterriano)     | 0,001               | 0,062               | 0,984          |
| TCML (Falabella)        | -0,072              | 0,127               | 0,573          |
| TCML (Fravega)          | 0,067               | 0,172               | 0,697          |
| TCML (Garbarino)        | -0,108              | 0,151               | 0,478          |
| TCML (MercadoLibre)     | -0,212              | 0,176               | 0,234          |
| TCML (Microcomponente)  | -0,042              | 0,029               | 0,159          |
| <b>TCML (Musimundo)</b> | <b>0,255</b>        | <b>0,092</b>        | <b>0,008</b>   |
| <b>TCML (Nuevo)</b>     | <b>0,185</b>        | <b>0,087</b>        | <b>0,037</b>   |
| TCML (Walmart)          | 0,004               | 0,045               | 0,938          |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

Las variables significativas al modelo se resaltaron en negrita en el cuadro precedente, siendo estas: "Coto", "Musimundo" y "Nuevo". A continuación se exponen los resultados de una nueva regresión de TCML(VIPA) pero en relación a las tres variables previamente seleccionadas (Cuadro 4).

**Cuadro 4 | Estadísticos de la regresión lineal múltiple del modelo con tres variables independientes. Período 2014.01 a 2018.12**

|                  | <b>Coefficiente</b> | <b>Desv. Típica</b> | <b>Valor P</b> |
|------------------|---------------------|---------------------|----------------|
| const            | -0,002              | 0,007               | 0,818          |
| TCML (Coto)      | 0,299               | 0,078               | 0,000          |
| TCML (Musimundo) | 0,144               | 0,044               | 0,002          |
| TCML (Nuevo)     | 0,245               | 0,070               | 0,001          |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

Esta regresión obtuvo un  $R^2$  ajustado de 0,717 y se realizaron los test correspondientes para constatar la correcta especificación del modelo.

Los principales estadísticos, resumidos en el Cuadro 5, evalúan problemas de autocorrelación de los residuos (mediante la prueba LM de Breusch-Godfrey), y de ausencia de normalidad en la distribución de los mismos (prueba de normalidad Jarque-Bera). Adicionalmente se realiza una prueba ARCH que evalúa la no existencia de heterocedasticidad en doce rezagos y un RESET que contrasta la linealidad del modelo. Por su parte el estadístico VIF (Variance Inflation Factor) evalúa la colinealidad de las variables explicativas.

**Cuadro 5 | Resultados de las pruebas sobre la correcta especificación del modelo bajo los supuestos de la regresión lineal múltiple para el modelo con tres variables**

|   | Valor P |                | VIF   |
|---|---------|----------------|-------|
| RESET (cuadrado)                                | 0,206   | TCML-Coto      | 2,326 |
| RESET (cubo)                                    | 0,462   |                |       |
| RESET (cuadrado-cubo)                           | 0,341   | TCML-Musimundo | 1,497 |
| Contraste de autocorr. de residuos (12 rezagos) | 0,000   |                |       |
| Contraste de ARCH (12 rezagos)                  | 0,341   | TCML-Nuevo     | 1,842 |
| Contraste Jarque-Bera                           | 0,080   |                |       |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

Los resultados indican que un modelo lineal es adecuado, que los residuos presentan una distribución aproximadamente normal y que no hay evidencia de heteroscedasticidad ni colinealidad entre las variables explicativas. Sin embargo, existe evidencia de autocorrelación de los residuos, por lo tanto, en función al correlograma de los residuos, se decide incorporar variables autorregresivas (AR) para lograr una mejor especificación del modelo.<sup>12,13</sup>

#### 4.2.2. Regresión lineal múltiple: incorporando AR(p)

Al modelo de regresión especificado con tres variables se le incorpora un AR(1). El nuevo R<sup>2</sup> ajustado del modelo se incrementa a 0,758. Sus estadísticos y pruebas se resumen en los cuadros 6 y 7.

**Cuadro 6 | Estadísticos de la regresión lineal múltiple del modelo con tres variables independientes y VIPA con un rezago. Período 2014.01 a 2018.12**

|                  | Coefficiente | Desv. Típica | Valor P |
|------------------|--------------|--------------|---------|
| const            | -0,003       | 0,007        | 0,701   |
| TCML (Coto)      | 0,259        | 0,073        | 0,001   |
| TCML (Musimundo) | 0,131        | 0,041        | 0,003   |
| TCML (Nuevo)     | 0,286        | 0,066        | 0,000   |
| TCML (VIPA t-1)  | -0,218       | 0,068        | 0,002   |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

<sup>12</sup> Ver en Anexo II.

<sup>13</sup> Una forma alternativa para salvar los problemas de autocorrelación es el uso de variables dicotómicas, sin embargo, este método implica incorporar once variables *dummies*, que agrega complejidad al modelo. Se optó nuevamente por el criterio de parsimonia y se descartó esta alternativa.

**Cuadro 7 | Resultados de las pruebas sobre la correcta especificación del modelo bajo los supuestos de la regresión lineal múltiple con tres variables y VIPA con un rezago**

|   | Valor P | VIF                   |
|---|---------|-----------------------|
| RESET (cuadrado)                                | 0,580   | TCML-Coto 2,395       |
| RESET (cubo)                                    | 0,786   |                       |
| RESET (cuadrado-cubo)                           | 0,849   | TCML-Musimundo 1,513  |
| Contraste de autocorr. de residuos (12 rezagos) | 0,000   | TCML-Nuevo 1,911      |
| Contraste de ARCH (12 rezagos)                  | 0,610   |                       |
| Contraste Jarque-Bera                           | 0,031   | TCML-VIPA (t-1) 1,073 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

El resultado obtenido señala que el nuevo modelo no presenta problemas adicionales de especificación, aunque la prueba de autocorrelación denota la persistencia de este efecto aun en el modelo con AR(1). Es por esto que se decide utilizar un AR(2).

**Cuadro 8 | Estadísticos de la regresión lineal múltiple del modelo con tres variables independientes y VIPA con uno y dos rezagos Período 2014.01 a 2018.12**

|                  | Coefficiente | Desv. Típica | Valor P |
|------------------|--------------|--------------|---------|
| const            | -0,004       | 0,006        | 0,432   |
| TCML (Coto)      | 0,236        | 0,058        | 0,000   |
| TCML (Musimundo) | 0,119        | 0,033        | 0,001   |
| TCML (Nuevo)     | 0,314        | 0,053        | 0,000   |
| TCML (VIPA t-1)  | -0,320       | 0,057        | 0,000   |
| TCML (VIPA t-2)  | -0,313       | 0,055        | 0,000   |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

La incorporación conjunta de  $VIPA_{t-1}$  y  $VIPA_{t-2}$ , presenta coeficientes negativos con un alto nivel de significancia estadística. El valor de  $R^2$  ajustado se incrementa en este caso a 0,846. Finalmente, como puede observarse en el Cuadro 9, el resultado de la prueba de autocorrelación para el modelo con AR(2) indica que no debe rechazarse la hipótesis nula, implicando esto la ausencia de autocorrelación.



**Cuadro 9 | Resultados de las pruebas sobre la correcta especificación del modelo bajo los supuestos de la regresión lineal múltiple con tres variables y VIPA con uno y dos rezagos**

|   | Valor P |                 | VIF   |
|---|---------|-----------------|-------|
| RESET (cuadrado)                                | 0,376   | TCML-Coto       | 2,406 |
| RESET (cubo)                                    | 0,460   | TCML-Musimundo  | 1,519 |
| RESET (cuadrado-cubo)                           | 0,629   | TCML-Nuevo      | 1,928 |
| Contraste de autocorr. De residuos (12 rezagos) | 0,206   | TCML-VIPA (t-1) | 1,189 |
| Contraste de ARCH (12 rezagos)                  | 0,598   | TCML-VIPA (t-2) | 1,110 |
| Contraste Jarque-Bera                           | 0,719   |                 |       |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

Para reforzar la elección del modelo con AR(2), se contrastó el mismo con las variantes de AR(1) y sin AR a través de criterios estadísticos ampliamente aceptados: Criterio de Akaike (AIC), Criterio de Schwarz (BIC) y Durbin-Watson (D-W). Los resultados de los test se exponen a continuación.

**Cuadro 10 | Criterios estadísticos para comparación de los modelos con tres variables sin corrección de autocorrelación, con AR(1) y con AR(2)**

|                                 | Akaike          | Schwarz         | Durbin-Watson |
|---------------------------------|-----------------|-----------------|---------------|
| Modelo de 3 variables           | -168,447        | -160,070        | 2,593         |
| Modelo de 3 variables con AR(1) | -176,865        | -166,393        | 2,686         |
| Modelo de 3 variables con AR(2) | <b>-203,333</b> | <b>-190,767</b> | <b>2,552</b>  |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

El Cuadro 10 evidencia que el modelo de tres variables incorporando uno y dos rezagos de la variable dependiente arroja mejores valores estadísticos.

Concluyendo este apartado, el modelo de estimación de la TCML de las ventas incorporando variables autorregresivas hasta el orden 2 se denomina  $VGT_t^{AR(2)}$  y queda planteado de la siguiente manera:

$$VGT_t^{AR(2)} = -0,004 + 0,236 TCML(Coto)_t + 0,119 TCML(Musimundo)_t + 0,314 TCML(Nuevo)_t - 0,320 TCML(VIPA)_{t-1} - 0,313 TCML(VIPA)_{t-2} \quad (1)$$

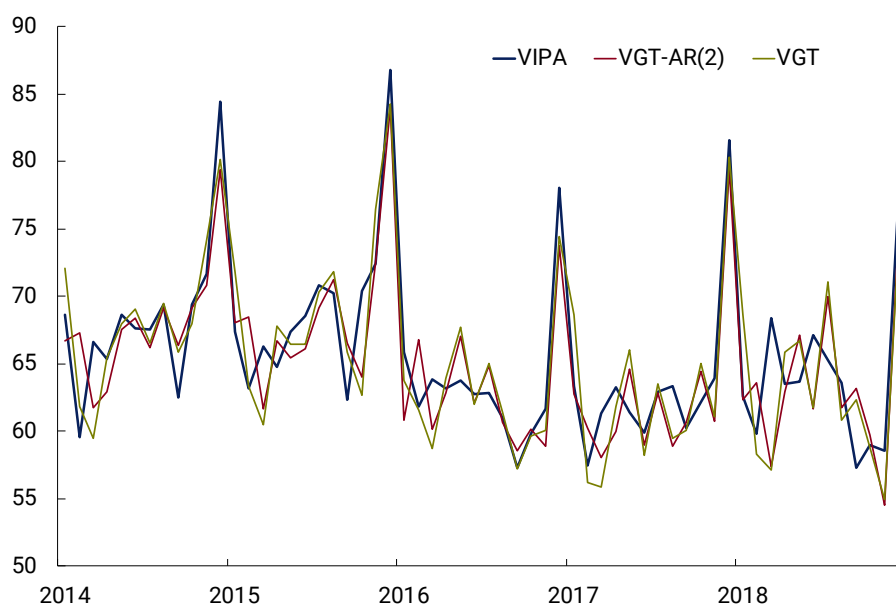
Sin embargo, como puede observarse, en este modelo los coeficientes de las variables rezagadas tienen un peso relativo elevado. Es decir, que las estimaciones se apoyan en gran medida en los datos históricos de la variable objetivo. En este sentido, aunque el modelo de tres variables señale ciertas limitaciones, sus estimaciones presentan mayor autonomía respecto al pasado, pues se focalizan con mayor firmeza sobre los datos de variables independientes a la serie objetivo. Este es un factor relevante, al menos desde el punto de vista teórico, dada su mayor capacidad para predecir puntos de giro; en contraste con la limitación que suelen presentar los pronósticos tradicionales. La tasa de cambio mensual logarítmica estimada sin corrección de autocorrelación (sin AR) queda expresada como sigue:

$$VGT_t = -0,002 + 0,299 TCML(Coto)_t + 0,144 TCML(Musimundo)_t + 0,245 TCML(Nuevo)_t \quad (2)$$

### 4.3. Estimación mediante aplicación del modelo

En línea con las consideraciones y el procedimiento llevado adelante hasta esta instancia, se utilizan los modelos de regresión lineal múltiple sin AR y con AR(2), para realizar una estimación de VIPA desde enero de 2014 hasta diciembre de 2018. Los valores obtenidos representan una reconstrucción estimada de la tasa de cambio mensual logarítmica de las ventas de supermercados de la provincia de Santa Fe, por medio de variables *proxies*. Para poder expresar las series en valores representativos de las ventas, es decir, en unidades monetarias, se aplicó la TCML de  $VGT_t^{AR(2)}$  y  $VGT_t$  obtenida a través de ambas estimaciones, al valor consolidado de las ventas en el período anterior.

**Gráfico 4 | Ventas de supermercados en la provincia de Santa Fe en millones de pesos de 1993 y estimación de las ventas mediante regresión lineal múltiple**



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

Como se observa en el Gráfico 4, mediante el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios, aplicando el modelo de tres variables sin AR y con AR(2), se obtiene una sólida estimación del valor de las ventas minoristas a precios constantes.

En primer lugar, se capta la estacionalidad, presentando ambas series picos coincidentes en el mes de diciembre de cada año. Por otra parte, el componente tendencia-ciclo logra replicarse a través de las estimaciones realizadas; quedando de esta manera captados los principales componentes de la serie de tiempo.

## 5. Estimaciones para 2019 y errores de predicción

Una vez planteados los modelos que mejor replican la serie de referencia, se procede a utilizar los mismos para estimar los meses de enero a junio de 2019. Dicho *nowcast* se realiza ponderando las variaciones mensuales de las *proxies* por los coeficientes obtenidos en la regresión.<sup>14</sup>

La estimación efectuada mes a mes (cada dato se calcula con información disponible al mes anterior) representa una tasa de cambio, la cual se aplica al último dato disponible de la serie bruta de ventas. Luego, se filtra por estacionalidad e irregularidad.

Los valores reales de VIPA-F (ex post) se comparan con las estimaciones de cada modelo y con el pronóstico tradicional obtenido con el X13-ARIMA-SEATS.<sup>15</sup> El Cuadro 11 expone los resultados y los errores de predicción para los primeros cinco meses de 2019.

**Cuadro 11 | Series filtradas por estacionalidad y valores irregulares mes a mes mediante X13-ARIMA-SEATS. Millones de pesos contantes de 1993. Periodo: 2019.01 a 2019.06**

| Meses   | VIPA-F<br>(valores reales<br>ex-post) | Forecast X13-<br>ARIMA-SEATS | Nowcast (1) | Nowcast (2) | Error de predicción (%) |             |             |
|---------|---------------------------------------|------------------------------|-------------|-------------|-------------------------|-------------|-------------|
|         |                                       |                              |             |             | X13-ARIMA-<br>SEATS     | Nowcast (1) | Nowcast (2) |
| 2019.01 | 60,057                                | 61,143                       | 61,042      | 60,713      | 1,8%                    | 1,6%        | 1,1%        |
| 2019.02 | 59,366                                | 60,165                       | 59,851      | 59,340      | 1,3%                    | 0,8%        | 0,0%        |
| 2019.03 | 59,266                                | 59,671                       | 59,692      | 59,083      | 0,7%                    | 0,7%        | -0,3%       |
| 2019.04 | 57,784                                | 59,669                       | 58,273      | 58,143      | 3,3%                    | 0,8%        | 0,6%        |
| 2019.05 | 56,648                                | 57,483                       | 56,331      | 56,580      | 1,5%                    | -0,6%       | -0,1%       |
| 2019.06 | 56,637                                | 56,246                       | 57,366      | 57,522      | -0,7%                   | 1,3%        | 1,6%        |

VIPA-F (valores reales ex-post): Serie filtrada de las ventas de supermercado en la provincia de Santa Fe.

Forecast X13-ARIMA-SEATS: datos estimados para VIPA-F mediante el X13-ARIMA-SEATS.

Nowcast (1): Nowcast de las ventas incorporando estimaciones del modelo RLM para tres variables mes a mes.

Nowcast (2): Nowcast de las ventas incorporando estimaciones del modelo RLM para tres variables + autorregresivos mes a mes.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

El sentido de las tasas de cambio de la variable real y el de las estimaciones coinciden en todos los casos salvo en junio. Esto puede ir en línea con la idea teórica de que los *nowcast* se comportan de manera más adecuada ante posibles puntos de giro.

<sup>14</sup> Los coeficientes podrían recalcularse cada 12 meses.

<sup>15</sup> Para mayor detalle consultar Cohan, D'Jorge y Lazzaroni (2016).

En cuanto a la precisión de las estimaciones, los errores de predicción de la proyección efectuada por el X13-ARIMA-SEATS se ubican en un rango de 0,7 a 3,3%. Por su parte, los resultados obtenidos con los *nowcast* se muestran aún más certeros. El modelo de tres variables, que internaliza datos completamente independientes (como son las búsquedas en Google) permitió estimar las ventas para los meses de enero a mayo con errores que van de -0,6 a 1,6%. La incorporación de autorregresivos, logró obtener errores aún menores, ubicados entre -0,3 y 1,1%, debiendo considerarse que los AR incorporan información pasada de la variable dependiente, a la hora de predecir el valor actual de la misma.

Por todo esto, se puede afirmar que, con este mecanismo, se logra un alto grado de precisión en las estimaciones, permitiendo además ganar hasta dos meses de oportunidad.

## **6. Síntesis de resultados y comentarios finales**

Los resultados de este trabajo permiten afirmar que el uso conjunto de Google Trends y Google Correlate ha sido satisfactorio para identificar variables *proxies* y realizar un *nowcast* de las ventas de supermercados en la provincia de Santa Fe.

El procedimiento desarrollado toma mayor relevancia en cuanto puede replicarse fácilmente a otros indicadores que también presentan rezagos en sus publicaciones. Comparativamente con los antecedentes relevados, el mayor aporte del trabajo refiere a la aplicación de Google Correlate como una herramienta objetiva de selección de palabras claves y series altamente correlacionadas (sin requerir de conocimientos previos sobre el fenómeno bajo análisis).

Complementariamente, Google Trends posibilita obtener información sobre los patrones de búsqueda de forma oportuna (presentando datos consolidados con dos semanas de rezago aproximadamente). En el caso particular de la variable objetivo analizada en este trabajo, implica incrementar la oportunidad de la información en dos meses de adelanto.

Aunque existen otras alternativas, la investigación realizada permitió identificar dos modelos de *nowcast* con resultados de especificación sólidos y con proyecciones para 2019 más precisas que las sugeridas por el pronóstico del X13-ARIMA-SEATS.

## Referencias

- Achuthan, L., y A. Banerji (2004): *Beating the business cycle*. Nueva York: Currency Doubleday.
- Artola, C. y E. Galán (2012): "Tracking the future on the web: construction of leading indicators using Internet searches", documento ocasional, Banco de España.
- Askatas, N., y K. Zimmermann (2009): "Google Econometrics and Unemployment Forecasting". IZA Discussion Papers, N° 4201, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Blanco, E. (2014): "Herramientas de Big Data: ¿Podemos aprovechar Google Trends para pronosticar algunas variables macro relevantes?". Asociación Argentina de Economía Política.
- Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe (2019): "Análisis: cíclico económico argentino y de la provincia de Santa Fe. 2002-2018". Santa Fe.
- Choi, H. y H. Varian (2009): "Predicting the Present with Google Trends". Google.
- Cohan, P. P., y M. L. D'Jorge (2015): "Índice compuesto coincidente de actividad económica para la provincia de Santa Fe (Argentina): indicador mensual de alcance subnacional". Santa Fe: Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe.
- Cohan, P. P., M. L. D'Jorge, S. J. Henderson, y C. E. Sagua (2007): "Proceso de construcción del Índice Compuesto Coincidente Mensual de Actividad Económica de la Provincia de Santa Fe (ICASFe)". Santa Fe: Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe.
- Cohan, P. P., M. L. D'Jorge, y M. Lazzaroni (2016): "Forecasts del X-13 ARIMA-SEATS aplicados al Índice de Actividad Económica Coincidente de la provincia de Santa Fe". Santa Fe: Centro de Estudio de la Bolsa de Comercio de Santa Fe.
- Jimenez, L. (2017): "Can Google Trends data help to improve the nowcasting and short-term forecasting of the arrivals of tourists to the Dominican Republic?" International Center for Research and Study on Turismo (CIRET).
- Jorrat, J. (2005): "Construcción de índices compuestos mensuales coincidente y líder de Argentina". En M. Marchionni, *Progresos en econometría*. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Asociación Argentina de Economía Política, p.p. 43-100.
- Mohebbi, M., D. Vanderkam, J. Kodysh, R. Schonberger, C. Hyunyoung, y S. Kumar (2011): "Google Correlate Whitepaper". Google.
- Morán, J. (2016): "Google Trends: una nueva herramienta para la predicción económica". Victoria, Buenos Aires: Universidad de San Andrés.
- Schmidt, T., y S. Vosen (2009): "Forecasting Private Consumption: Survey-based Indicators vs. Google Trends". Ruhr Economic Papers 155, Ruhr-Universität Bochum (RUB), Department of Economics Universitätsstr, Alemania.

## Anexo I

Se constata que las series expresadas en variaciones logarítmicas son  $I(0)$ , pudiendo asumir que son estacionarias.

**Cuadro I.1 | Resultados del test de Augmented Dickey-Fuller de las variables explicativas expresadas en tasas de cambio mensual logarítmicas.**  
**Datos mensuales: 2004.01 a 2018.12**

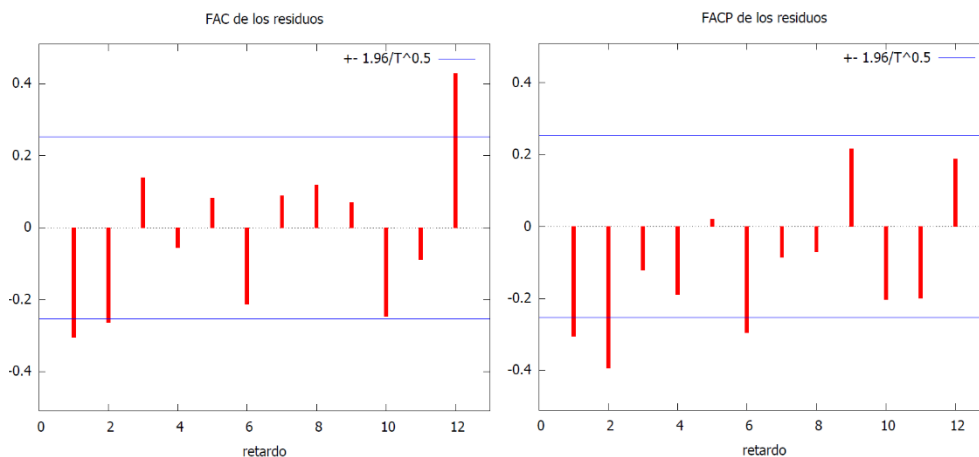
| Prueba ADF TCML | Valor P |
|-----------------|---------|
| Carrefour       | 0,058   |
| Coto            | 0,000   |
| Easy            | 0,005   |
| El Entrerriano  | 0,000   |
| Falabella       | 0,003   |
| Fravega         | 0,000   |
| Garbarino       | 0,001   |
| Mercado Libre   | 0,013   |
| Microcomponente | 0,000   |
| Musimundo       | 0,011   |
| Nuevo           | 0,000   |
| Walmart         | 0,018   |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

## Anexo II

Se evidencia existencia de autocorrelación respecto a los residuos en uno y dos rezagos, como así también en doce.

**Gráfico II.1 | Correlograma simple y parcial de los residuos del modelo con tres variables explicativas. Datos mensuales: 2014.01 a 2018.12**



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Google Inc. y CES-BCSF.

# La bancarización y los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en la Provincia de Córdoba: una aplicación de modelos para datos espaciales

**Fernando García**

Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

**Alejandro D. Jacobo\***

Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

## Resumen

Este trabajo analiza la bancarización y los determinantes de la disponibilidad de los servicios bancarios en la Provincia de Córdoba para el período 2000-2019. De acuerdo a los resultados, instalar una sucursal en localidades con menos de 10.000 habitantes no parece ser rentable para la banca privada y estas ciudades deben ser atendidas por instituciones públicas. En localidades con más de 25.000 habitantes se observa una escasez de sucursales bancarias y estas ciudades son las que ofrecen mayores incentivos a la banca privada para instalarse, a pesar de la presencia significativa de bancos públicos. Los modelos de regresión espacial con estructura transversal identifican como determinantes, con una asociación positiva y significativa, la cantidad de habitantes, el nivel de empleo y el número de jubilados/pensionados, mientras que la población rural dispersa presenta una asociación negativa. Los efectos difieren según el tipo de banco (público o privado) y el canal de atención. La dependencia espacial permite identificar efectos de desbordamiento en algunas variables.

*Clasificación JEL:* G20.

*Palabras clave:* bancos, inclusión financiera, instituciones financieras.

*Presentado:* 19 de junio de 2020 - *Aprobado:* 11 de enero de 2021.

---

\* Fernando García es CICE (CIECS-CONICET) e Instituto de Estadística y Demografía (FCE) de la Universidad de Córdoba, y Alejandro D. Jacobo es CICE (CIECS-CONICET) e Instituto de Economía y Finanzas (FCE) de la misma universidad. Los autores agradecen a dos referís anónimos sus recomendaciones, las que permitieron una mejora sustancial de este trabajo. Las opiniones vertidas en este artículo son responsabilidad exclusiva de los autores y no necesariamente reflejan las del BCRA o sus autoridades. Email: jacoboa@eco.unc.edu.ar.

# Bankarization and the determinants of banking services availability in the Province of Córdoba: an application of spatial data models

**Fernando García**

Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

**Alejandro D. Jacobo**

Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

## Summary

This work analyzes bankarization and the determinants of the availability of banking services in the province of Córdoba for the period 2000-2019. According to the results, branch settlement in towns with less than 10,000 inhabitants does not seem to be a profitable strategy for private banks and these cities must be served by public institutions. There is a shortage of bank branches in towns with more than 25,000 inhabitants and these cities reveals the greatest incentives to settle a private bank branch, despite the significant presence of public banks. The spatial regression models with a cross-sectional structure identify the number of inhabitants, the level of employment and the number of retirees/pensioners as determinants with a positive and significant association, while the dispersed rural population presents a negative association. The effects differ according to the type of bank (public or private) and to the service channel. The spatial dependence allows us to identify overflow effects in some variables.

*JEL:* G20.

*Keywords:* banks, financial inclusion, financial institutions.

*Submitted:* June 19, 2020 - *Approved:* January 11, 2021.



## 1. Introducción

El término “bancarización” se refiere al uso masivo del sistema financiero formal por parte de los agentes para la realización más efectiva de sus transacciones financieras. Una bancarización creciente implica una mayor disponibilidad, cobertura geográfica, acceso y utilización de los servicios ofrecidos por los bancos y/u otras entidades que forman parte del sistema financiero (Grupo de Monitoreo Macroeconómico, 2011; Anastasi *et al.*, 2010).

Durante los últimos años, ha existido un reconocimiento creciente de la importancia que tiene el proceso de bancarización —o, en otros términos, el de “inclusión financiera”— como un factor clave para el crecimiento y la reducción de las desigualdades y la pobreza (Grupo de Monitoreo Macroeconómico, 2011). En esta dirección, el Banco Central de la República Argentina (BCRA) ha acompañado la búsqueda de un sistema financiero más inclusivo, y la bancarización se ha impuesto como parte efectiva de su mandato, al promover más y mejores prestaciones financieras.

A pesar de su importancia, resultan escasos los estudios que se interesan por la bancarización en la Argentina y más todavía lo son aquellos que se ocupan de un área geográfica subnacional en particular. Esta escasez constituye una señal de alerta sobre el desconocimiento de lo que sucede con la inclusión financiera en una región, junto a los factores que la determinan.

En esa dirección, este trabajo contribuye a la literatura empírica analizando la bancarización en la Provincia de Córdoba a nivel de área de gobierno local (la menor unidad territorial disponible) mediante el número de sucursales bancarias y el de cajeros automáticos disponibles. El estudio reconoce como antecedentes inmediatos los trabajos de Anastasi *et al.* (2010) y uno de los propios autores realizado a nivel de departamentos de la provincia, a la vez que amplía y actualiza el período de análisis al extenderlo hasta el año 2019.<sup>1</sup> Bajo tales preceptos, aporta algunas herramientas útiles para evaluar el proceso de inclusión financiera y sus determinantes. Previo a este cometido, sin embargo, se deben precisar dos aspectos. Uno, relacionado con la perspectiva que se le dará al enfoque. El otro, vinculado a la provincia sobre la cual se aplicará tal perspectiva.

Con respecto al primero, una visión integral de la bancarización usualmente considera tres categorías analíticas diferentes: (1) “Magnitudes Agregadas”, que la analiza desde el punto de vista de la economía en su conjunto, empleando datos macroeconómicos; (2) “Acceso y Utilización”, que considera a los agentes económicos que pueden acceder a los servicios financieros y a quienes efectivamente los utilizan; y (3) “Disponibilidad y Cobertura Geográfica”, referida a la homogeneidad territorial respecto a la provisión de los servicios financieros, considerando para ello un área geográfica en particular.

En lo que a “Magnitudes Agregadas” atañe, la producción de recursos materiales y el traslado de la expresión monetaria de ésta a préstamos y depósitos en un territorio definido de modo tan acotado, como lo constituyen las menores unidades territoriales de una provincia, resulta más endeble que cuando existen fronteras nacionales, largas distancias y restricciones para los flujos

---

<sup>1</sup> Véase García y Jacobo (2015).

transfronterizos. Esto exige al estudio de su tratamiento. Además, debido a la imposibilidad recurrente de disponer de datos sobre el acceso a los servicios financieros propiamente dicho, se dificulta la tarea con la categoría “Acceso y Utilización”, por lo que queda —inexorablemente— la última categoría como la única a explorar en este trabajo.<sup>2</sup> Así, este estudio se concentra en la categoría “Disponibilidad y Cobertura Geográfica”, lo cual permite analizar la oferta de servicios financieros a través de sucursales y cajeros automáticos, utilizando indicadores seleccionados. Esto facilita evaluar precisamente el nivel de bancarización de distintas unidades territoriales, junto a las implicancias en términos de inclusión financiera que tal bancarización conlleva. Además, facilita el camino para encontrar los determinantes de la disponibilidad de los servicios bancarios.<sup>3</sup>

Con relación al segundo de los aspectos, la Provincia de Córdoba tiene un lugar de importancia económica en el país y en la región, generando 10% del Producto Bruto Geográfico (PBG) argentino y 38% del PBG de la denominada Región Centro de la Argentina (que integra junto a Entre Ríos y Santa Fe). Además, comparte con esta última provincia el segundo lugar en relación a la cantidad de sucursales bancarias disponibles en el país, luego de la Provincia de Buenos Aires y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires consideradas como un todo. En efecto, hacia finales de 2019 la participación de la Provincia de Córdoba alcanzó 10% del total de sucursales y 10,1% de cajeros automáticos existentes en el país.

El resto del trabajo se estructura del siguiente modo. La sección 2 analiza brevemente la evolución de la “Disponibilidad y Cobertura Geográfica” de los servicios bancarios en la provincia de Córdoba. La sección 3 efectúa una breve revisión bibliográfica destacando, especialmente, los principales estudios encontrados para América Latina. La sección 4 presenta una aplicación empírica que incorpora la dimensión espacial y que permite estudiar la disponibilidad de los servicios bancarios. Por último, la sección 5 ensaya algunas reflexiones finales.

## **2. La bancarización en Córdoba**

El análisis del proceso de bancarización en la Provincia de Córdoba desde la perspectiva de la “Disponibilidad y Cobertura Geográfica” permite explorar el grado de homogeneidad territorial que existe respecto a la provisión de los servicios financieros considerando un área geográfica en particular. A los fines de este estudio, se denomina “sucursal bancaria” a “toda filial operativa tradicional donde se prestan la totalidad de servicios bancarios”. En consecuencia, dentro de esta categoría se incluyen las siguientes tipologías: (a) casa matriz, (b) sucursal, (c) agencia, (d) delegación y (e)

---

<sup>2</sup> En el caso de acceso y la utilización de los servicios bancarios, la información sobre esta dimensión solamente podría obtenerse mediante encuestas que proporcionarían datos certeros, pero las que no resultan factibles de ser llevadas a cabo inmediatamente.

<sup>3</sup> Cabe aclarar que el trabajo no ignora la existencia de otros canales por los cuales la bancarización se generaliza actualmente, tal el caso del uso de redes, cuyos datos son difíciles de obtener y procesar por una cuestión de costos y metodología, y que quedarán para un ulterior análisis. Aún así, por ahora lo más habitual es un primer contacto con la institución financiera y —en este sentido— la presencia de la tradicional sucursal bancaria generalmente es la que proporciona el puntapié en la vinculación del cliente con el servicio, esto es su “socialización inicial” con el sistema financiero.

agencia móvil.<sup>4</sup> Asimismo, se denomina “cajeros automáticos” a los “cajeros ubicados tanto dentro como fuera de las filiales operativas”.

Además, el concepto de “localidad” utilizado en este trabajo no se corresponde con el de “localidad censal” definido por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) y la Dirección de Estadística y Censos de la Provincia, debido a que en estos casos se trata de una definición estrictamente operativa. Se decidió utilizar, en cambio, un criterio político-administrativo en el que la localidad es el área de gobierno local y que en la provincia puede tener la categoría de municipio o comuna.<sup>5</sup>

Tomando en cuenta lo anterior, la subsección 2.1 describe la evolución del número de bancos, sucursales y cajeros automáticos en el período 2000-2019, mientras que la subsección 2.2 precisa algunos indicadores que ilustran la disponibilidad de los servicios bancarios para el período.

## **2.1. Cobertura geográfica de los servicios bancarios en Córdoba**

En el período 2000-2019, la provincia perdió bancos (pasando de 27 a 23 instituciones), siendo la banca privada la que experimentó mayores cambios.<sup>6</sup> En efecto la banca privada de capital nacional pasó de 11 a 12 bancos, mientras que la banca privada de capital extranjero redujo su presencia a la mitad, pasando de 14 a 7 bancos.<sup>7</sup>

El impacto de la crisis del 2001 tuvo consecuencias tanto a nivel de Argentina como de Córdoba. Tal como lo señalan García y Jacobo (2015), la dinámica y el cambio en la estructura implicó que siete bancos se transformaran y/o retiraran de la provincia (el Banco Bisel S.A. y el Banco Suquía S.A. se transformaron en Nuevo Banco Bisel S.A. y Nuevo Banco Suquía S.A. respectivamente, siendo luego absorbidos por el Banco Macro S.A.; la Banca Nazionale del Lavoro S.A. fue adquirida por el HSBC Bank Argentina S.A.; el Banco Bansud S.A. y el Scotiabank Quilmes S.A. fueron absorbidos por el Banco Macro S.A.; el Lloyds TSB Bank PLC fue adquirido por el Banco Patagonia S.A. y el ABN AMRO Bank N.V. se retiró de la plaza Córdoba). Se instalaron cinco bancos nuevos (Banco Columbia S.A., Banco de Santiago del Estero S.A., Banco COMAFI S.A., Banco de Servicios y Transacciones S.A. y Banco Finansur S.A.), pero se retiraron de la plaza bancaria 3 instituciones (el Banco Regional de Cuyo S.A. y el Banco Banex S.A., los que fueron adquiridos por el Banco Supervielle S.A.), y un banco (el Banco Velox S.A.) paso a manos de otro (Nuevo Banco Industrial S.A.).

Con respecto a la banca pública, la provincia de Córdoba cuenta con una importante presencia de sucursales. Conforme puede apreciarse en el Cuadro 1, hacia fines del año 2019, 51% del total de

---

<sup>4</sup> Si bien en el caso de las delegaciones y agencias móviles se brindan servicios bancarios reducidos, fueron incluidas en la categoría sucursales debido a que el nivel de presentación de servicios se aproxima más al proporcionado por éstas que por cajeros automáticos.

<sup>5</sup> Se reconoce constitucionalmente la existencia de un municipio a una comunidad natural fundada en la convivencia que asegura el régimen municipal, basado en la autonomía política, administrativa, económica, financiera e institucional. Adicionalmente, se fija que en las poblaciones que poseen menos de 2.000 habitantes se establezcan comunas, revistiendo la categoría de municipalidades aquellas localidades con mayor número de habitantes.

<sup>6</sup> Si bien la banca pública pasó de 2 a 4 bancos, se trata de bancos con escasa presencia en la provincia: Banco de la Pampa (1 sucursal) y Banco de la Ciudad de Buenos Aires (2 sucursales).

<sup>7</sup> Se sigue a García y Jacobo (2019).

las sucursales bancarias existentes pertenecían a la banca pública (por encima del promedio de 32% de la Argentina). Le siguen en importancia la banca privada de capitales nacionales (32%) y la banca privada de capitales extranjeros (17%), ubicadas en ambos casos por debajo de la media nacional (41% y 27% respectivamente). En relación a los cajeros automáticos se observa igual comportamiento: una destacable presencia de la banca pública (64%), por encima del promedio nacional (40%); presencia seguida por la banca privada de capitales nacionales (23%) y la extranjera (13%), medidas que se encuentran por encima de la media nacional (36% y 24%, en ese orden).<sup>8</sup>

**Cuadro 1 | Sucursales bancarias y cajeros automáticos en la Provincia de Córdoba (en % sobre el total)**

| Año 2019           |                      |                     |
|--------------------|----------------------|---------------------|
| Grupo              | Sucursales Bancarias | Cajeros Automáticos |
| Público            | 51                   | 64                  |
| Privado Nacional   | 32                   | 23                  |
| Privado Extranjero | 17                   | 13                  |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

Con respecto al número de sucursales existentes en Córdoba, el Cuadro 2 muestra que el ranking lo encabeza el Banco de Córdoba (con 33,8% del total de sucursales), seguido por Banco Nación (16,8%), Banco Macro (15,5%), Banco Santander (7,7%), Banco Galicia (4,4%) y Banco Credicoop Cooperativo Limitado (4,2%). Si se tiene en cuenta el capital de estas instituciones, se observa que la banca pública encabeza el listado, seguido por la banca privada de capitales nacionales y, luego, la extranjera.

**Cuadro 2 | Ranking de los seis primeros bancos por número de sucursales bancarias en la Provincia de Córdoba**

| Año 2019                             |                    |                      |                                     |
|--------------------------------------|--------------------|----------------------|-------------------------------------|
| Banco                                | Grupo              | Número de Sucursales | Participación sobre el total (en %) |
| Banco de Córdoba                     | Público            | 153                  | 33,8                                |
| Banco de la Nación Argentina         | Público            | 76                   | 16,8                                |
| Banco Macro                          | Privado nacional   | 70                   | 15,5                                |
| Banco Santander                      | Privado extranjero | 35                   | 7,7                                 |
| Banco Galicia                        | Privado nacional   | 20                   | 4,4                                 |
| Banco Credicoop Cooperativo Limitado | Privado nacional   | 19                   | 4,2                                 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

<sup>8</sup> Córdoba concentra, además, 9,4% de los Puntos de Atención (incluyendo sucursales, ATM y TAS) del país.

Al considerar el número de cajeros automáticos, el ranking es casi similar, encabezando el listado el Banco de Córdoba (con 47% del total de cajeros), seguido por Banco Nación (16,7%), Banco Macro (11,5%), Banco Santander (6,5%), Banco Galicia (4,2%) y Banco Supervielle (2,5%).<sup>9</sup>

Un aspecto relevante a considerar para apreciar el grado de cobertura geográfica proporcionado por el conjunto de instituciones financieras es el referido al tipo de entidades que operan en los diferentes departamentos y localidades a través de sucursales. En este sentido, el Cuadro 3 muestra que de 23 bancos radicados en la provincia a diciembre de 2019 sólo 2 operan con una fuerte presencia en la provincia y corresponden a la banca pública: Banco de Córdoba (25 departamentos, 123 localidades) y Banco Nación (21 departamentos, 66 localidades).

Por su parte, poco menos de la mitad de los bancos privados de capitales nacionales operan en un solo departamento (Capital) y el resto lo hacen mayoritariamente en el rango 3 a 9 departamentos. A excepción de los Bancos Macro, Credicoop y Galicia, que están presentes en varias localidades, el resto lo está en una sola localidad por departamento. Finalmente, la banca extranjera opera principalmente en el rango 1 a 7 departamentos. Salvo los bancos Santander y BBVA, el resto opera en una sola localidad por departamento.

---

<sup>9</sup> El cuadro con los datos no ha sido expuesto aquí para agilizar esta presentación, pero puede ser fácilmente reconstruido por el lector.

**Cuadro 3 | Bancos: participación departamental y por localidad en la Provincia de Córdoba**

| Año 2019                         |   |               |             |
|----------------------------------|---|---------------|-------------|
| Grupo                            | Banco                                   | Número        |             |
|                                  |   | Departamentos | Localidades |
| Público                          | Banco de Córdoba                        | 25            | 123         |
|                                  | Banco de la Nación Argentina            | 21            | 66          |
|                                  | Banco de la Ciudad De Buenos Aires      | 2             | 2           |
|                                  | Banco de La Pampa                       | 1             | 1           |
| Privado de capitales nacionales  | Banco Macro                             | 16            | 40          |
|                                  | Banco Credicoop Cooperativo Limitado    | 9             | 13          |
|                                  | Banco Galicia                           | 8             | 8           |
|                                  | Banco Hipotecario                       | 4             | 4           |
|                                  | Banco Supervielle                       | 4             | 4           |
|                                  | Nuevo Banco de Santa Fe                 | 3             | 3           |
|                                  | Banco Comafi                            | 3             | 3           |
|                                  | Banco Roela                             | 1             | 1           |
|                                  | Banco Industrial                        | 1             | 1           |
|                                  | Banco Julio                             | 1             | 1           |
|                                  | Banco de Santiago del Estero            | 1             | 1           |
| Banco Columbia                   | 1                                       | 1             |             |
| Privado de capitales extranjeros | Banco Santander                         | 14            | 21          |
|                                  | BBVA                                    | 7             | 8           |
|                                  | Banco Patagonia                         | 5             | 5           |
|                                  | Industrial and Commercial Bank of China | 5             | 5           |
|                                  | HSBC Bank Argentina                     | 4             | 4           |
|                                  | Citibank                                | 1             | 1           |
| Banco Itau Argentina             | 1                                       | 1             |             |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

Con relación a la distribución geográfica de las sucursales, el Cuadro 4 muestra que 31% del total de sucursales bancarias existentes están instaladas en el departamento Capital, mientras que 69% lo están en el interior provincial.

La banca pública se destaca por su importante presencia en el interior provincial (84% de las sucursales se encuentran fuera del departamento Capital). Si bien la banca privada de capitales extranjeros cuenta también con una interesante presencia en el departamento Capital (49%) en comparación con su par de capitales nacionales (45%), esta situación se revierte en el interior y la banca privada de capital nacional es la que cuenta con un mayor número de sucursales (55%) respecto a su par de capitales extranjeros (51%). Esto parece confirmar la importante contribución de la banca pública en el proceso de inclusión financiera en el interior provincial, seguido por la banca privada de capitales nacionales.

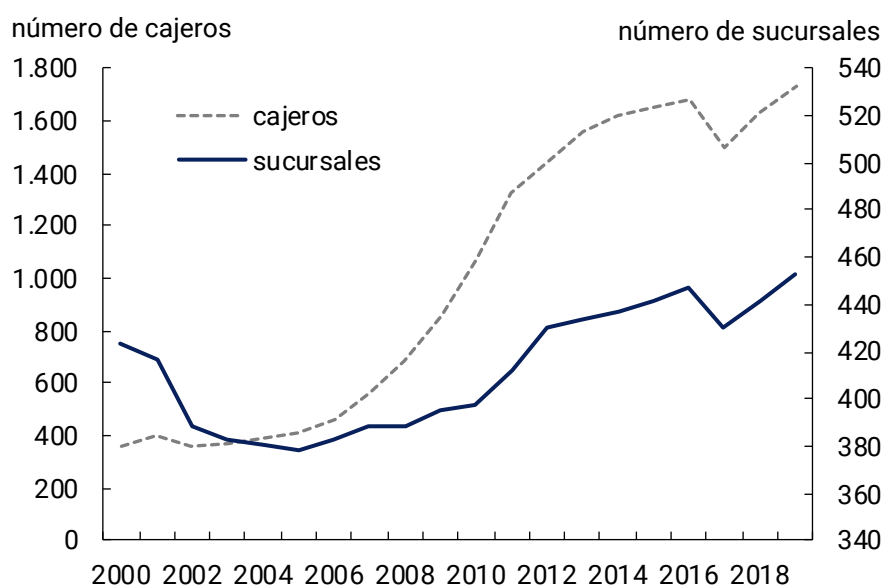
**Cuadro 4 | Distribución geográfica de sucursales bancarias y cajeros automáticos (%)**

| Año 2019     |                      |                  |                    |       |                     |                  |                    |       |
|--------------|----------------------|------------------|--------------------|-------|---------------------|------------------|--------------------|-------|
| Localización | Sucursales Bancarias |                  |                    |       | Cajeros Automáticos |                  |                    |       |
|              | Público              | Privado Nacional | Privado Extranjero | Total | Público             | Privado Nacional | Privado Extranjero | Total |
| Capital      | 16                   | 45               | 49                 | 31    | 34                  | 57               | 60                 | 42    |
| Interior     | 84                   | 55               | 51                 | 69    | 66                  | 43               | 40                 | 58    |
| Total        | 100                  | 100              | 100                | 100   | 100                 | 100              | 100                | 100   |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

Respecto a los cajeros automáticos, la distribución geográfica de los mismos exhibe una mayor concentración que la de las sucursales. El Cuadro 4 muestra que 4 de cada 10 cajeros se encuentran localizados en el departamento Capital. La banca pública tiene una importante presencia en el interior provincial (66%), aunque inferior a la de sucursales. La banca privada, tanto de capitales nacionales como extranjeros, en cambio, exhibe una mayor presencia en el departamento Capital (57% y 60%, respectivamente).

**Gráfico 1 | Sucursales bancarias y cajeros automáticos en la Provincia de Córdoba (2000-2019)**



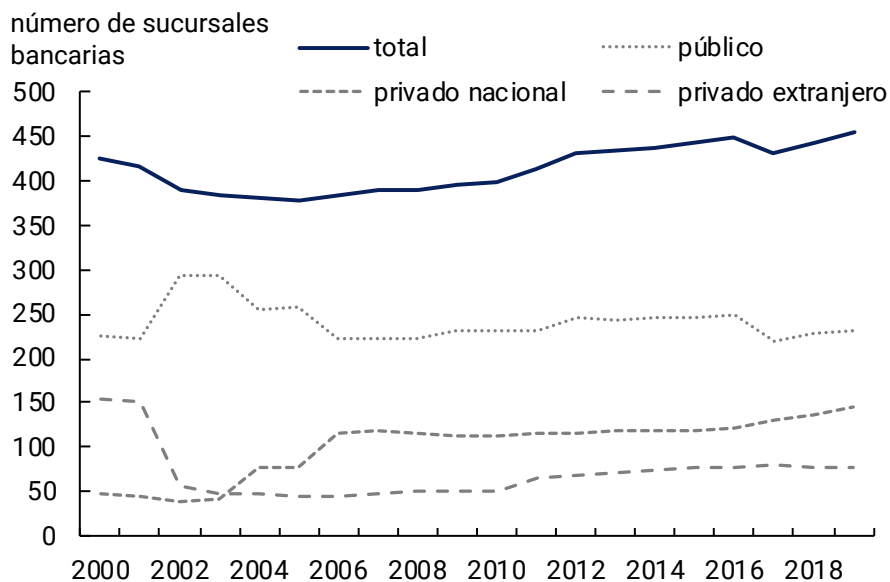
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

Cabe destacar que la tendencia en los últimos años en Argentina y en la provincia de Córdoba en particular revela cambios no sólo en el tamaño de la banca (número de sucursales y cajeros) sino también en su composición. Tal como se observa en el Gráfico 1, si bien el número de sucursales se mantuvo relativamente estable, al mostrar sólo un incremento promedio anual de 0,35% —pasando de un total de 424 sucursales en el año 2000 a 453 sucursales a diciembre de 2019—, el dato más relevante es el aumento sustancial en los puntos de atención a través de cajeros automáticos.

Este comportamiento revela un mayor interés de los bancos por ofrecer servicios financieros transaccionales, los cuales requieren una mayor aplicación de recursos tecnológicos y tienen asociados menores costos. Así, se observa un crecimiento promedio del número de cajeros automáticos de 8,6% anual —incrementando de un total de 360 cajeros en el año 2000 a 1.727 cajeros a diciembre del año 2019— mejorando significativamente su presencia en el interior provincial.

De todas formas, la evolución del número de sucursales bancarias en la provincia en los últimos 20 años exhibe un cambio en la composición de la banca, más que en la cantidad de sucursales existentes, tal como lo muestra el Gráfico 2. En cuanto a estos movimientos, la banca pública presentó un leve crecimiento (8 sucursales), manteniendo su presencia en el interior provincial. Sin embargo, la banca privada fue la que experimentó mayores cambios. En efecto, la banca privada de capitales nacionales triplicó el número de sucursales pasando de 47 a 145, mejorando su presencia en el interior de la provincia. La banca privada de capitales extranjeros redujo a la mitad la cantidad de sucursales, pasando de 153 a 76, pero, y a diferencia de la banca privada de capitales nacionales, desmejoró su presencia hacia el interior provincial.

**Gráfico 2 | Número de sucursales bancarias en la Provincia de Córdoba (2000-2019)**

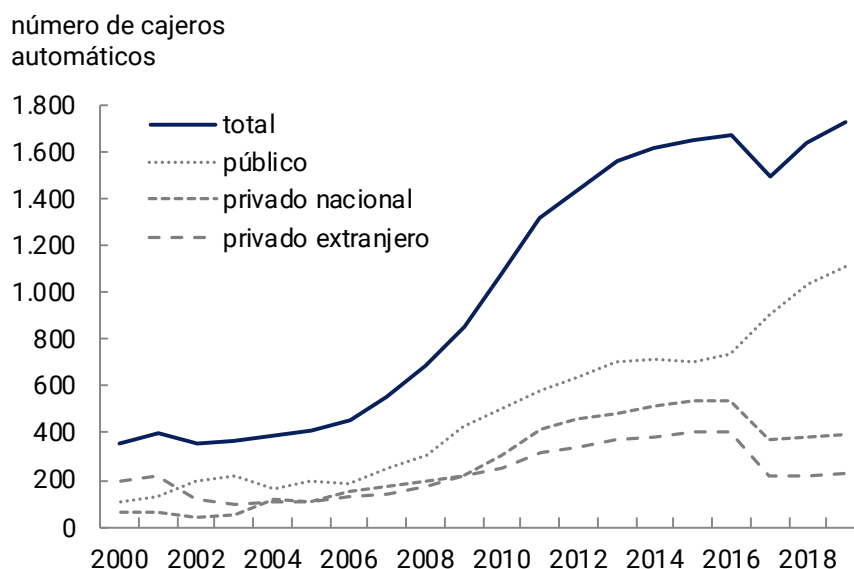


Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

Tal como se observa en el Gráfico 3, la evolución del número de cajeros automáticos en la provincia de Córdoba exhibe también un cambio en la composición, y tanto la banca pública como privada experimentaron alteraciones significativas. La banca pública experimentó el mayor crecimiento pasando de 101 a 1111 cajeros y mejorando su presencia en el interior provincial. La banca privada de capitales nacionales pasó de 60 a 391 cajeros, mejorando su presencia en el interior de la provincia, mientras que la banca privada de capitales extranjeros creció levemente pasando de 199 a 225 cajeros, manteniendo su presencia en el interior.



**Gráfico 3 | Número de cajeros automáticos en la Provincia de Córdoba (2000-2019)**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

## 2.2. Indicadores de disponibilidad de servicios bancarios

El análisis descriptivo anterior se debe necesariamente complementar con dos indicadores que cuantifican la disponibilidad de los servicios bancarios: (1) el número de sucursales y cajeros cada 100.000 habitantes; y (2) el número de sucursales y cajeros cada 1.000 km<sup>2</sup>.

El primer indicador se focaliza en la oferta de servicios propiamente dicha y, en este sentido, un aumento (el número de sucursales o cajeros crece en mayor proporción a la población) permite inferir una mayor disponibilidad de servicios bancarios en términos relativos para la población. El segundo, en cambio, prioriza la proximidad de los usuarios a tales servicios y, al considerar la superficie en su cálculo, incorpora la noción de distancia desde el lugar de residencia de las personas al lugar de prestación de los servicios financieros (mientras mayor sea el indicador menor será la distancia a recorrer hasta la sucursal o el cajero).<sup>10</sup>

Entre 2001 y 2019, el número de sucursales cada 100.000 habitantes para el territorio provincial se redujo 9,8%. Si se toma en cuenta que la población tuvo un crecimiento de 19,8%, va de suyo que la bancarización no la acompañó a través de un incremento en la disponibilidad de sucursales. Efectivamente, el número de sucursales aumentó 8,1% (pasando de 419 a 453).

Sin embargo, si se analiza el número de cajeros automáticos cada 100.000 habitantes, se observa una mejoría en términos de disponibilidad de servicios bancarios que —acaso— atenúa el deterioro

<sup>10</sup> Se consideraron los datos de población a partir de los Censos Nacionales 2001 y 2010. Adicionalmente se realizó una proyección de la población a nivel departamental para el año 2019. La ventaja de esta situación es que permite apreciar sintéticamente lo sucedido en el término de casi dos décadas.

en el nivel de servicios prestados a través de sucursales. Este indicador aumentó 256%, motivado por un fuerte crecimiento del número de cajeros automáticos (326,4%).

Con relación al segundo indicador, el número de sucursales cada 1.000 km<sup>2</sup> para toda la provincia aumentó 8,1%. Si se analiza el número de cajeros automáticos cada 1.000 km<sup>2</sup>, se observa una mejoría significativamente mayor en términos de disponibilidad de servicios bancarios prestados a través de cajeros, aumentando el indicador 326,4%, que, desde luego, contribuyó a mitigar el deterioro en el nivel de servicios prestados a través de sucursales.<sup>11</sup>

Otro aspecto singular y que complementa la información anterior —en tanto permite cuantificar la disponibilidad de los servicios bancarios— es el referido a localidades (y, en consecuencia, a la población que las habita) que no cuentan con infraestructura bancaria. Tal como lo mencionan Anastasi *et al.* (2010), esta información “... no constituye una medida del porcentaje de la población no bancarizada, sino que es sólo indicativa del porcentaje de localidades y población que podrían tener restringido el acceso a los servicios bancarios por no tener una prestación directa disponible en la localidad habitual de residencia...”. No obstante, dada la importancia que tiene la disponibilidad local de los servicios bancarios, se justifica el uso de datos desagregados a ese nivel.

Con el propósito de analizar convenientemente la inclusión financiera en cada departamento, resulta pertinente observar el panorama de la disponibilidad de servicios bancarios en función de la población de dichas localidades.<sup>12</sup>

El Cuadro 5 muestra que las localidades con menos de 2.000 habitantes carecen en su mayoría de sucursales. En localidades ubicadas en el rango intermedio (2.000 a 10.000 habitantes) operan 1 o 2 sucursales. Sólo cuando superan los 10.000 habitantes, las localidades cuentan mayoritariamente con 2 o más sucursales.

Sin embargo, es importante resaltar algunas situaciones atípicas: localidades con más de 10.000 habitantes que no cuentan con sucursales bancarias o con escasas sucursales; o, en el otro extremo, localidades con baja población que resultan altamente bancarizadas. Estas situaciones ponen en evidencia la existencia de otros factores que inciden en la disponibilidad de servicios bancarios que merecen ser estudiados en detalle, pero que exceden el alcance descriptivo de esta sección.

---

<sup>11</sup> No corresponde ignorar el servicio al que pueden acceder los agentes económicos a través de redes que contribuye a atemperar parcialmente la escasez de servicios financieros. Sin embargo, aún es temprano para hablar de un uso generalizado del *home banking*, más aun teniendo en cuenta la falta de conectividad efectiva en muchas localidades de la provincia de Córdoba.

<sup>12</sup> A efectos de este análisis se trabajó con datos del Censo 2010 debido a que no estaba disponible la proyección de población para el año 2019 a nivel de localidad.

**Cuadro 5 | Disponibilidad de sucursales bancarias en función de la población**

| Habitantes      | Nro. de localidades |            |              |                     | Total      |
|-----------------|---------------------|------------|--------------|---------------------|------------|
|                 | ninguna sucursal    | 1 sucursal | 2 sucursales | más de 2 sucursales |            |
| < 2.000         | 230                 | 34         |              |                     | 264        |
| 2.000 - 5.000   | 27                  | 34         | 6            |                     | 67         |
| 5.001 - 10.000  | 12                  | 11         | 25           | 2                   | 50         |
| 10.001 - 25.000 | 5                   | 8          | 9            | 10                  | 32         |
| > 25.000        |                     | 1          | 1            | 12                  | 14         |
| <b>Total</b>    | <b>274</b>          | <b>88</b>  | <b>41</b>    | <b>24</b>           | <b>427</b> |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

El Cuadro 6 evidencia que las localidades con menos de 2.000 habitantes carecen en su mayoría de infraestructura bancaria y sólo existe disponibilidad de cajeros automáticos principalmente en localidades que poseen un rango mayor de población (superior a 5.000 habitantes).

**Cuadro 6 | Disponibilidad de cajeros automáticos en función de la población**

| Habitantes      | Nro. de localidades |            |            |
|-----------------|---------------------|------------|------------|
|                 | Sin cajero          | con cajero | total      |
| < 2.000         | 238                 | 26         | 264        |
| 2.000 - 5.000   | 24                  | 43         | 67         |
| 5.001 - 10.000  | 5                   | 45         | 50         |
| 10.001 - 25.000 | 2                   | 30         | 32         |
| > 25.000        |                     | 14         | 14         |
| <b>Total</b>    | <b>269</b>          | <b>158</b> | <b>427</b> |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

Completando la información anterior y siguiendo el estudio de Alamá Sabater *et al.* (2013), el Cuadro 7 proporciona una herramienta útil para evaluar la contribución tanto de la banca pública como privada. En las localidades con hasta 10.000 habitantes la banca privada de capitales extranjeros está ausente, por lo que la banca pública, en mayor medida, y la banca privada de capitales nacionales son las que, a través de la presencia de sucursales, contribuyen a la inclusión financiera. No existirían incentivos —no al menos poblacionales— de parte de la banca de capitales extranjeros para instalarse en estas localidades. En las ciudades con más de 25.000 habitantes se observa escasez de sucursales bancarias y, si bien la banca pública tiene una presencia importante, estas ciudades son las que ofrecen mayores incentivos a la banca privada para instalarse (94,2% y 74,6% de las sucursales de bancos privados de capitales extranjeros y nacionales respectivamente).

**Cuadro 7 | Distribución de las sucursales bancarias según la población**

| Habitantes      | Población (%) | Bancos       |                         |                          | Total (%) |
|-----------------|---------------|--------------|-------------------------|--------------------------|-----------|
|                 |               | Públicos (%) | Privados Nacionales (%) | Privados Extranjeros (%) |           |
| < 2.000         | 5,6           | 12,9         | 3,5                     | 0,0                      | 8,5       |
| 2.000 - 5.000   | 6,4           | 18,1         | 3,5                     | 0,0                      | 11,6      |
| 5.001 - 10.000  | 10,9          | 24,6         | 8,8                     | 0,0                      | 16,8      |
| 10.001 - 25.000 | 14,7          | 19,0         | 9,6                     | 5,8                      | 14,6      |
| > 25.000        | 62,4          | 25,4         | 74,6                    | 94,2                     | 48,5      |
| Total           | 100,0         | 100,0        | 100,0                   | 100,0                    | 100,0     |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA e INDEC.

En relación con los cajeros automáticos, en el Cuadro 8 se observa que —al igual que el caso de las sucursales bancarias— en localidades con hasta 10.000 habitantes la banca privada de capitales extranjeros está ausente, por lo que la banca pública —en mayor medida— y la banca privada de capitales nacionales son las que, a través de la presencia de cajeros, contribuyen a la inclusión. A diferencia del caso anterior, las ciudades con más de 25.000 habitantes exhiben una notable presencia de cajeros automáticos que pertenecen mayoritariamente a la banca privada tanto nacional como extranjera.

**Cuadro 8 | Distribución de los cajeros automáticos según la población**

| Habitantes      | Población (%) | Bancos       |                         |                          | Total (%) |
|-----------------|---------------|--------------|-------------------------|--------------------------|-----------|
|                 |               | Públicos (%) | Privados Nacionales (%) | Privados Extranjeros (%) |           |
| < 2.000         | 5,6           | 4,2          | 1,6                     | 0,0                      | 2,4       |
| 2.000 - 5.000   | 6,4           | 8,5          | 1,3                     | 0,8                      | 4,6       |
| 5.001 - 10.000  | 10,9          | 14,1         | 3,5                     | 0,0                      | 7,7       |
| 10.001 - 25.000 | 14,7          | 13,5         | 5,1                     | 4,7                      | 9,0       |
| > 25.000        | 62,4          | 59,7         | 88,4                    | 94,5                     | 76,4      |
| Total           | 100,0         | 100,0        | 100,0                   | 100,0                    | 100,0     |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA e INDEC.

### 3. Revisión de la literatura

Aunque los determinantes de la disponibilidad de los servicios bancarios han sido estudiados en los Estados Unidos, dadas las particularidades del marco regulatorio de su sector bancario, no ha

sido posible generalizar los hallazgos hacia otros contextos (Leyshon y Thirft, 1995; 1996).<sup>13</sup> Existen, en consecuencia, pocos trabajos aplicados para otros países.

A pesar de esta escasez, sin embargo, merece especial atención el caso español, debido a que se trata de una economía con uno de los sectores bancarios otrora más dinámicos y competitivos de Europa, de acuerdo a Ayuso *et al.* (2004). En esta dirección —y a título ilustrativo— se pueden mencionar como relevantes el trabajo de Bernad *et al.* (2008) y el de Alamá Sabater y Tortosa-Ausina (2012).

Bernad *et al.* (2008) estudian cambios en la disponibilidad de servicios bancarios en España para el período 1996-2004, a fines de evaluar el impacto de la desregulación sobre la exclusión financiera en municipios de bajos ingresos. Siguiendo estudios anteriores (Evanoff, 1988; Lanzillotti y Saving, 1969), los autores suponen que la accesibilidad a los servicios financieros puede ser medida a través del número de sucursales localizadas en el mercado. Para estudiar el nivel de accesibilidad y sus determinantes, utilizan el modelo propuesto principalmente por Lanzillotti y Saving, es decir, un modelo lineal que hace depender el número de sucursales de tres variables: población, densidad de población e ingresos, realizando las estimaciones mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Con relación al trabajo de Alamá Sabater y Tortosa-Ausina (2012), los autores analizan los patrones de expansión geográfica de las instituciones financieras españolas en la época de la desregulación (década de los años 80). Extienden los métodos y hallazgos del trabajo previo, y consideran un período actualizado, un conjunto de variables más comprensible y emplean, además, una técnica más flexible (regresión por cuantiles) que permite un análisis más preciso de la exclusión financiera. Se focalizan en las variables socioeconómicas que afectan la localización, considerando como variable dependiente el número de sucursales y como variables independientes las relacionadas con indicadores demográficos, económicos, financieros y ambientales. Al igual que en estudios previos, la unidad de análisis es el municipio, dada la naturaleza local de las actividades bancarias españolas.

Más recientemente, Alamá Sabater *et al.* (2013) analizan los determinantes de la localización de sucursales bancarias desde un enfoque bayesiano de estadística espacial; elección que les permite evaluar la existencia de exceso y/o escasez de oficinas bancarias, encontrando implicaciones dispares para los tres tipos de entidades analizadas (bancos, cajas y cooperativas).<sup>14</sup> Los autores analizan la evolución del número de sucursales entre 1986 y 2010 utilizando un modelo de regresión Poisson con datos a nivel de municipios para los años 2004 y 2008, identificando los determinantes de la localización y encontrando, como variables significativas, la densidad de población, el

---

<sup>13</sup> En efecto, la mayoría de las investigaciones se han focalizado en los efectos de la desregulación, a través de la comparación de los distintos marcos regulatorios en Estados Unidos, sobre la accesibilidad a los servicios bancarios. En esta dirección se inscriben los trabajos de Lanzillotti y Saving (1969), Savage y Humphrey (1979) y Evanoff (1988), entre otros. Se sigue a García y Jacobo (2009).

<sup>14</sup> La importancia de estudiar abundancia de oficinas bancarias está relacionada con el problema de exceso de capacidad de los bancos, originada por procesos de reestructuración del sector. La escasez de oficinas bancarias en cambio, se vincula con los problemas de exclusión financiera, es decir con la incapacidad de los agentes económicos de acceder a los servicios financieros, o bien, teniendo acceso, no poder utilizarlos efectivamente.

porcentaje de desempleo y el porcentaje de población extranjera. Adicionalmente, consideran un efecto fijo por provincia (componente geográfica para medir una potencial fuente de variabilidad explicativa del número de sucursales bancarias).

En el caso de América Latina, existen estudios para Brasil, Colombia y México. Para Brasil, Kumar (2004) realiza un análisis extenso y pormenorizado de los aspectos intertemporales e interregionales del acceso a los servicios financieros. Utilizando datos a nivel de municipios, analiza los determinantes del acceso a los servicios financieros empleando como indicadores la presencia de sucursales, la densidad de sucursales y el valor de los depósitos y préstamos en relación al Producto Interno Bruto (PIB). Para ello, usa modelos Probit y Tobit, hallando una buena performance estadística para las variables ingreso per cápita (asociación positiva) y densidad de población y población rural (asociación negativa), con un efecto diferencial para la banca pública y privada. La participación del sector agrícola y de las pequeñas empresas como otras de las variables propuestas resultaron significativas sólo para algunos indicadores y tipos de bancos.

Para Colombia, Medina y Núñez (2006) replican un estudio para municipios de Bogotá, pero avanza en la literatura consultada en dos sentidos. Por un lado, distinguen dos tipos de agentes financieros: bancos comerciales y entidades cooperativas. Por otro, incorporan variables relativas a la seguridad y el orden público, las que resultan importantes para el caso colombiano. Usando modelos Logit y Poisson, muestran que el número de sucursales por sector censal es creciente con la seguridad del sector, la infraestructura en salud y el porcentaje del sector ocupado por comercio, mientras resulta decreciente en el porcentaje del sector ocupado por la industria, la densidad de población y la tasa de desempleo.

Por último, Castellanos *et al.* (2009) analizan para el sector bancario de México la relación entre la infraestructura bancaria y varias características poblacionales y económicas de los municipios. Encuentran una mayor cobertura en las regiones más pobladas y con mayores niveles de ingreso, educación y actividad económica formal (particularmente para bancos grandes). Encuentran, también, una relación inversa entre la instalación de sucursales y el costo de transporte al municipio con sucursales más cercano. Su trabajo, utiliza modelos Probit y Mínimos Cuadrados Generalizados con efectos aleatorios, respectivamente, para explicar la presencia, y el número de sucursales y cajeros automáticos.

En el caso argentino en particular —a pesar de la importancia del fenómeno y de su impacto sobre la economía— la literatura es aun relativamente novel. Al respecto, corresponde mencionar nuevamente el trabajo de Anastasi *et al.* (2010) que manifiesta que, en ausencia de datos específicos sobre bancarización provenientes de encuestas que permitan cuantificar el nivel de acceso y utilización real de los servicios bancarios, la disponibilidad de agencias bancarias, el nivel de depósitos y préstamos —como indicadores alternativos— constituyen una aproximación razonable al tema.

Es así que estos autores analizan la disponibilidad y utilización de servicios bancarios regulados en Argentina utilizando datos para el período 1998-2009 y también los determinantes de la disponibilidad de tales servicios. Como consecuencia de los datos censales de los cuales disponen,

trabajan con datos a nivel de localidad para el año 2003 y a nivel de departamentos para los años 1998 y 2003, utilizando los siguientes indicadores socioeconómicos medidos a nivel de localidad: población, índice de calidad de la vivienda, desocupación y la proporción de población con estudios primarios incompletos. Dicho análisis se enriquece a partir de la incorporación de variables agregadas: la superficie a nivel de departamento y el PBG y el Índice Provincial de Ambiente de Negocios (IPAN) a nivel de provincia.

Bajo tales consignas, los autores modelan: (a) la presencia de agencias bancarias, (b) el número de sucursales bancarias y (c) la utilización de los servicios bancarios (aproximados a través del volumen de depósitos y préstamos). Para estudiar (a) utilizan un modelo de regresión Probit, mientras que para (b) un modelo de regresión Poisson. Finalmente, para analizar (c) aplicaron un modelo de regresión Tobit. El estudio encuentra una correlación significativa con la cantidad de habitantes y la situación socioeconómica de la localidad (índice de calidad de la vivienda, nivel de instrucción, desocupación), la superficie del departamento y el nivel de actividad económica y ambiente de negocios de la provincia. Estos determinantes difieren si la entidad es pública, privada nacional o extranjera, reflejando el diferente perfil de negocios a que tales entidades apuntan. Finalmente, los autores realizan un análisis econométrico bayesiano a nivel de departamento, detectando la presencia de dependencia espacial en la utilización de los servicios bancarios.

Por último, cabe mencionar el trabajo de García y Jacobo (2015), que mide la disponibilidad de servicios bancarios a través del número de sucursales y cajeros automáticos por departamento de la Provincia de Córdoba. En cuanto a los determinantes de la disponibilidad de los servicios bancarios, entre otros aspectos, encuentra que el aumento en el nivel de privación de recursos corrientes por parte de la población estaría asociado a una menor demanda de los servicios bancarios, lo que generaría menores incentivos para la apertura de sucursales bancarias.

#### **4. Estimación y resultados**

En este estudio se decidió medir la disponibilidad de servicios bancarios a través del número de sucursales y cajeros automáticos por localidad. Debido a que estas unidades presentan grandes diferencias en términos de población, las que han quedado manifestadas entre censo y censo, y teniendo en cuenta que el número de sucursales bancarias depende de la población (Evanoff, 1988), resultó más adecuado construir un indicador para las oficinas bancarias (Tasa Sucursales) que mida el conteo de sucursales cada 100.000 habitantes, siguiendo igual procedimiento para los cajeros automáticos (Tasa Cajeros). Esta metodología constituye una aproximación original en el tratamiento de la variable a explicar.

Entre los determinantes que influyen en la disponibilidad de servicios bancarios —tanto sobre sucursales como cajeros— se considera pertinente focalizarse en las variables sociodemográficas y económicas utilizadas en la literatura revisada. Así, utilizando la última información censal (Año 2010) disponible a nivel de localidad, se emplean las siguientes variables:

- Tasa Empleo (EMPLEO): porcentaje de población total ocupada.
- Tasa Superior (SUP): porcentaje de población total con educación superior (completo e incompleto) como máximo nivel alcanzado.
- Tasa Jubilados/Pensionados (JUBPEN): porcentaje de población total que percibe jubilación, pensión o pensión no contributiva.
- Tasa Rural (RURAL): porcentaje de la población total clasificada como población rural dispersa.<sup>15</sup>
- Población (POB): total de habitantes.

Ahora bien, dado que la información disponible está georreferenciada —es decir, asociada con una localización—, pueden surgir, según muestran los desarrollos en el campo de la econometría espacial, dependencia y/o heterogeneidad espacial, la primera de las cuales no puede ser manejada adecuadamente dentro del marco de la econometría tradicional (LeSage, 1998; Anselin, 1988).

A este respecto, la dependencia espacial, en una colección de observaciones, hace referencia a que el valor de una observación asociada a una determinada localización está relacionado con el de otras observaciones ubicadas contiguamente en el espacio. La heterogeneidad espacial, en tanto, se vincula con las variaciones en las relaciones subyacentes o parámetros del modelo sobre el espacio. Resulta evidente, en consecuencia, la relevancia de considerar estos aspectos, teniendo en cuenta que los determinantes de la localización de los servicios bancarios están influenciados no sólo por factores sociodemográficos y económicos sino también por aspectos de la propia localización y distancia. En particular, el efecto espacial que se analiza es la dependencia espacial, comúnmente denominada autocorrelación espacial.<sup>16</sup>

En resumen, la primera cuestión a analizar es si las variables “Tasa Sucursales” y “Tasa Cajeros” presentan dependencia espacial. Para obtener una medida de esta última, se calculó el estadístico  $I$  de Moran (Moran, 1950), para la cual fue necesario definir previamente la matriz de contactos ( $W$ ).

Dado que el estudio de la disponibilidad de servicios bancarios se realiza a nivel de localidades, para la construcción de la matriz de pesos espaciales ( $W$ ) se utilizó el criterio de distancia, considerando un umbral de vecindad de 64 kilómetros.<sup>17</sup> En otras palabras, se considera que dos localidades son vecinas, y por tanto se asume interacción espacial, si la distancia entre ellas es inferior a dicho umbral.

---

<sup>15</sup> Se considera población rural aquella que se encuentra agrupada en localidades de menos de 2.000 habitantes y a la que se encuentra dispersa en campo abierto, de allí la clasificación en población rural agrupada y dispersa. Debido a ciertas similitudes entre la población urbana y rural agrupada se decidió considerar para el cálculo de la tasa de población rural sólo la población rural dispersa.

<sup>16</sup> Esta dependencia puede ser expresada según la primera ley de la geografía de Tobler (1970) en la cual “todo está relacionado con todo, pero las cosas más próximas están más relacionadas que las distantes”, dando a entender que la dependencia espacial es más una norma que una excepción (Herrera *et al.*, 2012).

<sup>17</sup> En esta aplicación, este umbral coincide con la mínima distancia que garantiza que todas las localidades tengan al menos un vecino.



La estadística I de Moran captura la dependencia global, es decir la autocorrelación existente en todo el espacio geográfico. Tanto en el caso de la Tasa Sucursales ( $I=0,154$ ) como de la Tasa Cajeros ( $I=0,077$ ) resultaron estadísticamente significativas.<sup>18</sup> Si bien ambos casos exhibieron una asociación espacial directa, la misma resultó baja y más aún para la variable Tasa Cajeros. En síntesis, ambas variables muestran dependencia espacial significativa, es decir el comportamiento de la variable (Tasa Sucursales y Tasa Cajeros) en una unidad geográfica (localidad) está relacionado con el de sus vecinos; en particular, por ser la asociación directa, este comportamiento resulta similar al de sus localidades vecinas.

La detección de autocorrelación espacial tanto para Tasa Sucursales como Tasa Cajeros indujo la necesidad de un análisis más detallado sobre sus determinantes. Es decir, una vez detectada la importancia del componente espacial (la dependencia espacial global en este trabajo), se deberán considerar modelos econométricos que permitan la incorporación de dicho efecto.<sup>19</sup>

En este trabajo se abordará el tratamiento de la dependencia espacial en el contexto de los modelos de regresión bajo un corte transversal. Debido a que las variables Tasa Sucursales y Tasa Cajeros valen cero para una proporción considerable de la población, el planteamiento en dos etapas de Heckman (1979) parece el más apropiado.

Así, siguiendo a Cameron y Trivedi (2010), la primera parte de la estimación plantea una respuesta binaria que modela la presencia de sucursales y cajeros mediante una especificación Probit. La segunda parte utiliza una regresión lineal para modelar las variables Tasa Sucursales y Tasa Cajeros en aquellas localidades que cuentan con dicha infraestructura bancaria, permitiendo la incorporación de los efectos espaciales. En ambos casos, y también como aporte original, el análisis se hizo tanto para la banca pública como privada con la intención de detectar un comportamiento diferenciado.<sup>20</sup>

En una primera etapa entonces —como se adelantara en el párrafo anterior—, para modelar la presencia de sucursales y cajeros, tanto para la banca pública como privada, se utiliza un modelo Probit. Para ello, con las variables sociodemográficas y económicas mencionadas oportunamente, se plantea el siguiente modelo para la presencia de sucursales bancarias y cajeros automáticos, tanto para la banca pública como privada:

$$y_i > 0 \quad (h_i = 1) \quad \text{si } h_i^* > 0 \quad (1)$$

$$y_i = 0 \quad (h_i = 0) \quad \text{si } h_i^* \leq 0 \quad (2)$$

$$\text{siendo } h_i^* = x'_{1i}\beta_1 + \epsilon_{1i} \quad (3)$$

<sup>18</sup> Se utilizó tanto la aproximación asintótica normal como la aproximación empírica por permutaciones.

<sup>19</sup> En este sentido, Herrera (2015) señala que la detección de autocorrelación espacial puede ser real, debido a la propia estructura de difusión de la variable, o bien aparente, originada por la existencia de otras variables que pueden explicar la dependencia espacial detectada.

<sup>20</sup> No se pudo hacer el análisis distinguiendo banca privada de capitales nacionales y extranjeros debido a cuestiones metodológicas (cantidad de observaciones).

donde  $y_i$  es la tasa sucursal/cajero para la localidad  $i$ , siendo  $h_i = 1$  si la localidad posee sucursal/cajero y  $h_i = 0$ , en caso contrario. Las características particulares de la localidad están incluidas en el vector  $x_{1i}$  y  $\epsilon_{1i}$  es el término del error.

La segunda parte de la estimación intenta explicar la Tasa Sucursal/Cajero a partir de las características particulares de las localidades que poseen dicha infraestructura ( $x_{2i}$ ):

$$y_i = x'_{2i}\beta_2 + \epsilon_{2i} \text{ si } y_i > 0 \text{ (} h_i = 1 \text{)} \quad (4)$$

Es habitual asumir una distribución normal bivalente entre los términos de error:

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{1i} \\ \epsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \text{Normal} \left\{ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma^2 \end{bmatrix} \right\} \quad (5)$$

La ecuación que resume el modelo formulado es:

$$y_i = x'_{2i}\beta_2 + \sigma_{12}\lambda(x'_{1i}\beta_1) + u_i, \quad (6)$$

donde  $\lambda(x'_{1i}\beta_1)$  es la inversa del ratio de Mills y  $u_i$  es el término de perturbación aleatoria.

En esta segunda etapa, incorporamos al modelo básico tradicional la estructura de dependencia espacial que subyace en los datos. En primer lugar, se planteó un modelo básico de regresión estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La presencia de heterocedasticidad, cuando fue detectada, se corrigió mediante el uso de errores estándares robustos. Debido a la identificación de algunas observaciones influyentes que afectaban las estimaciones, se crearon variables *dummy* para algunas localidades.

Cuando se detectó la presencia de una estructura espacial a través del examen residual de la estimación por MCO, se estimaron modelos que incluyeron dependencia espacial sustantiva (Spatial Lag Model, SLM), con efectos de desbordamiento en las variables explicativas (Spatial Lag in X-Model, SLX), ambos (Spatial Durbin Model, SDM), con dependencia en el error (Spatial Error Model, SEM), con dependencia en el error y con efectos de desbordamiento en las variables explicativas (Spatial Durbin Error Model, SDEM), según el resultado de los test de Multiplicadores de Lagrange (Anselin et al., 1996):

- Modelo del Rezago espacial (SLM), que incluye dependencia espacial sustantiva:

$$y_i = \theta W y_i + x'_{2i}\beta_2 + \sigma_{12}\lambda(x'_{1i}\beta_1) + u_i, \quad u_i \sim (0, \sigma^2 I) \quad (7)$$

donde  $\theta$  es el coeficiente del rezago espacial y  $W$  es la matriz de pesos espaciales.

- Modelo de variables explicativas rezagadas espacialmente (SLX), que incorpora dependencia espacial sustantiva y las variables explicativas rezagas espacialmente, que capturan el efecto espacial local de dichas variables.

$$y_i = x'_{2i}\beta_2 + Wx'_{2i}\delta + \sigma_{12}\lambda(x'_{1i}\beta_1) + u_i, \quad u_i \sim (0, \sigma^2 I) \quad (8)$$

donde  $\delta$  es el vector que acompaña al rezago espacial de las variables explicativas y  $W$  es la matriz de pesos espaciales.

- Modelo de Durbin (SDM) que incorpora dependencia espacial sustantiva y las variables explicativas rezagas espacialmente, que capturan el efecto espacial local de dichas variables.

$$y_i = \theta W y_i + x'_{2i}\beta_2 + \delta W x'_{2i} + \sigma_{12}\lambda(x'_{1i}\beta_1) + u_i, \quad u_i \sim (0, \sigma^2 I) \quad (9)$$

donde  $\theta$  es el coeficiente del rezago espacial,  $\delta$  es el vector que acompaña al rezago espacial de las variables explicativas y  $W$  es la matriz de pesos espaciales.

- Modelo del Error Espacial (SEM), que incluye dependencia espacial residual:

$$y_i = x'_{2i}\beta_2 + \sigma_{12}\lambda(x'_{1i}\beta_1) + \eta_i, \quad \eta_i = \rho W \eta_i + u_i, \quad u_i \sim (0, \sigma^2 I) \quad (10)$$

donde  $\rho$  es el coeficiente del error espacial y  $W$  es la matriz de pesos espaciales.

- Modelo de Durbin y Error Espacial (SDEM), que incluye dependencia espacial residual y las variables explicativas rezagas espacialmente, que capturan el efecto espacial local de dichas variables:

$$y_i = x'_{2i}\beta_2 + \delta W x'_{2i} + \sigma_{12}\lambda(x'_{1i}\beta_1) + \eta_i, \quad \eta_i = \rho W \eta_i + u_i, \quad u_i \sim (0, \sigma^2 I) \quad (11)$$

donde  $\rho$  es el coeficiente del error espacial,  $\delta$  es el vector que acompaña al rezago espacial de las variables explicativas y  $W$  es la matriz de pesos espaciales.

Las alternativas de estimación han sido tradicionalmente de dos tipos. Una, por máxima verosimilitud (MV), asumiendo distribución normal de la perturbación aleatoria. Otra, por variables instrumentales o, su versión generalizada, Método Generalizado de Momentos (MGM), que recurre a la teoría asintótica sin necesidad del supuesto de normalidad. En esta aplicación, se utilizó la primera.

Las matrices de pesos espaciales ( $W$ ) se construyeron fijando como umbral de vecindad la mínima distancia que garantiza que todas las localidades tengan al menos un vecino. No obstante, se siguió la sugerencia de Halleck Vega y Elhorst (2015), quienes aconsejan no abandonar tan rápidamente la estimación por MCO, proponiendo la incorporación de las variables explicativas rezagadas espacialmente.

Ante la imposibilidad de realizar una estimación integrada Heckman para datos espaciales, optamos, como estrategia alternativa de estimar la Tasa Sucursales/Cajeros para las localidades que poseen dicha infraestructura y, posteriormente, introducir la inversa de Mills obtenida de un Probit similar al de la primera etapa de Heckman, con el objetivo de disponer de una medida del sesgo de selección.

El Cuadro 9 expone los modelos Probit estimados para la presencia de sucursales y cajeros respectivamente comparando la banca pública y privada. Tal como se observa, tanto la presencia de sucursales como de cajeros automáticos en una localidad está asociada positivamente con la población, corroborando la evidencia mostrada en los Cuadros 5 y 6 y lo encontrado en Anastasi *et al.* (2010). Adicionalmente, existen diferencias en ambos canales de servicios bancarios, detectándose un mayor efecto de la población en el caso de los cajeros automáticos en relación con las sucursales bancarias. Asimismo, se observa un efecto diferencial a favor de la banca pública (el coeficiente estimado para la población en la banca pública es mayor tanto para sucursales como cajeros), corroborando la evidencia expuesta en los Cuadros 7 y 8, lo que indica una mayor probabilidad de presencia de la banca pública que privada en casi todos los estratos de población.

**Cuadro 9 | Modelos Probit: presencia de sucursales bancarias y cajeros automáticos**

| Determinantes           | Año 2010             |               |                     |               |
|-------------------------|----------------------|---------------|---------------------|---------------|
|                         | Sucursales bancarias |               | Cajeros automáticos |               |
|                         | Banca pública        | Banca privada | Banca pública       | Banca privada |
| Población               | 26,26 ***            | 9,90 ***      | 41,50 ***           | 10,87 ***     |
| Tasa Empleo             | 4,00 ***             | 5,24 **       | 3,60 *              | 5,12 **       |
| Tasa Superior           | -0,09                | 1,65          | 2,67                | 0,02          |
| Tasa Rural              | -4,26 ***            | -4,99         | -1,38 *             | -4,08         |
| Tasa Jubilación/pensión | 11,62 ***            | 7,82 **       | 9,41 ***            | 4,70          |
| Ordenada al origen      | -4,77 ***            | -5,71 ***     | -4,98 ***           | -4,82 ***     |

Nota: (\*) significativo al 10% (\*\*) significativo al 5% (\*\*\*) significativo al 1%.

Fuente: Elaboración propia.

Los determinantes socioeconómicos muestran, en la mayoría de los casos, los efectos que intuitivamente serían los esperados de acuerdo con los enunciados teóricos sobre la relación entre desarrollo económico y acceso a los servicios bancarios (Levine, 2005; Loayza y Ranciere, 2005).

La Tasa de Empleo permite evaluar el funcionamiento de la economía en general y de la industria bancaria en particular, por lo cual ante un aumento en dicha tasa se esperaría una mayor demanda de los servicios bancarios. Este comportamiento se observa tanto en sucursales como cajeros, con un efecto de mayor cuantía para la banca privada.

Con relación a la Tasa Jubilados/Pensionados, debido a que los beneficiarios tanto de jubilaciones como pensiones están bancarizados –el depósito de tales beneficios se realiza en cuentas bancarias–, son potenciales demandantes de otros servicios ofrecidos por las instituciones financieras. En función de ello, un aumento en dicha tasa podría generar una mayor demanda de tales servicios. Los resultados encontrados confirman su efecto positivo sobre presencia de la banca pública, tanto a través de una sucursal como un cajero, aunque con mayor cuantía en el caso de sucursales. En otras palabras, el efecto de la variable Jubilados/Pensionados es más alto en la instalación de sucursales que en la de cajeros automáticos. Esto podría estar demostrando la preferencia de los jubilados por las sucursales (ventanilla) frente a los cajeros automáticos

La variable que capta el porcentaje de población con educación superior (Tasa Superior) no tiene un efecto significativo sobre la presencia de infraestructura bancaria. En relación a la variable Tasa Rural, sólo resultó significativo su efecto para la banca pública (presencia de sucursales y cajeros). Su signo negativo implica que un aumento en la proporción de población rural dispersa en las localidades reduce las posibilidades de contar con sucursales bancarias y cajeros automáticos, resultado previsible de antemano. En el Cuadro 10 se exhiben los modelos estimados para la Tasa Sucursales y Cajeros, corregidas por el potencial sesgo de selección, de manera comparada para la banca pública y privada. Dado que la variable Tasa Sucursales/Cajeros no admite el supuesto de normalidad, se trabajó con la transformación logarítmica de las tasas.

En estos modelos se ha trabajado únicamente con localidades que cuentan con esta infraestructura bancaria (valores de la Tasa Sucursales/Cajeros positivos). Esto implica que un porcentaje importante de las observaciones disponibles no sean tomadas en cuenta para el análisis, ocasionando posibles sesgos en las estimaciones de los coeficientes.<sup>21</sup> Este potencial sesgo fue evaluado incorporando en el modelo un parámetro para la inversa de Mills. Como puede observarse, sólo para la tasa cajeros públicos resultó significativo, justificando el planteamiento de dos etapas de Heckman.

En el caso de las variables Tasa Sucursales y Tasa Cajeros para la banca pública resultó adecuado un modelo SLX. La interpretación de los resultados en este modelo, a excepción de los coeficientes de las variables explicativas rezagadas espacialmente que capturan el efecto espacial local de dichas variables, no difiere del modelo de regresión lineal general. Para la variable Tasa Sucursales (banca privada) resultó adecuado un modelo SEM. La interpretación en este modelo no difiere del modelo de regresión lineal general, ya que el efecto espacial detectado sólo afecta a los errores estándares.

---

<sup>21</sup> Al respecto, 65,3% en el caso de Tasa Sucursales públicas, 90,2% en el caso de Tasa Sucursales privadas, 64,9% en el caso de Tasa Cajeros públicos y 88,8% en el caso de Tasa Cajeros privados.

**Cuadro 10 | Modelos para tasa sucursales bancarias y tasa cajeros automáticos**

| Variables                     | Año 2010             |               |                     |               |
|-------------------------------|----------------------|---------------|---------------------|---------------|
|                               | Sucursales bancarias |               | Cajeros automáticos |               |
|                               | Banca pública        | Banca privada | Banca pública       | Banca privada |
| Log(Población)                | - 0,660 ***          | -0,460 ***    | -0,279 ***          | -0,320 *      |
| Tasa Empleo                   | 0,616                | 6,479 ***     | 3,543 ***           | 6,075 **      |
| Tasa Empleo rezagada          |                      |               | -3,490 ***          | -16,879 ***   |
| Tasa Superior                 | -0,807               | 1,968         | 0,935               | 0,676         |
| Tasa Superior rezagada        | -3,094 ***           |               |                     |               |
| Tasa Rural                    | -0,838 **            | -4,479        | -0,634              | -4,305        |
| Tasa Jubilación/pensión       | 3,529 ***            | 3,096         | 2,306 **            | 4,294         |
| Ordenada al origen            | 0,776                | -2,476 **     | 1,618 **            | 8,880 ***     |
| Dummy [Córdoba]               | 1,739 ***            | 1,274 *       | 1,140 ***           | 1,228 *       |
| Dummy [Mendiolaza]            |                      |               | -0,629              |               |
| Dummy [La Calera]             |                      |               |                     | -1,280 ***    |
| Inversa de Mills              | 0,162                | 0,209         | 0,579 ***           | 0,086         |
| Coficiente del error espacial |                      | -0,718 **     |                     |               |
| Coficiente rezago espacial    |                      |               |                     | -0,833 ***    |
| Número de observaciones       | 148                  | 42            | 150                 | 48            |
| Modelo                        | SLX                  | SEM           | SLX                 | SDM           |

Nota: (\*) significativo al 10% (\*\*) significativo al 5% (\*\*\*) significativo al 1%.

Fuente: Elaboración propia.

Para la variable Tasa Cajeros (banca privada) resultó adecuado un modelo SDM. En estos modelos la interpretación de los resultados es diferente, es decir el efecto total de cambios en las variables explicativas sobre la variable dependiente no es medido directamente por las estimaciones de los coeficientes  $\beta_k$ . En un SLM el efecto total puede ser descompuesto en un efecto directo y otro indirecto. El efecto directo es el impacto del cambio de la variable explicativa sobre la variable dependiente en cada localidad.<sup>22</sup> El efecto indirecto, en cambio, se debe a la dinámica espacial generada por la presencia de  $\theta$  que afectará a todas las unidades del modelo. Bajo un modelo de SDM pueden distinguirse dos tipos de efectos indirectos producto de la interdependencia entre las unidades. Uno es de tipo global, afectando a todas las unidades y otro local, que surge del cambio de las variables explicativas de las localidades vecinas.<sup>23</sup>

Tanto en un modelo SLM o SDM, siempre se tendrá un efecto marginal que no es único para todas las localidades (en contraposición a lo que sucede bajo un modelo no-espacial). Debido a esta característica, LeSage y Pace (2009) proponen una medida resumen para cada uno de los efectos considerando valores promedio. Finalmente, resulta importante resaltar que el efecto total no debe

<sup>22</sup> Este efecto tenderá a ser similar al obtenido por un modelo de regresión no espacial si  $\lambda$  es cercano a 0.

<sup>23</sup> La variable dependiente aumenta inicialmente, y esto genera un nuevo incremento producto del cambio en las localidades vecinas, capturado por el término endógeno  $\theta W \text{Log}(Tasa)$ . Para mayores detalles puede consultarse LeSage y Pace (2009) y Herrera (2015).

interpretarse como un impacto inmediato, ya que requiere que el efecto difusión o contagio sobre el espacio se complete implicando un período temporal de mediano a largo plazo. El Cuadro 11 expone la descomposición del efecto total para las variables explicativas que resultaron significativas en el modelo estimado SDM.

Tanto en el caso de las sucursales bancarias como de los cajeros automáticos, los resultados indican que la población continúa siendo un determinante significativo, observándose un efecto positivo y de mayor cuantía en la Tasa Cajeros en relación a Tasa Sucursales. Asimismo, se observa un menor efecto para la banca pública, lo que implicaría una mayor indiferencia de esta banca para aumentar su infraestructura en función del número de habitantes. Esta situación podría estar evidenciando una contribución relativamente mayor a la inclusión financiera.

Estos resultados son similares a los encontrados al estudiar la presencia de infraestructura bancaria, corroborando el hecho de que los bancos operan, tanto a través de sucursales como cajeros en las localidades más pobladas. Así, un cambio porcentual en la población aumenta el número promedio de cajeros automáticos de la banca pública en 0,72%.<sup>24</sup> Para la Tasa Cajeros en la banca privada se observa no sólo el efecto de la población de la localidad (efecto directo) sino también un efecto indirecto global generado por los cambios en la tasa de cajeros en las localidades vecinas. Según se observa en el Cuadro 11, este efecto indirecto reduce el efecto total sobre la tasa de cajeros en la localidad.

**Cuadro 11 | Tasa cajeros automáticos: descomposición de efectos**

| Determinantes | Tasa Cajeros Automáticos<br>(banca privada) |                |                  |
|---------------|---|----------------|------------------|
|               | Efecto Total                                | Efecto Directo | Efecto Indirecto |
| Población     | 0,37  | 0,74           | -0,37            |
| Tasa Empleo   | -5,90                                       | 8,36           | -14,26           |

Fuente: Elaboración propia.

En el caso de la variable Tasa Empleo se observa un efecto positivo para las sucursales de la banca privada, pero no para la banca pública. En este sentido, un cambio en un punto porcentual en la tasa de empleo produce un crecimiento del 6,48% en la tasa promedio de sucursales. Para la Tasa Cajeros en la banca pública se observa no sólo el efecto de la tasa de empleo de la localidad (efecto directo) sino también la tasa de empleo en las localidades vecinas (efecto indirecto local) que contrarresta el efecto directo. En el caso particular de la banca privada se observa, adicionalmente, un efecto indirecto global generado por los cambios en la tasa de cajeros en las localidades vecinas. Según se observa en el Cuadro 11, este efecto indirecto es de mayor magnitud que el efecto directo resultando un efecto total negativo sobre la tasa de cajeros en la localidad.

<sup>24</sup> Debido a que tanto la variable explicativa POB como la variable dependiente TasaSuc se trabajaron en escala logarítmica y a que  $\log(\text{TasaSuc}) = \log(\text{Sucursales}) - \log(\text{POB})$ , el efecto de la variable  $\log(\text{POB})$  se obtiene sumándole 1 al coeficiente estimado.

La variable Tasa Jubilados/Pensionados afecta positivamente, pero sólo sobre la banca pública, tanto Tasa Sucursales como Tasa Cajeros, siendo mayor el efecto en el caso de las sucursales. Así, un cambio en un punto porcentual en la tasa de jubilados/pensionados produce un aumento del 3,53% en la tasa promedio de sucursales públicas. Resulta interesante mencionar el efecto no significativo de la presencia de jubilados/pensionados para la banca privada, evidenciando su escasa contribución a la inclusión financiera de este sector.

En relación con la variable Tasa Superior se observa, sólo para las sucursales de la banca pública, un efecto negativo de las localidades vecinas (efecto indirecto local), lo que implica que un aumento en un punto porcentual en la proporción de la población con estudios superiores en las localidades vecinas reduce la tasa promedio de sucursales públicas en 3,09% en la localidad. En relación con la variable Tasa Rural, sólo resultó significativo su efecto para la banca pública (Tasa Sucursales). Su signo negativo implica que un aumento en un punto porcentual en la proporción de población rural dispersa en las localidades reduce la tasa promedio de sucursales en 0,84%.

## 5. Comentarios finales

Este trabajo analiza la inclusión financiera y los determinantes de la disponibilidad de los servicios bancarios (sucursales y cajeros) en la provincia de Córdoba a nivel de localidades para el período 2000-2019.

Mientras el número de sucursales se mantuvo relativamente estable —pasando de un total de 424 sucursales en el año 2000 a 453 sucursales a diciembre de 2019—, hubo un aumento sustancial en los puntos de atención a través de cajeros —incrementando de un total de 360 a 1.727 cajeros entre los años mencionados—. En términos de distribución geográfica, los cajeros exhiben una mayor concentración que las sucursales, localizándose un poco menos de la mitad de ellos en el departamento Capital. En relación a la banca pública se observa una importante presencia de cajeros en el interior provincial (66%). La banca privada de capitales nacionales y extranjeros, en cambio, exhibe una mayor presencia de cajeros en el departamento Capital (57% y 60% respectivamente).

Existe una fuerte presencia de la banca pública en toda la provincia, en especial en el interior, seguida en importancia por la banca privada de capitales nacionales y extranjeros. La banca pública atiende un mayor número de departamentos y localidades, mientras el resto de las instituciones opera generalmente en pocos departamentos y en una sola localidad por departamento.

La banca pública subraya su presencia en el interior provincial (84% de sus sucursales se ubican fuera del departamento Capital), seguida por la banca privada de capitales nacionales (55% de las sucursales se ubican en el interior).

En las localidades con hasta 10.000 habitantes la banca pública, en mayor medida, y la banca privada de capitales nacionales son las que contribuyen a la inclusión financiera. Sólo en las localidades con más de 25.000 habitantes se observa una escasez de sucursales que es atenuada con



cajeros y, si bien la banca pública tiene una presencia importante, estas ciudades son las que ofrecen mayores incentivos a la banca privada para instalarse.

Al analizar la presencia/ausencia de bancos en localidades con escasa oferta de servicios bancarios (localidades con una sucursal y principalmente con menos de 10.000 habitantes), los ciudadanos son atendidos —exclusivamente— por la banca pública. En las localidades que cuentan con 2 sucursales vuelve a aparecer la banca pública en todas, seguida en importancia por la banca privada de capitales nacionales y presentando la banca privada de capitales extranjeros una escasa participación. Sólo en las localidades 3 o más sucursales —y aunque la banca pública sigue presente— es mayor el número de sucursales de la banca privada, destacándose la de capitales nacionales sobre la de capitales extranjeros. En suma, y para casi todos los estratos de población, la banca pública tiene mayor presencia de sucursales y cajeros; mientras la privada sólo en ciudades más populosas.

En cuanto a los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios, los resultados sugieren que la población influye significativamente, tanto en el caso de sucursales bancarias como de cajeros automáticos, registrándose un efecto positivo y de mayor cuantía en el caso de estos últimos. Se observa, además, que la variable empleo ejerce un efecto positivo en la instalación de las sucursales de la banca privada, y de cajeros en ambas bancas. Adicionalmente, los jubilados y pensionados parecen afectar positivamente a la utilización de los servicios bancarios, tanto a través de sucursales como cajeros que pertenecen a la banca pública, evidenciándose la escasa contribución de la banca privada a la inclusión financiera de este sector. Respecto a la educación, un aumento en la proporción de la población con estudios superiores en las localidades vecinas tiende a reducir el promedio de sucursales de bancos públicos de las localidades. Por último, un aumento en la proporción de población rural dispersa en las localidades reduce la tasa promedio de sucursales, pero sólo en el caso de la banca pública.

Finalmente, cabe aclarar que los determinantes de la instalación de sucursales o cajeros automáticos en las diferentes localidades podría estar asociada con variables de naturaleza diversa, relacionadas, por ejemplo, al número de empresas y a su tamaño, al igual que otras vinculadas a la riqueza relativa de cada localidad. El tratamiento de estas variables quedará para ulteriores investigaciones, cuando la disponibilidad y confiabilidad de los datos así lo facilite.

## Referencias

- Alamá Sabater L. y E. Tortosa-Ausina (2012): "Bank branch geographic location patterns in Spain: some implications for financial exclusion", *Growth and Change*, 43, pp. 505-453.
- Alamá Sabater, L., D. Conesa Guillén, A. Forte Deltell y E. Tortosa-Ausina (2013): "A bayesian perspective to analyze branch location patterns in Spanish Banking", Documentos de Trabajo, Fundación BBVA, N° 3.
- Anastasi, A., E. Blanco, P. Elosegui y M. Sangiácomo (2010): "La bancarización y los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en Argentina", *Ensayos Económicos*, 60, pp. 137-209.
- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer.
- Anselin, L., A. K. Bera, R. Florax y M. J. Yoon, (1996): "Simple diagnostic tests for spatial dependence", *Regional Science and Urban Economics*, 26, pp. 77-104.
- Ayuso, J., D. Pérez y J. Saurina (2004): "Are capital buffers pro-cyclical? Evidence from Spanish panel data", *Journal of Financial Intermediation*, 13, pp. 249-264.
- Banco Central de la República Argentina (2013); "Disponibilidades, Préstamos y Depósitos clasificados según la ubicación geográfica de la casa o sucursal de la entidad financiera", disponible en [www.bcra.gov.ar/pdfs/estadistica/locser.xls](http://www.bcra.gov.ar/pdfs/estadistica/locser.xls).
- Bernad, C., L. Fuentelaz, y J. Gomez (2008): "Deregulation and its long-run effects on the availability of banking services in low-income communities", *Environment and Planning A*, 40, pp. 1681-1696.
- Cameron, A. C. y P. K. Trivedi (2010): *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press.
- Castellanos, S., V. Castellanos y B. Flores (2009): "Factores de influencia en la localización regional de infraestructura bancaria", *Economía Mexicana*, XVIII, pp. 283-330.
- Dirección General de Estadística y Censos de la Provincia de Córdoba (2013): "Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2001", disponible en [www.estadística.cba.gov.ar](http://www.estadística.cba.gov.ar).
- Evanoff, D. (1988): "Branch Banking and Service Accessibility", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, pp. 191-202.
- Fotheringham, A. S., M. Charlton y C. Brunsdon (1998): "Geographically Weighted Regression: A Natural Evolution of the Expansion Method for Spatial Data Analysis", *Environment and Planning*, 30, pp. 1905-1927.
- García, F. y A. Jacobo (2019): "Factores de influencia en la localización regional de infraestructura bancaria: El caso de la provincia de Córdoba", *Regional and Sectoral Economics Studies*, 19, pp. 89-114.
- García, F. y A. Jacobo (2015): "Una Aproximación a La Inclusión Financiera y a los Determinantes de la Disponibilidad de los Servicios Bancarios en la Provincia de Córdoba", *Ensayos de Política Económica*, 2, pp. 10-49.
- Grupo de Monitoreo Macroeconómico del Mercosur (2011): *Indicadores de bancarización*, Buenos Aires.
- Halleck Vega, S. y J. Elhorst (2015): "The SLX model", *Journal of Regional Science*, 55, pp. 339-363.

- Haining, R. (2003): *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*, Cambridge University Press.
- Heckman, J. J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, pp. 153-161.
- Herrera, M., J. Paz y J. Cid (2012): "Introducción a la Econometría Espacial. Una aplicación al estudio de la fecundidad en la Argentina usando R", MPRA Paper N° 41138, disponible en <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/41138/>.
- Herrera, M. (2015): *Econometría espacial usando STATA: Guía teórico-aplicada*, manuscrito.
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (2013): "Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010, procesado con Redatam+SP", disponible en [www.indec.gov.ar](http://www.indec.gov.ar).
- Klier, T. y D. McMillen (2008): "Clustering of Auto Supplier Plants in the United States: Generalized Method of Moments Spatial Logit for Large Samples", *Journal of Business & Economic Statistics*, 26, pp. 460-471.
- Kumar, A. (2004): "Access to Financial Services in Brazil", manuscrito, The World Bank.
- Lanzillotti, R. y T. Saving (1969): "State branching restrictions and the availability of branching services: Comment", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, pp. 778-788.
- LeSage, J. (1998): "Spatial Econometrics", University of Toledo, manuscrito.
- LeSage, J. y R. Pace (2009): *Introduction to spatial econometrics*. CRC press.
- Levine, R. (2005), "Finance and Growth: Theory and Evidence", en P. Aghion y S. Durlaf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier Science.
- Leyshon A. y N. Thrift (1995): "Geographies of financial exclusion: financial abandonment in Britain and the United States", *Transactions of the Institute of British Geographers, New Series* 20 (3), pp. 312-341.
- Leyshon A. y N. Thrift (1996): "Financial exclusion and the shifting boundaries of branching services", *Environment and Planning A*, 28, pp. 1150-1156.
- Loayza, N. y R. Ranciere (2005): "Financial Development, Financial Fragility, and Growth", IMF, Working Paper 05/170.
- Medina, C. y J. Núñez (2006): "La Oferta de Servicios del Sector Financiero Formal en Bogotá", Documento CEDE, Universidad de los Andes, Colombia.
- Moran, P. (1950): "Notes on Continuous Stochastic Phenomena", *Biometrika*, 37, pp. 17-23.
- Pinkse, J. y M. Slade (1998): "Contracting in space: an application of spatial statistics to discrete-choice models", *Journal of Econometrics*, 85, pp. 125-154.
- Savage, D. y D. Humphrey (1979): "Branching Laws and Banking Offices: Comment", *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, pp. 227-230.
- Tobler, W. R. (1970): "A computer movie simulating urban growth in the Detroit region", *Economic Geography*, 46, pp. 234-240.
- Vayá, E. y R. Moreno (2000): "La utilidad de la econometría espacial en el ámbito de la ciencia regional", Documento de Trabajo (13), FEDEA, Madrid.

# Factores macroeconómicos de la inflación en Argentina 2013-2019

**Alberto Manuel López Galván\***

Universidad de Buenos Aires

## Resumen

El objetivo de este trabajo es investigar el uso del análisis factorial para identificar el rol que tienen las principales variables macroeconómicas sobre la inflación en la Argentina. Los predictores macroeconómicos que usualmente impactan sobre la inflación se resumen utilizando un número menor de factores construidos por los componentes principales. Esta construcción nos permite identificar y cuantificar el efecto de los factores no observables asociados al crecimiento del dinero, las expectativas, el tipo de cambio, el déficit fiscal y la tasa de interés, entre otros. Luego usamos estos factores para construir modelos econométricos para pronosticar la inflación. Específicamente, utilizamos modelos univariados y multivariados, como los modelos autorregresivos clásicos, factoriales y FAVAR. Los resultados del pronóstico sugieren que los modelos que incorporan la información económica mediante factores superan a los modelos clásicos. Además, utilizando test de causalidad en el sentido de Granger y funciones de impulso respuesta, se estudia la dinámica de corto plazo de la inflación ante *shocks* sobre los factores principales.

*Clasificación JEL:* C38, E31, E37.

*Palabras clave:* análisis factorial, dinero, inflación, modelos factoriales, pronósticos.

*Presentado:* 15 de mayo de 2020 - *Aprobado:* 15 de septiembre de 2020.

---

\* Las opiniones vertidas en este trabajo son responsabilidad del autor y no reflejan necesariamente las del BCRA o sus autoridades. Email: [manuel.lgalvan@uba.ar](mailto:manuel.lgalvan@uba.ar), [amlopezgalvan@gmail.com](mailto:amlopezgalvan@gmail.com), [mlopezgalvan@hotmail.com](mailto:mlopezgalvan@hotmail.com).

# Macroeconomic factors for inflation in Argentina 2013-2019

**Alberto Manuel López Galván**

Universidad de Buenos Aires

## Summary

The aim of this paper is to investigate the use of the factor analysis in order to identify the role of the relevant macroeconomic variables in driving the inflation. The macroeconomic predictors that usually affect the inflation are summarized using a small number of factors constructed by the principal components. This allows us to identify the crucial role of money growth, inflation expectations and exchange rate in driving the inflation. Then we use these factors to build econometric models to forecast inflation. Specifically, we use univariate and multivariate models such as classical autoregressive, Factor models and FAVAR models. Results of forecasting suggest that models which incorporate more economic information outperform the benchmarks. Furthermore, causality test and impulse response are performed in order to examine the short-run dynamics of inflation to shocks in the principal factors.

*Clasificación JEL:* C38, E31, E37.

*Keywords:* factor analysis, factor models, forecasting, inflation, money.

*Submitted:* May 15, 2020 – *Approved:* September 15, 2020.

## 1. Introducción

En los últimos 10 años, Argentina ha experimentado una de las tasas de inflación más altas a nivel mundial y por lo tanto es un caso interesante para estudiar el efecto y las relaciones de sus principales variables macroeconómicas con la tasa de inflación.

Existen varios trabajos sobre los efectos de la relación entre la inflación y la política monetaria y también con medidas como la brecha del producto o la tasa de interés. Por ejemplo, Basco, D'Amato y Garegnani (2006) estudiaron la dinámica de corto plazo del dinero y los precios en periodos de alta y baja inflación y constataron que la proporcionalidad se mantiene para un período de alta inflación, pero es más débil en regímenes de baja inflación.

La mayoría de los economistas están de acuerdo con que la alta inflación generalmente comienza cuando el Banco Central emite dinero para financiar un desequilibrio fiscal; este argumento fue desarrollado inicialmente por Cagan (1956) para explicar la hiperinflación. El problema de la inflación ha sido superado hace décadas por los países desarrollados centrandose su atención principalmente en los instrumentos monetarios. En Argentina, el tipo de cambio desempeña un rol crucial en la formación de los precios de los bienes transables, sin embargo, se ha visto que la inflación ha continuado sin cambios repentinos en el tipo de cambio. Por otro lado, los salarios y las tasas de interés son un componente muy importante de los costos de producción y en la composición de los precios de los bienes no transables, además, las empresas y los agentes tienen en cuenta la tasa de inflación esperada en las decisiones de fijación de precios y de contratos. Todas estas razones pueden tener efecto en la inflación, sin embargo, no está claro por qué persiste una tasa de inflación alta, aunque el déficit no crezca o aunque no haya variaciones bruscas en el tipo de cambio. Por lo tanto, es posible que la dinámica de precios también pueda explicarse por factores no observables o latentes relacionados con las presiones observables de la inflación y es por ello que puede ser conveniente abordarla desde un punto de vista multivariado utilizando el análisis factorial. En este trabajo investigamos cuáles son los determinantes más importantes de la inflación y usamos esta información para construir modelos de pronóstico.

Los modelos econométricos clásicos, como AR, ADL o VAR, pueden utilizarse para modelar simultáneamente la interacción de sólo un puñado de variables. Por ejemplo, en los modelos VAR el número de parámetros a estimar aumenta geométricamente con el número de variables y proporcionalmente con el número de rezagos incluidos. El análisis factorial es una técnica utilizada para descubrir clústeres de variables de modo que las variables de cada grupo estén altamente correlacionadas. Así, se reduce una serie de variables correlacionadas a un número menor de factores ortogonales que explican la mayor variabilidad del conjunto de datos. Stock y Watson (2002) exploraron el uso del análisis factorial en modelos de pronóstico. Dado un gran número de variables macroeconómicas, se estima una serie temporal de los factores a partir de los predictores y luego se realiza una regresión lineal entre la variable a pronosticar y los factores.

La estructura de este trabajo es la siguiente: en la Sección 2 desarrollamos el marco teórico de los modelos factoriales con sus respectivos supuestos, en la Sección 3 analizamos los datos a utilizar

y verificamos las hipótesis del marco teórico, en la Sección 4 desarrollamos el análisis factorial y analizamos la relación entre los factores y las variables. En la Sección 5 desarrollamos los pronósticos a través de los modelos factoriales estáticos, univariados y multivariados. En la Sección 6, estudiamos la causalidad en el sentido de Granger y desarrollamos el análisis de impulso respuesta. Finalmente, la Sección 7 concluye.

## 2. Modelos factoriales

### 2.1. Modelo de pronóstico factorial

El modelo de pronóstico que se aplicará a la inflación en Argentina sigue el enfoque de componentes principales en dos etapas de Stock y Watson (2002). En primer lugar, una serie temporal de los factores se estima a partir de los predictores mediante el uso de la metodología de componentes principales y luego se realiza una regresión lineal entre la variable que se va a pronosticar y los factores estimados. Más precisamente, recordando Stock y Watson (2002), supongamos que  $\pi_t$  es la serie temporal a pronosticar y sea  $X_t = (X_{ti})$  una serie temporal  $N$ -dimensional de predictores, ( $t = 1, 2, \dots, T$ ,  $i = 1, 2, \dots, N$ ) luego la representación del modelo factorial para los datos  $(X_{ti}, \pi_t)$  es:

$$X_{ti} = F_t \lambda_i' + \epsilon_{ti} \quad (1)$$

y

$$\pi_{t+h} = \eta + \alpha' F_t + \beta' Z_t + \epsilon_{t+h} \quad (2)$$

donde  $F_t$  es un vector de  $r$  factores,  $\lambda_i$  son los ponderadores de los factores,  $\epsilon_t$  es la matriz de error idiosincrásico, transversalmente independiente y temporalmente *iid*,  $Z_t$  es un vector  $m \times 1$  de variables observables (por ejemplo, rezagos de  $\pi_t$ ) y  $\epsilon_{t+h}$  es el error de pronóstico.

Para estimar el modelo factorial es necesario estimar primero  $F_t$  y luego la matriz  $\Lambda = (\lambda_i) \in N \times r$  suponiendo las restricciones de ortogonalidad  $\Lambda' \Lambda = I$  y  $T > N$ . En efecto, aplicando el método de mínimos cuadrados, minimizamos la siguiente función:

$$V(F, \Lambda) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \lambda_i F_t')^2 = tr (X' - \Lambda F')'(X' - \Lambda F') \quad (3)$$

donde  $\lambda_i$  está en la  $i$ -ésima fila de  $\Lambda$  y  $tr$  denota la traza habitual. El estimador de mínimos cuadrados para los factores resulta:

$$\tilde{F} = (\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda' X' = \Lambda' X' \quad (4)$$

Luego reemplazando el estimador de los factores y aplicando propiedades de la traza se tiene:

$$V(\tilde{F}, \Lambda) = tr(X' X) - tr(\Lambda' X' X \Lambda). \quad (5)$$

Aquí el mínimo se alcanza cuando se maximiza  $tr(\Lambda'X'X\Lambda)$  y esto es equivalente al problema de encontrar las combinaciones lineales que maximizan la varianza del vector  $X\Lambda$  sujeto a  $\Lambda'\Lambda = I$ . Por lo tanto, esto resulta en el problema clásico de los componentes principales donde el estimador es:

$$\tilde{F}' = X \tilde{\Lambda} \quad (6)$$

donde  $\tilde{\Lambda}$  tiene como columnas los primeros autovectores de la matriz de covarianza de  $X$ .

### 2.1.1. Pronóstico estático (o un paso por delante)

Sea  $P < T$  una serie de observaciones, para construir un pronóstico estático para  $\pi_t$  sobre  $\{t = T - P + 1, \dots, T\}$ , primero formamos los componentes principales de los datos  $\{X_t\}_{t=1}^T$  para servir como estimaciones de los factores y luego hasta el momento  $T - P$  realizamos la regresión lineal de  $\pi_t$  en los factores estimados  $\tilde{F}_{t-1}$  y en  $Z_{t-1}$ . Sean  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$  y  $\hat{\eta}$  los coeficientes estimados, entonces los pronósticos se construyen como:

$$\hat{\pi}_t = \hat{\eta} + \hat{\alpha}' \tilde{F}_{t-1} + \hat{\beta}' Z_{t-1} \quad (7)$$

donde  $t$  va desde  $T - P + 1$  hasta  $T$ .

### 2.1.2. Pronóstico dinámico

Para construir el pronóstico dinámico bajo la metodología del modelo de factores tendríamos que asumir una dinámica conjunta para  $(F_t, \pi_t)$ , entonces se estiman dos ecuaciones y la dinámica conjunta se da por:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde  $\phi(L)$  es un polinomio de rezagos. Más precisamente, el modelo asume que  $F_t$  y  $\pi_t$  siguen conjuntamente un proceso VAR. A este modelo se lo conoce en la literatura como modelo FAVAR y fue introducido por Bernanke (2005). A continuación, el pronóstico se obtiene recursivamente utilizando los niveles estimados del paso anterior:

$$\begin{aligned} \hat{F}_t &= \hat{\phi}_{11} \hat{F}_{t-1} + \hat{\phi}_{12} \hat{\pi}_{t-1} \\ \hat{\pi}_t &= \hat{\phi}_{21} \hat{F}_{t-1} + \hat{\phi}_{22} \hat{\pi}_{t-1} \end{aligned} \quad (9)$$

donde  $t$  va desde  $T - P + 1$  hasta  $T$  y son  $\hat{\phi}_{ij}$  son los estimadores de mínimos cuadrados hasta el momento  $T - P$



## 2.2. Evaluación de pronósticos

### 2.2.1. Medidas de desempeño

Para comparar el desempeño de los pronósticos, se utilizarán dos métricas en este trabajo; el error cuadrático medio (RMSE) y los estadísticos U de Theil. El modelo autorregresivo de orden uno, AR(1), se utilizará como modelo base para comparar los desempeños. Dadas  $P < T$  observaciones, el Error Cuadrático Medio (RMSE) se define como:

$$RMSE_P = \left[ \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T (\pi_t - \hat{\pi}_t)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (10)$$

dónde  $\{\pi_t\}$  son los valores observados y  $\{\hat{\pi}_t\}$  los pronósticos. Los estadísticos U de Theil o el coeficiente de desigualdad de Theil es un error cuadrático medio relativo, más específicamente definimos el U-Theil como:

$$U_P = \frac{\left[ \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T (\pi_t - \hat{\pi}_t)^2 \right]^{\frac{1}{2}}}{\left[ \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T \pi_t^2 \right]^{\frac{1}{2}} + \left[ \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T \hat{\pi}_t^2 \right]^{\frac{1}{2}}} \quad (11)$$

La medida U-Theil está acotada entre 0 y 1 y los niveles más cercanos a 0 indican un mejor desempeño predictivo de los modelos evaluados. Otros estadísticos se presentan como ratios del RMSE y de la medida U-Theil respecto del modelo autorregresivo. Más precisamente definimos:

$$RRMSE_P = \frac{RMSE_P(Model)}{RMSE_P(AR)}, \quad RU_P = \frac{U_P(Model)}{U_P(AR)} \quad (12)$$

Por lo tanto, cuando la relación es menor que la unidad, el modelo (en el contexto RMSE o U-Theil) es mejor que el modelo autorregresivo tomado como base.

### 2.2.2. Pruebas para comparar el poder de pronóstico

Diebold y Mariano (1995) desarrollaron un test de hipótesis para comparar la capacidad predictiva de dos pronósticos. Dados dos pronósticos competidores  $\hat{\pi}_{1t}$  y  $\hat{\pi}_{2t}$  de  $\pi_t$ , sean  $\{e_{1t}\}$  y  $\{e_{2t}\}$  los errores de pronóstico asociados y  $g(e_{it})$  la función de pérdida del error de pronóstico. El diferencial de pérdida se define como,  $d_t = g(e_{1t}) - g(e_{2t})$  y la hipótesis nula del test es  $H_0: E(d_t) = 0 \forall t$  contra la alternativa  $H_a: E(d_t) \neq 0 (< 0 \text{ o } > 0)$ . Sea  $\bar{d}$  la media del diferencial de pérdida,  $\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^n d_t$ , el estimador HAC para la varianza asintótica de  $\bar{d}$  es:

$$\widehat{Var}(\bar{d}) = \hat{\gamma}_0 + 2 \sum_{k=1}^{K-1} \hat{\gamma}_k \quad (13)$$

donde  $\hat{\gamma}_k$  denota la covarianza muestral del rezago  $k$  de la secuencia  $\{d_t\}$  y  $K$  el rezago en el que se trunca. Bajo la hipótesis nula de igual capacidad de pronóstico el estadístico es:

$$S(1) = \sqrt{T} \frac{\bar{a}}{\sqrt{\text{var}(\bar{a})}} \sim N(0,1) \quad (14)$$

Por otro lado, Giacomini y White (2004) evalúan las diferencias en la capacidad predictiva centrándose en encontrar el mejor método de pronóstico para el futuro pertinente y se basa en expectativas condicionales. En este test la hipótesis a probar es:

$$H_0: E(h_t(g(e_{1t+\tau}) - g(e_{2t+\tau})) | \mathcal{F}_t) = 0 \quad (15)$$

para todas las  $\mathcal{F}_t$  funciones medibles  $h_t$  y el horizonte  $\tau$  de pronóstico.

En la práctica, este test consiste en realizar una regresión entre las diferencias en las funciones de pérdida y una constante y evaluar la significatividad utilizando el estadístico  $t$  habitual para la hipótesis nula de un coeficiente 0, en el caso de un horizonte de pronóstico de  $\tau = 1$ . En el caso de  $\tau > 1$ , el error estándar se calcula utilizando el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de Newey-West que permite la existencia de heterocedasticidad y autocorrelación.

### 3. Variables utilizadas

En esta sección se describen las variables que se incluirán en todos los modelos y cómo deben controlarse.

#### 3.1. Manejo de variables

Las series elegidas para la construcción de los datos a utilizar incluyen algunas de las principales variables macroeconómicas que cubren los aspectos determinantes de la inflación. La muestra de datos a utilizar incluye las variables de las principales teorías de inflación que se presentan en la literatura. Además, con el fin de medir las presiones de los diferentes tipos de bienes, incluimos subíndices del índice general de precios. Dado que el marco de trabajo se basa en la metodología de comprensión de la información de Stock y Watson, el conjunto de datos se construye con la variable dependiente y varias variables asociadas. A continuación, explicamos las diferentes presiones inflacionarias y las variables a utilizar.

- **Presión de los precios de los bienes y servicios:** con el fin de obtener una descripción más precisa y cercana de la variable dependiente incluimos subíndices que están relacionados con la variable objetivo. Dado que la metodología se aplicará sin la inclusión del nivel del índice general, no habrá ningún problema con el ruido. Por ejemplo, Kunovac (2007) utiliza diferentes índices de bienes y tipos de cambio para la aplicación de la metodología.

- **Presión de costos:** aquí el objetivo es cuantificar las diferentes presiones que las empresas tienen en las decisiones de formación de precios. En la ecuación de costos, los salarios y las tasas de interés tienen una contribución muy importante.
- **Presión del tipo de cambio:** dado que los bienes transables son proporcionales al tipo de cambio, su dinámica tiene un gran impacto en el nivel general de precios.
- **Presión de expectativas:** las expectativas también desempeñan un papel muy importante en todos los agentes económicos y podrían ser adaptativas o racionales. Cagan (1956) en el marco del proceso de expectativas adaptativas y los supuestos de equilibrio, establece que la tasa de inflación puede expresarse como una combinación lineal de la expansión monetaria nominal y la tasa de inflación esperada.
- **Presión de la cantidad de dinero y tasas de política monetaria:** aquí la expansión monetaria nominal está respaldada por la teoría cuantitativa del dinero. Dado que el nivel de precios es proporcional a la cantidad de dinero y velocidad y también inversamente proporcional al nivel de producción, entonces la tasa de crecimiento del dinero nominal impacta en la tasa de crecimiento de los precios.
- **Presión de la demanda:** el enfoque keynesiano asume que la inflación no es sólo un fenómeno monetario, sino que simplemente ocurre cuando la demanda agregada efectiva de bienes y servicios es mayor que la oferta disponible. Con el fin de evitar posibles sesgos en la estimación del producto potencial, consideraremos a la demanda agregada como una medida de esta presión.
- **Presión del déficit financiero:** el déficit financiero del sector público suele ser cubierto mediante la emisión de dinero o deuda. Por lo tanto, puede afectar el equilibrio monetario y también afectar a las expectativas. Dado que el objetivo es construir una combinación lineal de varianza máxima, es suficiente considerar la tasa de crecimiento de esta variable en su aspecto nominal. Esta variable es negativa en todo su dominio.

La muestra de datos presenta distintas frecuencias. Precisamente comprende frecuencias diarias, mensuales y trimestrales; y el período comprende desde el 1 de enero de 2013 hasta el 31 de diciembre de 2019.

En la lista siguiente se describen todas las variables del conjunto de datos y sus fuentes:

- **IPCGL:** nivel general del índice de precios de la Ciudad de Buenos Aires. Fuente: Instituto de Estadística GCBA. Frecuencia: mensual.
- **IPCG:** nivel del índice de precios de bienes de la Ciudad de Buenos Aires. Fuente: Instituto de Estadística GCBA. Frecuencia: mensual.
- **IPCS:** nivel del índice de precios de servicios de la ciudad de Buenos Aires. Fuente: Instituto de Estadística GCBA. Frecuencia: mensual.
- **W:** salario promedio de trabajadores estables (RIPE). Fuente: Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social de Argentina. Frecuencia: mensual.

- **E**: tipo de cambio nominal peso-dólar. Fuente: Banco Central de Argentina (BCRA). Frecuencia: diaria.
- **E $\pi$** : expectativas de inflación. Fuente: CIF - UTDT. Frecuencia: mensual.
- **Y**: Producto Bruto Interno a precios constantes (2004). Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos de Argentina (INDEC). Frecuencia: trimestral.
- **M3**: agregado monetario. Fuente: Banco Central de Argentina (BCRA). Frecuencia: diaria.
- **M**: billetes y monedas en manos del público. Fuente: Banco Central de Argentina (BCRA). Frecuencia: diaria.
- **r**: tasa de interés de depósitos a plazo fijo. Fuente: Banco Central de Argentina (BCRA). Frecuencia: diaria.
- **FD**: déficit financiero, definido como el resultado primario menos los intereses de deuda. Esta variable es negativa en todo su dominio. Fuente: Ministerio de Hacienda de Argentina. Frecuencia: mensual.
- **D**: deuda externa total. Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censo de Argentina (INDEC). Frecuencia: trimestral.

La tasa de inflación es la tasa de crecimiento del Nivel General del Índice de Precios de la Ciudad de Buenos Aires (IPCBA) y se mide por la primera diferencia del logaritmo del nivel del índice de precios, de manera similar también se mide la tasa de crecimiento de los precios de bienes y servicios:

$$\pi_{GL_t} = \Delta \log(IPCGL_t) = \log(IPCGL_t) - \log(IPCGL_{t-1}), \quad (16)$$

$$\pi_{G_t} = \Delta \log(IPCG_t) = \log(IPCG_t) - \log(IPCG_{t-1}), \quad (17)$$

$$\pi_{S_t} = \Delta \log(IPCS_t) = \log(IPCS_t) - \log(IPCS_{t-1}) \quad (18)$$

El conjunto de datos tratado contiene series temporales en diferentes escalas y frecuencias. Dado que nuestro estudio se basa en la frecuencia mensual, primero necesitamos transformar los datos. El proceso de transformación implica promediar los niveles diarios para transformarlos en niveles mensuales, y los niveles trimestrales se interpolan con un procedimiento de *spline* cúbico a niveles mensuales. Se aplica también la transformación de logaritmos con el fin de reducir la posible fuente de heterocedasticidad y también para adaptar las series a una misma escala. Dado que el enfoque de componentes principales de Stock-Watson requiere estacionariedad, se realizó en todas las series el test de Dickey y Fuller (1979) (ADF) y se diferenciaron las series no estacionarias. La selección del rezago para el test ADF se realizó utilizando el criterio de información de Akaike (AIC) en un orden de rezago máximo definido por la regla Schwert. De hecho, si  $k_{max} = [12(T/100)^{(1/4)}]$  es el rezago máximo sugerido por la regla Schwert, y:

$$AIC(k) = \log(\hat{\sigma}^2(k)) + \frac{2k}{T} \quad (19)$$

es el criterio de información de Akaike; el modelo de regresión del ADF de orden  $k$  es:

$$\Delta y_t = d_t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t, \quad (t = k_{max} + 1, \dots, T), \quad (20)$$

donde  $d_t$  denota la especificación (*drift* o *trend*). Dado que el modelo de regresión del ADF comienza en  $k_{max} + 1$ , todos los modelos competidores con diferentes  $k$  están utilizando el mismo número de observaciones efectivas y, por lo tanto, el criterio AIC es comparable seleccionando el rezago óptimo como:

$$k_{opt} = \arg \min_{k \leq k_{max}} AIC(k) \quad (21)$$

La especificación del test ADF fue elegida de acuerdo con la teoría económica general y también se pensó en una inspección gráfica de todas las series temporales. Las variables relativas a los precios, el producto, el tipo de cambio y las cantidades nominales se consideraron con tendencia y las variables como la tasa de interés y la expectativa se consideraron con *drift*. Los resultados de la prueba ADF se muestran en el Cuadro 1.

**Cuadro 1 | Test ADF para los niveles**

| Variable           | Tipo  | AIC óptimo | $k$ | Estadístico | $p$ -value |
|--------------------|-------|------------|-----|-------------|------------|
| log(IPCGL)         | Trend | -465,43    | 1   | -1,29       | 0,889      |
| log(IPCG)          | Trend | -436,55    | 1   | -0,97       | 0,948      |
| log(IPCS)          | Trend | -421,62    | 2   | -2,35       | 0,403      |
| log(W)             | Trend | -416,63    | 0   | -2,24       | 0,469      |
| log(E)             | Trend | -218,47    | 1   | -1,82       | 0,697      |
| log( $E\pi_{GL}$ ) | Drift | -148,61    | 1   | -2,15       | 0,017      |
| log(Y)             | Trend | -874,11    | 10  | -2,37       | 0,397      |
| log(M3)            | Trend | -411,97    | 8   | -2,36       | 0,398      |
| log(M)             | Trend | -367,79    | 11  | -2,48       | 0,336      |
| log(r)             | Drift | -182,66    | 1   | -1,50       | 0,068      |
| log(FD)            | Trend | 47,83      | 11  | -1,72       | 0,740      |
| log(D)             | Trend | -712,64    | 9   | -2,32       | 0,422      |

Fuente: Elaboración propia.

Los valores  $p$  utilizados en el test corresponden a la aproximación MacKinnon (1994) para la especificación con tendencia. Para la especificación con *drift*, que incluye constante distinta de cero y tendencia no significativa, el estadístico del test de Dickey-Fuller es asintóticamente gaussiano

por Hamilton (1994) y por lo tanto pueden usarse los valores- $p$  clásicos. Al nivel de significatividad del 10%, el test ADF indicó la presencia de raíz unitaria en los niveles de precios del IPCBA, el nivel salarial, el nivel del tipo de cambio, el nivel de producto, el nivel de M3, el nivel de dinero en poder del público, el nivel del resultado financiero y, por otro lado, el test confirmó estacionariedad para el nivel de tasa de interés y de las expectativas. Las series no estacionarias fueron diferenciadas y luego se realizó de nuevo el test ADF en todas las series transformadas. El Cuadro 2 presenta el test ADF para todas las series transformadas.

**Cuadro 2 | Test ADF para las diferencias**

| Variable                   | Tipo  | AIC óptimo | k  | Estadístico | p-value |
|----------------------------|-------|------------|----|-------------|---------|
| $\Delta\log(\text{IPCGL})$ | drift | -459,36    | 0  | -4,56       | 0,00001 |
| $\Delta\log(\text{IPCG})$  | drift | -431,47    | 0  | -4,36       | 0,00002 |
| $\Delta\log(\text{IPCS})$  | drift | -413,98    | 0  | -6,39       | 0,00000 |
| $\Delta\log(W)$            | drift | -408,81    | 0  | -9,35       | 0,00000 |
| $\Delta\log(E)$            | drift | -215,35    | 1  | -6,26       | 0,00000 |
| $\Delta\log(Y)$            | drift | -859,19    | 9  | -3,45       | 0,00051 |
| $\Delta\log(M3)$           | drift | -403,31    | 7  | -4,47       | 0,00002 |
| $\Delta\log(M)$            | drift | -364,51    | 10 | -2,32       | 0,01100 |
| $\Delta\log(FD)$           | drift | 50,93      | 10 | -4,82       | 0,00001 |
| $\Delta\log(D)$            | drift | -683,66    | 6  | -1,40       | 0,08200 |

Fuente: Elaboración propia.

Luego de esta transformación, el conjunto de datos que se utilizará para emplear la metodología es:

$$X_t = \{\pi_{G_t}, \pi_{S_t}, \Delta\log(W)_t, \Delta\log(E)_t, \Delta\log(Y)_t, \Delta\log(M3)_t, \Delta\log(M)_t, \log(r)_t, \log(E\pi_{GL_t}), \Delta\log(FD)_t, \Delta\log(D)_t\} \quad (22)$$

Por último, todas las series fueron estandarizadas para tener media cero y varianza igual a uno.

## 4. Análisis factorial

En esta sección se realiza el análisis factorial mediante la metodología de Componentes Principales. Aquí calculamos los Componentes Principales y también calculamos el estimador de los factores de Componentes Principales  $\tilde{F}$ . Además, estudiaremos la relación entre los factores estimados y las variables.

### 4.1. Estimación de los factores

Para evaluar la viabilidad del análisis factorial es necesario primero analizar el conjunto de datos construido ( $X_t$ ). Para ello se realizaron sobre la muestra el test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y el

test de esfericidad de Bartlett. La medida de KMO es una medida de la adecuación del muestreo donde niveles superiores a 0,5 indican que los datos son aceptables para realizar el análisis factorial. Para el test de Bartlett la hipótesis nula es  $H_0$ : las variables no están intercorrelacionadas. El Cuadro 3 muestra el resultado de ambos test:

**Cuadro 3 | Test de KMO y Bartlett sobre la muestra**

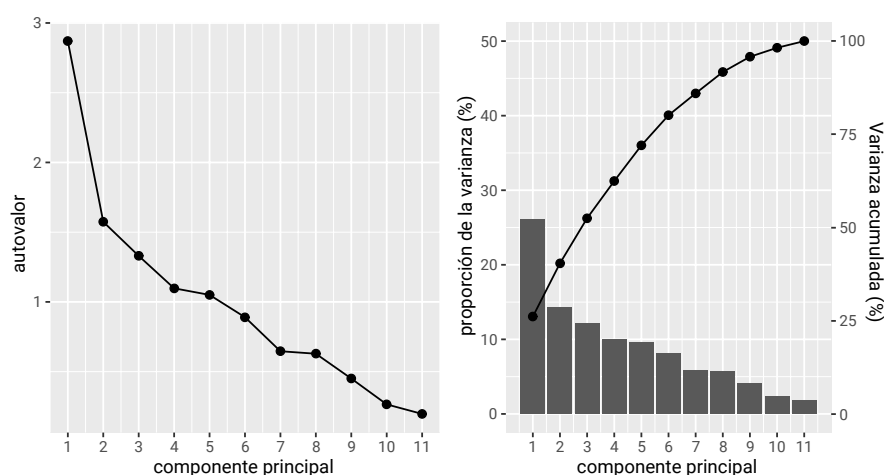
|                                     |                    |         |
|-------------------------------------|--------------------|---------|
| <b>KMO medida de muestreo</b>       | 0,519              |         |
| <b>Bartlett test de esfericidad</b> | Chi-Square         | 219,439 |
|                                     | Grados de libertad | 55      |
|                                     | <i>p-value</i>     | 0,000   |

Fuente: Elaboración propia.

Los test han demostrado que el conjunto de datos ( $X_t$ ) podría utilizarse para realizar el análisis de factores. En los pasos siguientes calculamos los componentes principales con el objetivo de resumir la varianza total en el conjunto de datos. El criterio del autovalor mayor a uno (criterio Kaiser) conduce a seleccionar cinco componentes, sin embargo, este es un límite inferior para el número de componentes para extraer. El *scree plot* muestra que la pendiente del gráfico va de empinada a plana después del cuarto componente, sugiriendo la posibilidad de considerar solo cuatro factores.

El Gráfico 1 ilustra el *scree plot* y la distribución de varianza.

**Gráfico 1 | Scree plot y distribución de varianza sobre los componentes**



Fuente: Elaboración propia.

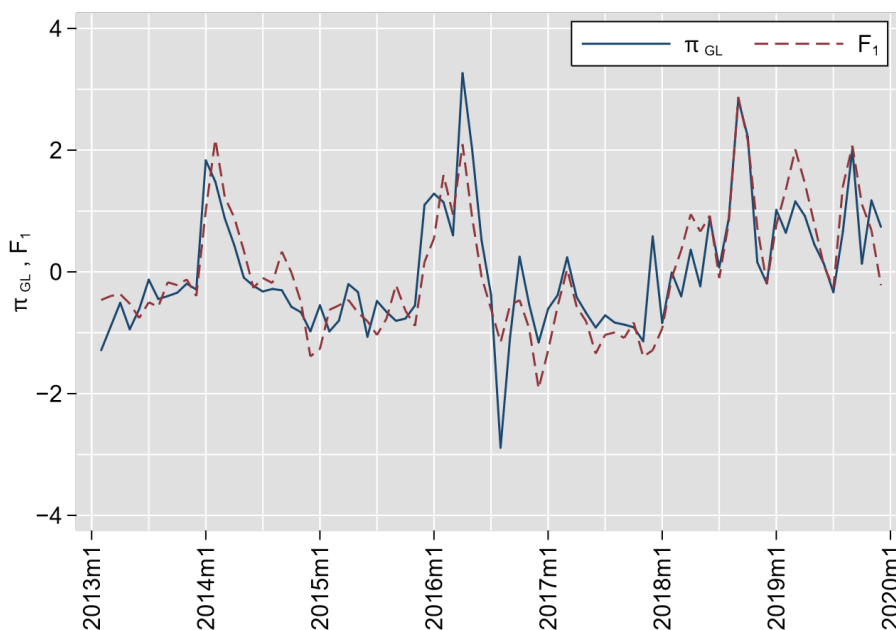
Los primeros cuatro componentes explican el 62% de la varianza total de los datos; el primer componente captura el 26% de la varianza total, el segundo 14%, el tercero 12% y el cuarto 9,9%. Al

examinar los autovectores de la matriz de correlación del conjunto de datos de la muestra, es posible calcular los estimadores de los factores o *scores*,  $\tilde{F}$ , como la suma de los productos de los autovectores multiplicados por los valores observados para la variable original para cada período. Las siguientes ecuaciones describen la estimación de los dos factores principales y el Gráfico 2 ilustra la tasa de inflación y el primer factor.

$$\begin{aligned} \tilde{F}_{1t} = & 0,493\pi_{Gt} + 0,339\pi_{St} + 0,233\Delta\log(W)_t + 0,244\Delta\log(E)_t \\ & + 0,380\log(E\pi_{GL})_t + 0,348\log(r)_t - 0,285\Delta\log(M3)_t - 0,321\Delta\log(M)_t \\ & - 0,257\Delta\log(Y)_t - 0,046\Delta\log(FD)_t - 0,087\Delta\log(D)_t \end{aligned} \quad (23)$$

$$\begin{aligned} \tilde{F}_{2t} = & 0,234\pi_{Gt} + 0,162\pi_{St} - 0,329\Delta\log(W)_t + 0,481\Delta\log(E)_t \\ & - 0,080\log(E\pi_{GL})_t + 0,276\log(r)_t + 0,543\Delta\log(M3)_t + 0,362\Delta\log(M)_t \\ & - 0,043\Delta\log(Y)_t - 0,096\Delta\log(FD)_t + 0,242\Delta\log(D)_t \end{aligned} \quad (24)$$

**Gráfico 2 | Primer componente e inflación, variables estandarizadas**



Fuente: Elaboración propia.

El análisis visual indica que el primer factor muestra fuertes comovimientos con la tasa de inflación, evidenciando una fuerte asociación con la dinámica de precios. Con el fin de cuantificar la asociación entre los factores estimados y la tasa de inflación calculamos las correlaciones. El Cuadro 4 muestra las correlaciones y el t-test de significatividad  $H_0 : \text{Corr}(\pi_{GL}, F_j) = 0$ .



**Cuadro 4 | Correlaciones entre la tasa de inflación y los factores estimados**

| Factor | Corr( $\pi_{GL}, F_i$ ) | t     | p-value |
|--------|-------------------------|-------|---------|
| $F_1$  | 0,840                   | 13,98 | 0,000   |
| $F_2$  | 0,300                   | 2,80  | 0,006   |
| $F_3$  | -0,012                  | -0,11 | 0,900   |
| $F_4$  | -0,210                  | -1,92 | 0,057   |

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados muestran que los factores uno, dos y cuatro están correlacionados con la tasa de inflación y las estimaciones son significativas; mientras que la correlación con el factor tres resultó no significativa.

#### 4.2. Interpretación de los factores

La correlación entre las variables observadas y los factores permite comprender cómo se organizan las variables en el espacio de factores comunes y, por lo tanto, detectar clústeres de variables. El mapa de factores es un gráfico de dispersión de las correlaciones de las variables y los dos primeros factores,  $\text{Corr}(X_i, F_1)$  y  $\text{Corr}(X_i, F_2)$ . La calidad de la representación en el mapa de factores se mide por el coseno cuadrado; dada una variable  $X_i$  y un componente  $F_j$ , definimos el  $ij$ -coseno cuadrado como:

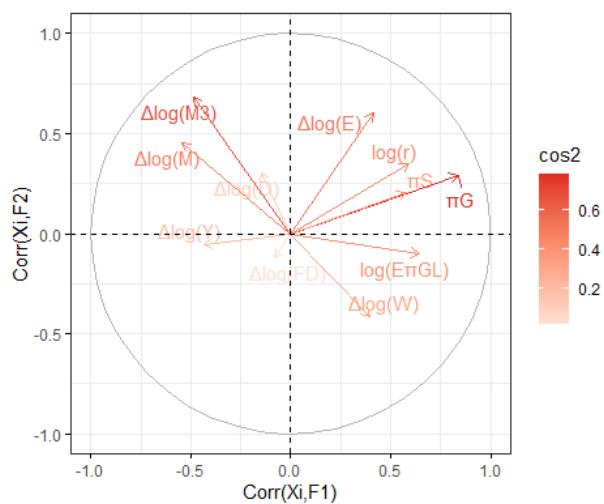
$$\cos^2_{ij} = \text{Corr}(X_i, F_j)^2 \quad (25)$$

La suma de  $\cos^2_{ij}$  sobre todos los componentes es igual a uno. Si una variable está perfectamente representada por sólo dos componentes principales, entonces la suma de éstos dos es uno y en este caso las variables se colocarán sobre el círculo. Dada una variable  $X_i$  definimos el coseno cuadrado como la norma cuadrada del vector  $(\text{Corr}(X_i, F_1), \text{Corr}(X_i, F_2))$ , es decir, como:

$$\cos^2 = \text{Corr}(X_i, F_1)^2 + \text{Corr}(X_i, F_2)^2 = \cos^2_{i1} + \cos^2_{i2} \quad (26)$$

Un nivel de  $\cos^2$  alto indica una buena representación de la variable en el componente y en este caso la variable se coloca cerca de la circunferencia del círculo de correlación. Por otro lado, un nivel de  $\cos^2$  bajo indica que la variable no está perfectamente representada por los componentes y en este caso la variable está cerca del centro del círculo. El Gráfico 3 ilustra el mapa de factores y la medida  $\cos^2$  mediante un mapa de color según sus niveles de  $\cos^2$ .

**Gráfico 3 | Mapa de Factores y cos2 para cada variable**



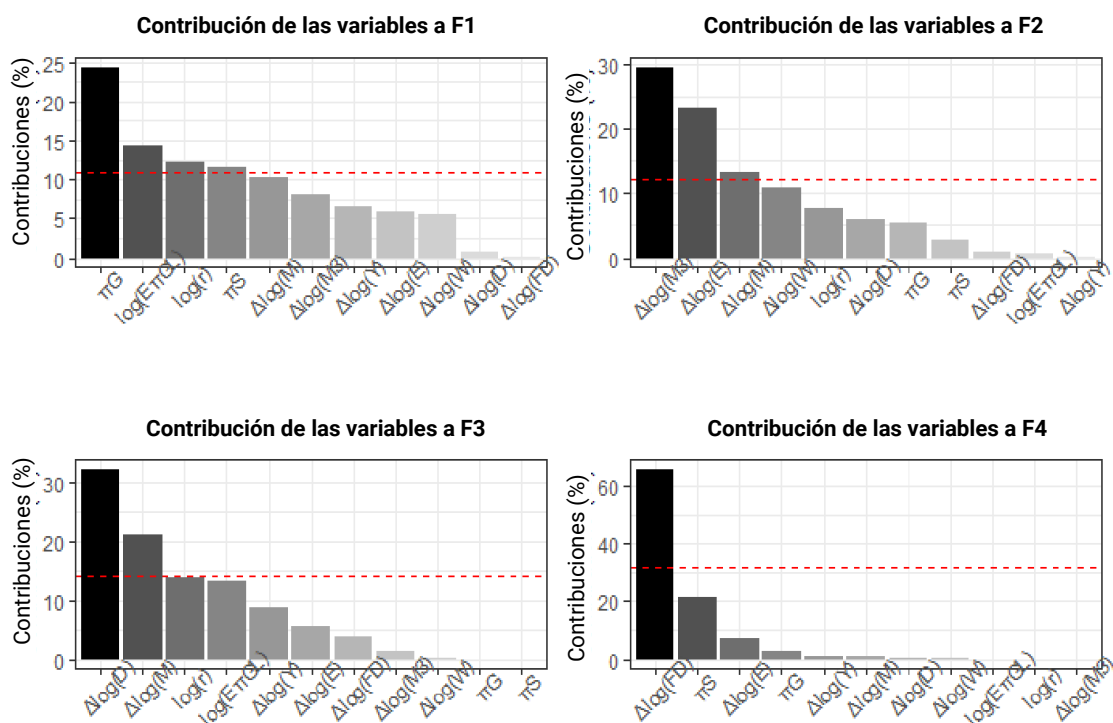
Fuente: Elaboración propia.

En el estudio de las variables, también es muy útil mirar las contribuciones de las variables a cada eje para obtener ayuda en la interpretación y significado de los factores. La contribución de una variable  $X_i$  a un componente principal  $F_j$  se define como el  $ij$ -coseno cuadrado relativo:

$$ctr_{ij} = \frac{\cos^2_{ij}}{\sum_i \cos^2_{ij}} \quad (27)$$

Cuanto mayor sea el nivel de este ratio, más contribuye la variable al componente. El Gráfico 4 muestra las contribuciones de las variables para los cuatro componentes principales.

**Gráfico 4 | Contribución de las variables a los cuatro componentes principales**



Fuente: Elaboración propia.

La línea roja discontinua en el gráfico anterior indica el promedio de las contribuciones significativas que podría utilizarse como un límite para considerar una variable como importante para el componente. Dado un factor  $j$ , la contribución de corte se calcula como:

$$\text{media}(crt_{ij}) \text{ sujeto a } \text{Corr}(X_i, F_j) \neq 0 \text{ a un nivel del } 10\%, \quad (28)$$

entonces una variable con una contribución mayor que este límite podría considerarse importante para contribuir al componente. Del gráfico de contribuciones se puede ver que los factores están relacionados principalmente con cuatro grupos diferentes de variables; el primer factor está impulsado principalmente por los precios de los bienes y servicios, las expectativas de inflación y el nivel de la tasa de interés. La contribución más importante para el primer factor está dada por el precio de los bienes con el 25% y luego seguido por las expectativas de inflación con una contribución cercana al 15%. Esto demuestra que el primer factor tiende a describir los componentes de precio del sistema. Para el segundo factor, las variables del crecimiento del dinero M3, el tipo de cambio y el crecimiento del dinero en poder del público son las que más contribuyen. En este caso, la contribución principal está impulsada por el crecimiento del dinero M3 con un nivel cercano al 30% y seguido por el tipo de cambio con un nivel de contribución cercano al 23%. Estos resultados indican que el segundo factor tiende a describir los aspectos monetarios y cambiarios. El tercer grupo está principalmente relacionado con el crecimiento de la deuda con una contribución cercana al 33% y el cuarto factor está fuertemente asociado con el déficit financiero con una contribución de más del 60%. Por otro lado, es importante remarcar que los salarios y la producción han mostrado una contribución muy débil sobre los factores. El análisis de las contribuciones de las

variables sobre los componentes nos permitió comprender mejor las interpretaciones económicas de los factores latentes. En resumen, el Cuadro 5 muestra los grupos de variables que más contribuyen a los cuatro factores principales.

**Cuadro 5 | Interpretación de los componentes y principales contribuciones**

| F <sub>1</sub> : Precios | F <sub>2</sub> : Monetaria y cambiaria | F <sub>3</sub> : Deuda | F <sub>4</sub> : Fiscal |
|--------------------------|--|------------------------|-------------------------|
| $\pi_G$                  | $\Delta \log(M3)$                      | $\Delta \log(D)$       | $\Delta \log(FD)$       |
| $\log(E\pi_{GL})$        | $\Delta \log(E)$                       | $\Delta \log(M)$       |                         |
| $\log(r)$                | $\Delta \log(M)$                       |                        |                         |
| $\pi_S$                  |  |                        |                         |

Fuente: Elaboración propia.

## 5. Estimación de los modelos factoriales y resultados de pronóstico

### 5.1. Modelo factorial estático

Consideremos ahora el modelo de regresión dado por los cuatro factores principales no observables:

$$\pi_{GL_t} = \alpha_1 F_{1t} + \alpha_2 F_{2t} + \alpha_3 F_{3t} + \alpha_4 F_{4t} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Dado que los factores estimados tienen interpretación económica podemos dar una interpretación económica al coeficiente cuando utilizamos a  $\tilde{F}_{it}$  como regresor. El Cuadro 6 muestra el modelo estimado:

**Cuadro 6 | Estimación del modelo de factores estático, estadístico t entre paréntesis**

| Parámetros | Estimación           |
|------------|----------------------|
| $\alpha_1$ | 0,840***<br>(18,55)  |
| $\alpha_2$ | 0,297***<br>(6,57)   |
| $\alpha_3$ | -0,012<br>(-0,28)    |
| $\alpha_4$ | -0,209***<br>(-4,62) |
| $R^2$      | 0,839                |

\* p < 0,05, \*\* p < 0,01, \*\*\* p < 0,001.

Fuente: Elaboración propia.

El resultado de la regresión mostró que los factores uno, dos y cuatro son estadísticamente significativos a un nivel inferior al 5%. Los coeficientes tienen una interpretación porcentual y de acuerdo con la interpretación de los factores, los signos obtenidos están en línea con la literatura. Un aumento de una unidad en el factor uno, relacionado con los precios, aumenta el nivel general de precios en 0,840%, mientras que un aumento en el factor dos, asociado con el crecimiento monetario y el tipo de cambio, aumenta el nivel general de precios en 0,297%. El efecto del deterioro de las cuentas fiscales en el nivel de precios se confirma por el signo negativo del factor cuatro asociado con el déficit financiero, aquí una caída de una unidad genera un aumento del 0,209% en los precios. Por otra parte, el factor tres, asociado con el crecimiento de la deuda, no fue significativo para ningún nivel aceptable de confianza; por lo tanto, podría sugerir que la financiación del déficit a través de la emisión de deuda tiene un impacto menor en la inflación que la financiación con emisión monetaria.

## 5.2. Pronósticos

En esta sección desempeñamos los modelos factoriales siguiendo la metodología dada en la Sección 0. Aquí el objetivo es pronosticar la tasa de inflación  $\pi_{GL}$  siguiendo las dos metodologías de pronóstico, utilizando datos de fuera de la muestra para los diferentes horizontes de pronóstico. Los modelos factoriales se prueban contra varios modelos de referencia. El primer modelo de referencia elegido para comparar fue un modelo autorregresivo (AR) cuya estructura se determinó mediante el análisis de la función de autocorrelación parcial y el criterio de información de Akaike y el orden resultante fue uno. Los niveles bajos de RMSE y U-Theil reflejan un error de pronóstico más bajo indicando mejor capacidad predictiva. También se realiza el test de Diebold y Mariano (1995) (DM) con respecto al modelo de referencia utilizando el módulo Stata creado por Baum (2003). La función de pérdida considerada es  $g(e_{it}) = e_{it}^2$  y la estructura de rezagos de la función de autocovarianza se toma cerca de la raíz cúbica del número de observaciones. Puesto que el test es de dos colas, el rechazo de la hipótesis nula en favor de la alternativa sugiere que si el estadístico  $S(1)$  es negativo se prefiere el modelo de referencia, caso contrario se preferiría el modelo de factores. El test de Giacomini y White (2004) se realiza regresando las diferencias  $g(e_{1t}) - g(e_{2t})$  en función de una constante dada y luego observando el test de significatividad para la estimación del intercepto. Se definen tres horizontes distintos de pronóstico; el primero ( $P_1$ ) desde enero de 2019 hasta diciembre de 2019, el segundo ( $P_2$ ) desde mayo de 2019 hasta diciembre de 2019 y el tercero ( $P_3$ ) desde septiembre de 2019 hasta diciembre de 2019.

### 5.2.1. Desempeño del pronóstico estático

En esta sección presentamos el desempeño predictivo del modelo de pronóstico utilizando un modelo factorial de uno y dos factores. Específicamente, consideramos los siguientes dos modelos factoriales (1 FM) y (2 FM) respectivamente:

$$\begin{aligned}\pi_{GLt} &= \eta + \pi_{GLt-1} + \alpha_1 \tilde{F}_{1t-1} + \varepsilon_t \\ \pi_{GLt} &= \eta + \pi_{GLt-1} + \alpha_1 \tilde{F}_{1t-1} + \alpha_2 \tilde{F}_{2t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{30}$$

Los cuadros 7 y 8 presentan el desempeño de los pronósticos en los test RMSE, U-Theil, Diebold y Mariano y los resultados de Giacomini y White, respectivamente, comparando el modelo de factores con un modelo AR(1).

**Cuadro 7 | Criterios de evaluación de pronósticos estáticos**

| Periodo        | Modelo | RMSE <sub>P</sub> | U <sub>P</sub> | RRMSE <sub>P</sub> | RU <sub>P</sub> | DM-test        |         |       |
|----------------|--------|-------------------|----------------|--------------------|-----------------|----------------|---------|-------|
|                |        |                   |                |                    |                 | S(1)-statistic | p-value | K lag |
|                | AR     | 0,824             | 0,565          | 1,000              | 1,000           |                |         |       |
| P <sub>1</sub> | 1 FM   | 0,744             | 0,461          | 0,902              | 0,815           | 2,790          | 0,0053  | 3     |
|                | 2 FM   | 0,667             | 0,378          | 0,809              | 0,669           | 2,647          | 0,0081  | 3     |
|                | AR     | 0,865             | 0,577          | 1,000              | 1,000           |                |         |       |
| P <sub>2</sub> | 1 FM   | 0,788             | 0,485          | 0,910              | 0,840           | 1,660          | 0,0969  | 3     |
|                | 2 FM   | 0,736             | 0,398          | 0,850              | 0,689           | 1,961          | 0,0499  | 3     |
|                | AR     | 1,118             | 0,568          | 1,000              | 1,000           |                |         |       |
| P <sub>3</sub> | 1 FM   | 0,982             | 0,473          | 0,878              | 0,832           | 1,974          | 0,0483  | 2     |
|                | 2 FM   | 0,856             | 0,365          | 0,765              | 0,642           | 1,618          | 0,1050  | 2     |

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro 8 | Test de Giacomini y White para el pronóstico estático**

| Periodo        | Modelo     | Estadístico | p-value (Normal) |
|----------------|------------|-------------|------------------|
| P <sub>1</sub> | 2 FM vs AR | 1,45        | 0,073            |
| P <sub>2</sub> | 2 FM vs AR | 1,33        | 0,091            |
| P <sub>3</sub> | 2 FM vs AR | 1,30        | 0,096            |

Fuente: Elaboración propia.

Todos los ratios del RMSE y U-Theil contra el modelo autorregresivo son menores que la unidad en todos los horizontes y también se observa que el modelo de 2 factores es mejor que el modelo de 1 factor. El estadístico S(1) fue significativo al nivel del 10% y, por lo tanto, sugiere que los factores extraídos del grupo de series observables tienen un cierto potencial en el pronóstico de la dinámica

del índice de precios al consumidor. Además, el test de Giacomini y White demostró una buena capacidad predictiva al rechazar la hipótesis nula y así confirmar la diferencia de ambos modelos.

Con el fin de garantizar el poder predictivo del modelo de 2 factores, elegimos otros modelos más sofisticados que un simple AR(1) para comparar. Los modelos que elegimos son:

- *Regresión multivariada (modelos ADL)*: aquí realizamos una regresión lineal multivariada por MCO utilizando todas las variables en el conjunto de datos (excluyendo los subíndices):

$$\begin{aligned} \pi_{GL_t} = & \eta + \alpha_1 \pi_{GL_{t-1}} + \alpha_2 \Delta \log (W)_{t-1} + \alpha_3 \Delta \log (E)_{t-1} + \alpha_4 \Delta \log (Y)_{t-1} \\ & + \alpha_5 \Delta \log (M3)_{t-1} + \alpha_6 \Delta \log (M)_{t-1} + \alpha_7 \log (r)_{t-1} + \alpha_8 \log (E \pi_{GL_{t-1}}) \\ & + \alpha_9 \Delta \log (FD)_{t-1} + \alpha_{10} \Delta \log (D)_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (31)$$

- *Modelo de Lasso*: se basa en el enfoque de penalización. Minimiza el error cuadrático medio sujeto a una penalización sobre el valor absoluto de la magnitud de los coeficientes estimados, de hecho, denotando por  $x_{t-1}$  al vector de variables explicativas utilizadas en la ecuación de arriba en el momento  $t - 1$  y  $\alpha$  al vector de coeficientes realizamos:

$$\hat{\alpha}_{lasso} = \operatorname{argmin} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\pi_{GL_t} - x_{t-1} \alpha')^2 + \frac{\lambda}{n} \sum_{j=1}^{10} |\alpha_j| \quad (32)$$

donde  $\lambda$  es un parámetro de ajuste que controla el nivel de penalización general.

El Cuadro 9 presenta el desempeño de pronósticos en las medidas RMSE y U-Theil comparando el modelo de dos factores con los modelos Multivariados y Lasso. Para los modelos Lasso se utilizó el criterio de información EBIC desarrollado en Chen (2008) para encontrar el parámetro de ajuste  $\lambda$  óptimo.

**Cuadro 9 | Evaluaciones alternativas de comparación**

| Periodo        | Modelo                      | RMSE <sub>P</sub> | U <sub>P</sub> |
|----------------|-----------------------------|-------------------|----------------|
| P <sub>1</sub> | Multivariado                | 0,726             | 0,400          |
|                | Lasso ( $\lambda = 22,94$ ) | 0,763             | 0,561          |
|                | 2 FM                        | <b>0,667</b>      | <b>0,378</b>   |
| P <sub>2</sub> | Multivariado                | 0,859             | 0,416          |
|                | Lasso ( $\lambda = 18,62$ ) | <b>0,681</b>      | 0,419          |
|                | 2 FM                        | 0,736             | <b>0,398</b>   |
| P <sub>3</sub> | Multivariado                | 0,933             | 0,364          |
|                | Lasso ( $\lambda = 17,38$ ) | 0,862             | 0,413          |
|                | 2 FM                        | <b>0,856</b>      | <b>0,364</b>   |

Fuente: Elaboración propia.

El modelo de dos factores funciona mejor que los modelos Multivariado y Lasso en los periodos  $P_1$  y  $P_3$ , mientras que en el periodo  $P_2$  el modelo Lasso registró un menor RMSE que el modelo de dos factores, sin embargo, la medida U-Theil fue menor para este último. El Gráfico 5 ilustra el pronóstico estático para los modelos AR(1), Lasso, Multivariado y Factorial en los tres periodos.

### 5.2.2. Desempeño del pronóstico dinámico

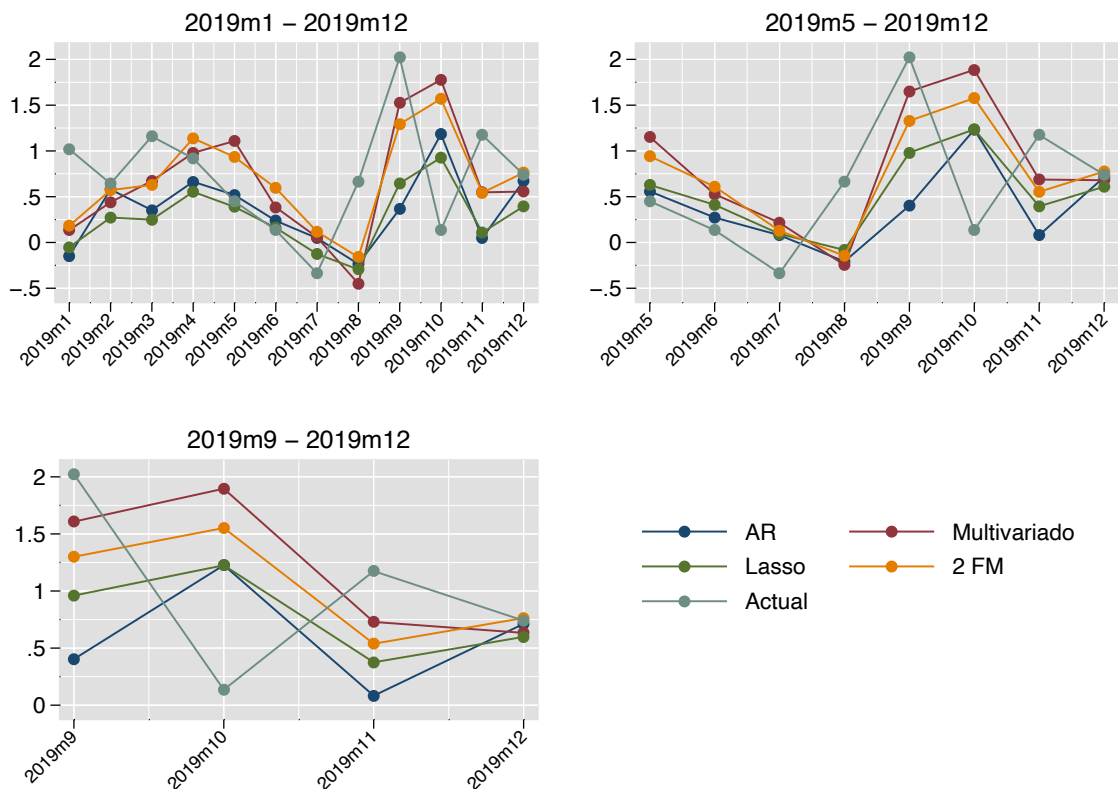
Para desempeñar el pronóstico dinámico, específicamente consideramos los siguientes dos modelos FAVAR con un rezago:

$$\text{FAVAR1} : \begin{bmatrix} \tilde{F}_{1t} \\ \pi_{GLt} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{F}_{1t-1} \\ \pi_{GLt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (33)$$

$$\text{FAVAR2} : \begin{bmatrix} \tilde{F}_{1t} \\ \tilde{F}_{2t} \\ \pi_{GLt} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{F}_{1t-1} \\ \tilde{F}_{2t-1} \\ \pi_{GLt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (34)$$

Los cuadros 10 y 11 presentan el desempeño de los pronósticos en el marco de las medidas RMSE y U-Theil y también los test para la comparación de pronósticos de Diebold-Mariano y Giacomini-White.

**Gráfico 5 | Comparación de los pronósticos estáticos utilizando distintos modelos y horizontes**



Fuente: Elaboración propia.



**Cuadro 10 | Criterios de evaluación de pronósticos dinámicos**

| Periodo        | Modelo | RMSE <sub>P</sub> | U <sub>P</sub> | RRMSE <sub>P</sub> | RU <sub>P</sub> | DM-test        |         |       |
|----------------|--------|-------------------|----------------|--------------------|-----------------|----------------|---------|-------|
|                |        |                   |                |                    |                 | S(1)-stadistic | p-value | K lag |
|                | AR     | 1,011             | 0,981          | 1,000              | 1,000           |                |         |       |
| P <sub>1</sub> | FAVAR1 | 1,016             | 0,980          | 1,004              | 0,998           | -3,370         | 0,0008  | 3     |
|                | FAVAR2 | 0,862             | 0,797          | 0,852              | 0,812           | 2,311          | 0,0208  | 3     |
|                | AR     | 0,886             | 0,755          | 1,000              | 1,000           |                |         |       |
| P <sub>2</sub> | FAVAR1 | 0,814             | 0,579          | 0,918              | 0,766           | 0,9217         | 0,3567  | 3     |
|                | FAVAR2 | 0,841             | 0,561          | 0,949              | 0,743           | 0,4282         | 0,6685  | 3     |
|                | AR     | 1,013             | 0,684          | 1,000              | 1,000           |                |         |       |
| P <sub>3</sub> | FAVAR1 | 0,808             | 0,456          | 0,797              | 0,666           | 5,155          | 0,0000  | 2     |
|                | FAVAR2 | 0,681             | 0,287          | 0,672              | 0,419           | 3,276          | 0,0011  | 2     |

Fuente: Elaboración propia.

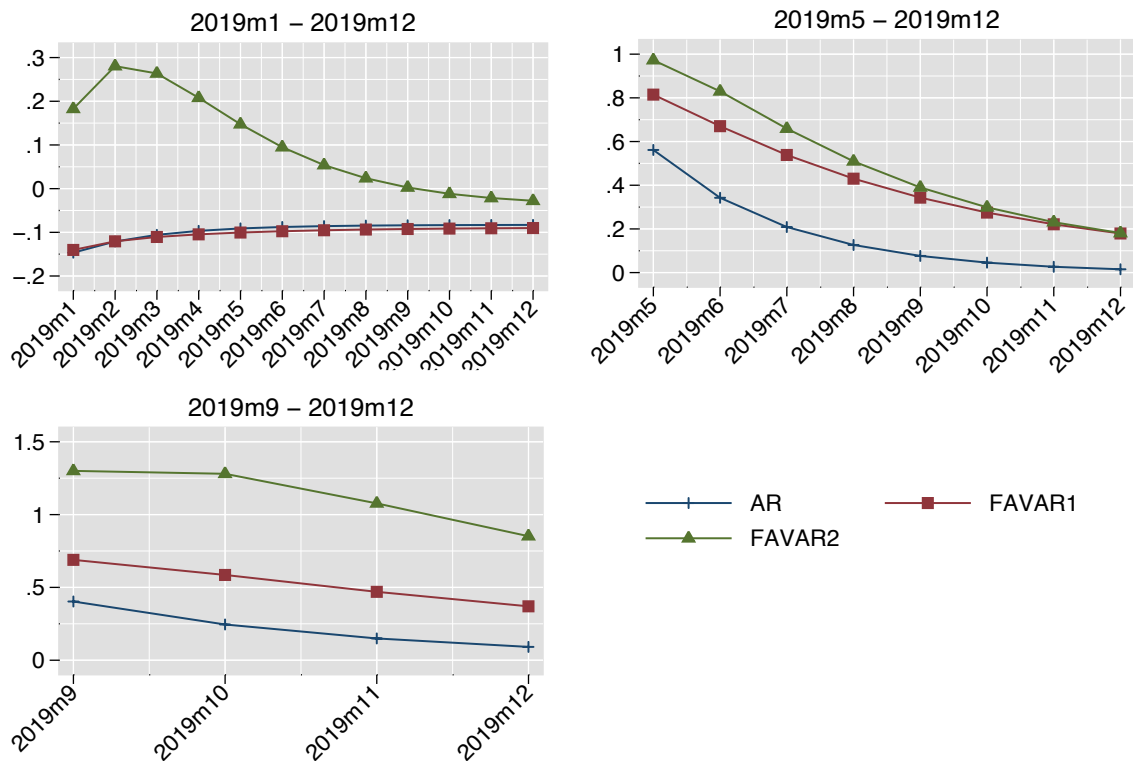
**Cuadro 11 | Test de Giacomini y White para el pronóstico dinámico**

| Periodo        | Modelo       | Estadístico (Newey-West) | p-value (Normal) |
|----------------|--------------|--------------------------|------------------|
| P <sub>1</sub> | FAVAR2 vs AR | 2,85 lag=1               | 0,0021           |
| P <sub>2</sub> | FAVAR2 vs AR | 0,34 lag=1               | 0,3660           |
| P <sub>3</sub> | FAVAR2 vs AR | 1,51 lag=2               | 0,0650           |

Fuente: Elaboración propia.

El Gráfico 6 ilustra los pronósticos dinámicos.

**Gráfico 6 | Comparación de los pronósticos dinámicos utilizando distintos modelos y horizontes**



Fuente: Elaboración propia.

Para el pronóstico dinámico, se encuentra el mejor desempeño para el modelo FAVAR2 en el primer y tercer período, mostrando ambos valores menores a la unidad y también con un estadístico  $S(1)$  significativo al nivel del 10%. Para el segundo período los modelos FAVAR1 y FAVAR2 tuvieron un desempeño muy similar para ambas métricas y también superior al del modelo de referencia AR en términos de las medidas de desempeño predictivo. Sin embargo, el estadístico  $S(1)$  no resultó ser estadísticamente significativo en ambos casos. El test de Giacomini y White también produce una conclusión similar que el test de DM, mostrando diferencias significativas entre el modelo FAVAR2 y AR(1) en los períodos  $P_1$  y  $P_3$ .

## 6. Funciones de Impulso Respuesta y Causalidad de Granger

### 6.1. Test de Granger

En esta sección realizamos el test de causalidad en el sentido de Granger en el modelo FAVAR utilizando los cuatro factores principales. Las pruebas de causalidad realizadas por Granger (1969) sugieren qué variables del sistema tienen impactos significativos en los niveles futuros de cada una de las variables del sistema. Sin embargo, los resultados no indican, por construcción, cuánto tiempo estos impactos seguirán siendo efectivos y las funciones de impulso respuesta pueden dar esta información. Después de ajustar el modelo FAVAR podemos saber si una variable causa en

sentido Granger a otra. Para cada ecuación en el modelo FAVAR podemos probar las hipótesis de que cada una de las otras variables endógenas no causa en el sentido de Granger a la variable dependiente en esa ecuación. Consideramos el siguiente modelo FAVAR utilizando los cuatro factores principales con una especificación de un rezago:

$$FAVAR4 : \begin{bmatrix} \tilde{F}_{1t} \\ \tilde{F}_{2t} \\ \tilde{F}_{3t} \\ \tilde{F}_{4t} \\ \pi_{GLt} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \dots & \phi_{15} \\ \phi_{21} & \dots & \phi_{25} \\ \vdots & & \vdots \\ \phi_{51} & \dots & \phi_{55} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{F}_{1t-1} \\ \tilde{F}_{2t-1} \\ \tilde{F}_{3t-1} \\ \tilde{F}_{4t-1} \\ \pi_{GLt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix} \quad (35)$$

El Cuadro 12 informa el estadístico F de la prueba de Granger.

**Cuadro 12 | Test de Granger para el modelo FAVAR4**

| Ecuación      | Var. excluida | F      | df | p-value |
|---------------|---------------|--------|----|---------|
| $\tilde{F}_1$ | $\tilde{F}_2$ | 12,294 | 1  | 0,0008  |
|               | $\tilde{F}_3$ | 0,237  | 1  | 0,6276  |
|               | $\tilde{F}_4$ | 0,344  | 1  | 0,5590  |
|               | $\pi_{GL}$    | 3,938  | 1  | 0,0508  |
|               | <i>todas</i>  | 3,155  | 4  | 0,0187  |
| $\tilde{F}_2$ | $\tilde{F}_1$ | 2,099  | 1  | 0,1515  |
|               | $\tilde{F}_3$ | 1,694  | 1  | 0,1969  |
|               | $\tilde{F}_4$ | 6,165  | 1  | 0,0152  |
|               | $\pi_{GL}$    | 1,177  | 1  | 0,2814  |
|               | <i>todas</i>  | 2,253  | 4  | 0,0711  |
| $\tilde{F}_3$ | $\tilde{F}_1$ | 9,515  | 1  | 0,0028  |
|               | $\tilde{F}_2$ | 0,0125 | 1  | 0,9111  |
|               | $\tilde{F}_4$ | 1,923  | 1  | 0,1696  |
|               | $\pi_{GL}$    | 3,087  | 1  | 0,0829  |
|               | <i>todas</i>  | 4,4831 | 4  | 0,0026  |
| $\tilde{F}_4$ | $\tilde{F}_1$ | 11,478 | 1  | 0,0011  |
|               | $\tilde{F}_2$ | 4,493  | 1  | 0,0373  |
|               | $\tilde{F}_3$ | 8,039  | 1  | 0,0059  |
|               | $\pi_{GL}$    | 12,388 | 1  | 0,0007  |
|               | <i>todas</i>  | 4,810  | 4  | 0,0016  |
| $\pi_{GL}$    | $\tilde{F}_1$ | 6,408  | 1  | 0,0134  |
|               | $\tilde{F}_2$ | 4,287  | 1  | 0,0418  |
|               | $\tilde{F}_3$ | 0,198  | 1  | 0,6574  |
|               | $\tilde{F}_4$ | 2,225  | 1  | 0,1399  |
|               | <i>todas</i>  | 3,826  | 4  | 0,0069  |

Fuente: Elaboración propia.

El Cuadro 12 se lee de la siguiente manera, para cada ecuación del sistema FAVAR el test F de Granger se realiza suponiendo en cero a la variable excluida. Por ejemplo, en la primera ecuación para  $\tilde{F}_1$  se realiza una prueba F sobre el rezago de  $\tilde{F}_2$  y en este caso se rechaza la hipótesis nula de que  $\tilde{F}_2$  no causa en sentido Granger a  $\tilde{F}_1$ . Para el segundo y el tercer test las variables excluidas

son  $\tilde{F}_3$  y  $\tilde{F}_4$ , respectivamente, y las respectivas hipótesis no se rechazan. En las últimas dos pruebas las hipótesis son rechazadas.

En resumen, tenemos los siguientes mapas de Causalidad en el sentido de Granger en pares:

$$\tilde{F}_2 \rightarrow \tilde{F}_1, \pi_{GL} \rightarrow \tilde{F}_1, \tilde{F}_2 \tilde{F}_3 \tilde{F}_4 \pi_{GL} \rightarrow \tilde{F}_1$$

$$\tilde{F}_4 \rightarrow \tilde{F}_2, \tilde{F}_1 \tilde{F}_3 \tilde{F}_4 \pi_{GL} \rightarrow \tilde{F}_2$$

$$\tilde{F}_1 \rightarrow \tilde{F}_3, \pi_{GL} \rightarrow \tilde{F}_3, \tilde{F}_1 \tilde{F}_2 \tilde{F}_4 \pi_{GL} \rightarrow \tilde{F}_3$$

$$\tilde{F}_1 \rightarrow \tilde{F}_4, \tilde{F}_2 \rightarrow \tilde{F}_4, \tilde{F}_3 \rightarrow \tilde{F}_4, \pi_{GL} \rightarrow \tilde{F}_4, \tilde{F}_1 \tilde{F}_2 \tilde{F}_3 \pi_{GL} \rightarrow \tilde{F}_4$$

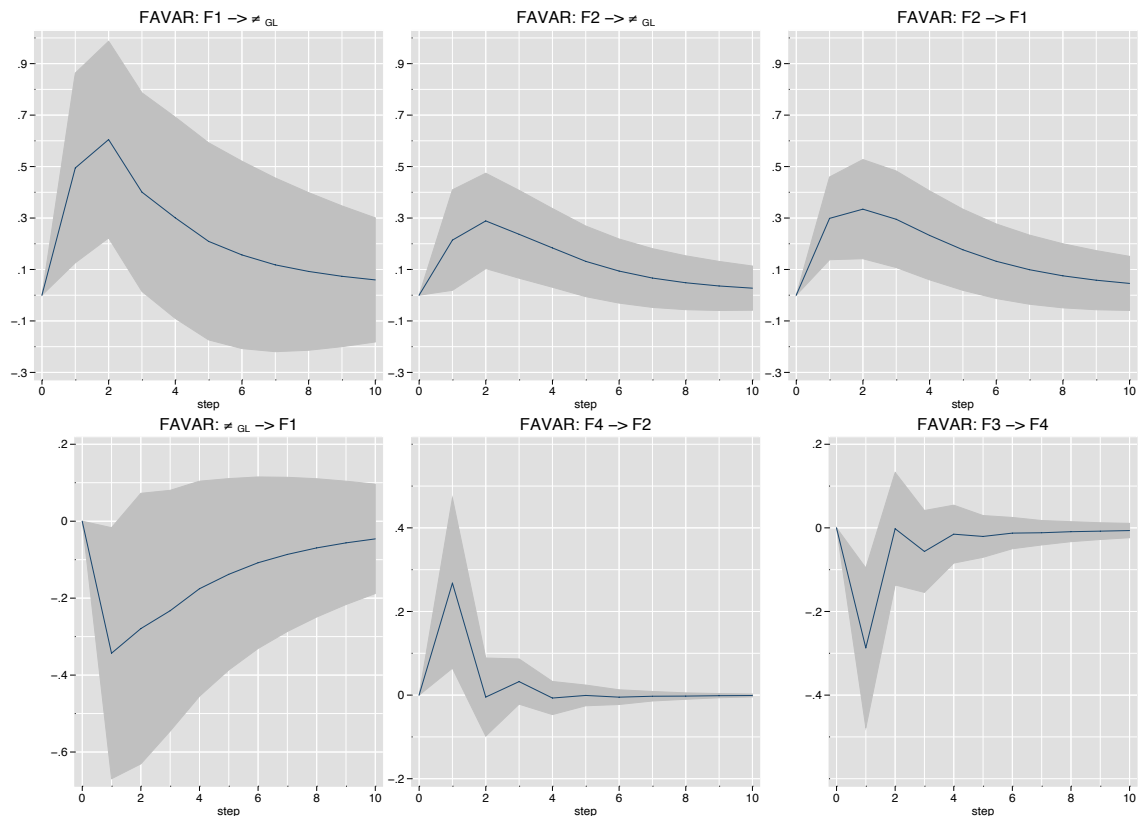
$$\tilde{F}_1 \rightarrow \pi_{GL}, \tilde{F}_2 \rightarrow \pi_{GL}, \tilde{F}_1 \tilde{F}_2 \tilde{F}_3 \tilde{F}_4 \rightarrow \pi_{GL}$$

De acuerdo con las identificaciones de los factores, estos resultados también están en línea con la literatura. Dado que el segundo factor está asociado a hechos no observables de los aspectos monetarios y cambiarios, es muy probable que esta variable pueda tener un efecto contemporáneo en el primer factor que se representa como las expectativas de inflación y el precio de los bienes y, por lo tanto, efecto en el nivel general de la tasa de inflación. Otra interpretación económica se da con el factor cuatro y el factor dos, respondiendo a la ecuación de financiación del presupuesto.

## 6.2. Impulso respuesta

Las funciones de impulso respuesta trazan la capacidad de respuesta de las variables dependientes del sistema VAR a los *shocks* sobre cada una de las variables. Una característica distintiva de estos enfoques generalizados es que los resultados de estos análisis son invariantes al orden de las variables que entran en el sistema VAR. Para cada variable de cada ecuación por separado, se aplica un *shock* unitario al error y se observan los efectos sobre el sistema VAR a lo largo del tiempo. Los resultados de las funciones de impulso respuesta para el sistema FAVAR considerado con los cuatro factores principales se presentan en el Gráfico 7.

**Gráfico 7 | Función de impulso respuesta para el modelo FAVAR4 de cuatro factores**



Fuente: Elaboración propia.

Según estos resultados, la respuesta de la tasa de inflación a un *shock* unitario en el primer factor es positiva y luego de un mes alcanza un valor cercano a 0,6. La interpretación convencional de esto es que los *shocks* al primer factor están impulsados principalmente por las expectativas de inflación y los precios de los bienes y, por lo tanto, generan un efecto positivo sobre la inflación. Los shocks al segundo factor también tienen un efecto positivo en la tasa de inflación con un nivel máximo de 0,3 luego de dos meses. Dado que el factor dos está asociado a factores no observables vinculados al crecimiento monetario y cambiario, la respuesta de la inflación está en línea con lo esperado. La respuesta del primer factor por un *shock* en el segundo factor también es esperada; la contribución del tipo de cambio del segundo factor impulsa los precios de los bienes transables y, por lo tanto, también las expectativas de inflación. El efecto del factor dos luego de un *shock* sobre el factor cuatro se explica por la relación de éste con el resultado financiero del sector público; un deterioro del frente fiscal aumenta la emisión monetaria la cual está fuertemente asociada con el factor dos. Finalmente, el efecto de un *shock* sobre el factor tres impacta negativamente en el factor cuatro por medio del aumento de la participación de los intereses de deuda en el resultado financiero.

## 7. Conclusión

Este trabajo tiene dos objetivos principales; en primer lugar, investigar la relación entre las principales variables macroeconómicas y la tasa de inflación utilizando el análisis factorial y, en segundo lugar, evaluar el desempeño de los modelos factoriales cuando se utilizan para predecir la tasa de inflación. El estudio de las contribuciones demostró que los cuatro primeros factores o componentes principales tienen una interpretación económica. El primer factor está fuertemente asociado con el crecimiento de los precios de los bienes, el nivel de las expectativas, el nivel de la tasa de interés y el crecimiento de los precios de los servicios evidenciándose, así, la interpretación del factor como un componente no observable de la dinámica general de los precios. El segundo se ocupa de los aspectos no observables del crecimiento monetario y cambiario, el tercero está relacionado con el crecimiento de la deuda y el cuarto está relacionado con el déficit financiero. El modelo factorial estático nos permitió interpretar el efecto *ceteris paribus* de cada factor sobre la tasa de inflación. Aquí los factores uno y dos tuvieron efectos positivos, siendo el factor uno el de mayor impacto. El efecto del factor tres fue cercano a cero y estadísticamente no significativo, lo que evidenció un bajo impacto del crecimiento de la deuda sobre la tasa de inflación. Por otro lado, el efecto del factor cuatro fue negativo, reflejando un impacto positivo sobre la tasa de inflación frente al aumento del déficit financiero. Asimismo, el producto y los salarios no han mostrado contribuciones significativas sobre los factores principales. Los test de causalidad y las funciones de impulso-respuesta también sugirieron un efecto positivo de los factores uno y dos sobre la inflación, identificando así el rol crucial que tienen los precios de los bienes, las expectativas, el crecimiento monetario y cambiario para impulsar la dinámica inflacionaria. En segundo lugar, hemos desarrollado modelos de pronóstico utilizando uno y dos factores y los resultados han proporcionado evidencias de que los pronósticos de los modelos factoriales superan a los de los modelos de referencia en las versiones estática y dinámica. Esto demuestra que los factores extraídos del grupo de series observables tienen un cierto potencial para el pronóstico de la dinámica del índice de precios al consumidor. Todos estos resultados indican que el análisis multivariado permite una mejor comprensión de los diferentes impulsores de la inflación.

## Referencias

Basco E., L. D' Amato y L. Garegnani (2006): "Understanding the money - prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1970 – 2005". Documento de trabajo 200613, Departamento de Investigaciones Económicas (BCRA).

Baum C. F. (2003): *DMARIANO: Módulo Stata para calcular la comparación Diebold-Mariano de la precisión del pronóstico*. Departamento de Economía del Colegio de Boston.

Bernanke B. S., J. Boivin y P. Elias (2005): "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach". *The Quarterly journal of economics*, 120(1), pp. 387-422.

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

Chen, Jiahua (2008): "Extended Bayesian information criteria for model selection with large model spaces", *Biometrika*, 95 (13), pp. 759–771.

Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.

Diebold, F. X. y R. Mariano (1995): "Comparing Predictive Accuracy". *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp. 253-265.

Giacomini, R. A (2004). "Tests of conditional predictive ability". *Econometrica*, Vol. 74, N° 6, pp. 1545-1578.

Granger, C. W. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods". *Econometrica*, 37, pp. 428-38.

Hamilton, J. D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.

Kunovac D. (2007): "Factor Models Forecasts of inflation in Croatia". *Financial Theory and Practice*, 31, (4), pp. 371-393.

MacKinnon, J. G. (1994): "Approximate asymptotic distribution functions for unit root and cointegration tests". *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, pp. 167-176.

Stock, J. y M. Watson (2002): "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 97, N° 460.

# Asimetrías del traspaso del tipo de cambio a precios: el caso argentino 2004-2019

**Matías Barberis\***

Universidad Nacional de La Plata, Argentina

## Resumen

Este documento realiza un análisis de la asimetría y no linealidad del efecto que introduce la volatilidad del tipo de cambio sobre los precios internos de Argentina durante el período comprendido entre 2004-2019. Mediante la técnica de proyecciones locales se calcula el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios en diferentes contextos y magnitudes a fin de evaluar su no linealidad y asimetría, a la vez que se incorporan distintas especificaciones de la variable cambiaria para un examen más exhaustivo. Los resultados sugieren que el coeficiente de traspaso se comporta de forma asimétrica para todas las variables de tipo de cambio empleadas, además de mostrar una clara evidencia de no linealidad.

*Clasificación JEL:* C22, E3, E5, F3, F4.

*Palabras clave:* Argentina, inflación, tipo de cambio, traspaso a precios.

*Presentado:* 28 de enero de 2021 - *Aprobado:* 20 de mayo de 2021.

---

\* Una versión preliminar de este trabajo obtuvo el primer puesto del Premio Prebisch 2020 para la categoría Jóvenes Profesionales. Las opiniones expresadas en este trabajo son del autor y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: matias.barberis@outlook.com.



# Asymmetries in the pass-through of exchange rate to prices: The Argentine case 2004-2019

**Matías Barberis**

Universidad Nacional de La Plata, Argentina

## Summary

This document performs an analysis of the asymmetry and non-linearity of the effect that the volatility of the exchange rate introduces on the domestic prices of Argentina during the period 2004-2019. Using the local projections technique, the pass-through coefficient from the exchange rate to prices in different contexts and magnitudes is calculated in order to evaluate its non-linearity and asymmetry. Different specifications of the exchange rate variable were used for a more exhaustive examination. The results suggest that the pass-through coefficient behaves asymmetrically for all the exchange rate variables used and shows clear evidence of non-linearity.

*JEL:* C22, E3, E5, F3, F4.

*Keywords:* Argentina, inflation, exchange rate, pass-through to prices.

*Submitted:* January 28, 2021 - *Approved:* May 20, 2021.

## 1. Introducción

En el período comprendido entre los años 2004 y 2019, Argentina ha sufrido diversos episodios de depreciación que se condicen con niveles de inflación de similar magnitud. A su vez, el tipo de cambio y el nivel de precios en el período bajo análisis evidencian una elevada correlación. En los cuadros a continuación se muestra la correlación del índice de precios (IPC) frente a distintas variables cambiarias, las cuales son el tipo de cambio nominal bilateral (TCNB), el tipo de cambio del mercado informal o tipo de cambio “blue” (TCB) y el tipo de cambio nominal multilateral (TCNM).

**Cuadro 1 | Correlación: variables en logaritmos**

| Variables | IPC      | TCNB     | TCB      | TCNM |
|-----------|----------|----------|----------|------|
| IPC       | 1        |          |          |      |
| TCNB      | 0,976*** | 1        |          |      |
| TCB       | 0,983*** | 0,982*** | 1        |      |
| TCNM      | 0,983*** | 0,993*** | 0,978*** | 1    |

\* p<0,05, \*\* p<0,01, \*\*\* p<0,001.

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

**Cuadro 2 | Correlación: variables en variaciones porcentuales**

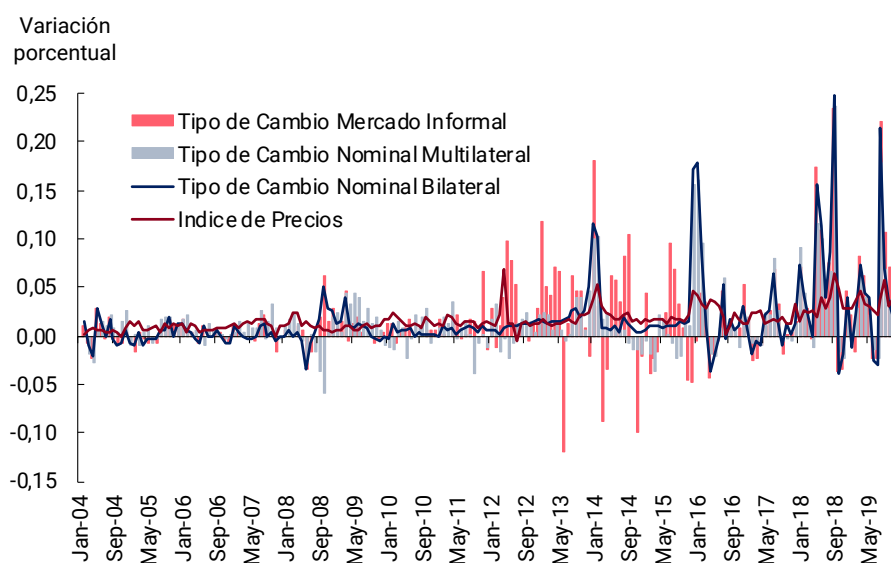
| Variables | IPC      | TCNB     | TCB      | TCNM |
|-----------|----------|----------|----------|------|
| IPC       | 1        |          |          |      |
| TCNB      | 0,497*** | 1        |          |      |
| TCB       | 0,300*** | 0,628*** | 1        |      |
| TCNM      | 0,464*** | 0,887*** | 0,524*** | 1    |

\* p<0,05, \*\* p<0,01, \*\*\* p<0,001.

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

Como ilustra el Gráfico 1, la evolución de los precios sigue “de cerca” al movimiento del tipo de cambio, particularmente en los últimos años, donde puede vislumbrarse una mayor volatilidad de las variables de análisis. Este comportamiento se asocia a la liberalización del mercado cambiario, donde se eliminaron las restricciones al acceso al mercado de divisas en diciembre de 2015. En respuesta, el tipo de cambio enfrentó fuertes fluctuaciones, lo que trajo aparejado, dada su estrecha relación, una menor estabilidad en los precios internos.

**Gráfico 1 | Evolución volatilidad de los precios y el tipo de cambio**



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

El impacto de la variación del tipo de cambio sobre la evolución de los precios es un aspecto de importante estudio para países con una historia de inflación severa. Este análisis toma mayor relevancia si consideramos el contexto internacional actual, donde la globalización ha integrado a las economías a lo largo y a lo ancho del globo, lo que resalta la importancia de analizar el efecto de variaciones en el tipo de cambio sobre la inflación, así como sus características. Además, particularmente en el largo plazo, los autores Otero *et al.* (2005) concluyen que en Argentina “*la tasa de inflación pareciera estar completamente determinada por la tasa de variación de tipo de cambio y el grado de apreciación real de la moneda*” (p.16).

El objetivo de este trabajo consiste en estimar el traspaso del tipo de cambio a los precios internos en Argentina para el período comprendido entre enero de 2004 y diciembre de 2019, centrándonos en dos dimensiones específicas: asimetrías y no linealidades. De forma concreta, los interrogantes que motivan este trabajo son los siguientes: ¿Existe simetría en el traspaso durante períodos de apreciación y depreciación? ¿Es mayor el coeficiente de traspaso durante los episodios de depreciación elevada?

Se entiende al coeficiente de traspaso, o *pass-through* de tipo del cambio a precios, como el impacto que genera una variación del tipo de cambio sobre los precios internos de una economía.<sup>1</sup>

Originalmente, tal como indica Aron *et al.* (2014), esta definición solamente contemplaba la respuesta de los precios de importación, en moneda nacional, ante fluctuaciones del tipo de cambio. Es decir, se centraba en cómo los precios de importación en moneda nacional responden ante un cambio del 1% del tipo de cambio (Goldberg y Knetter, 1999). Sin embargo, la definición se ha

<sup>1</sup> También denominado *Exchange Rate Pass Through* o ERPT, por sus siglas en inglés.

ampliado para abordar el efecto de los movimientos del tipo de cambio sobre los precios internos de la economía.

De manera algebraica, se define a la elasticidad del índice de precios con respecto al tipo de cambio de la siguiente manera:

$$\text{Pass Through} = \frac{p_{t+h} - p_{t-1}}{e_t - e_{t-1}} \quad (1)$$

En el cuerpo principal de este estudio se recurre a la expresión anterior. Mientras que en el anexo se evalúa una alternativa:

$$\text{Pass Through} = \frac{p_{t+h} - p_{t-1}}{e_{t+h} - e_{t-1}} \quad (2)$$

donde los precios ( $p$ ) están expresados en logaritmos, al igual que la variable del tipo de cambio ( $e$ ). En dicho apartado se discuten las diferencias conceptuales entre una y otra concepción.

En presencia de un traspaso completo, cualquier variación en el tipo de cambio trae aparejado un cambio proporcional en el nivel de precios. Sin embargo, como se ha demostrado en numerosas ocasiones, existen ciertos factores que no permiten que este traspaso sea total.

Aron *et al.* (2014) comentan que, por lo general, la sensibilidad al tipo de cambio disminuye a lo largo de la cadena de distribución de precios, partiendo de los precios de importación “en el muelle”, pasando por las redes mayoristas y minoristas hasta alcanzar los precios al consumidor final. Agrega que, incluso, para los precios de importación “en el muelle”, el traspaso a precios de las alteraciones en el tipo de cambio puede ser incompleto.

Dornbusch (1987) sugiere que, ante la presencia de precios rígidos, el ajuste es lento, lo que significa que la transferencia del tipo de cambio sobre los precios es incompleta, al menos a corto plazo. Mientras que otros estudios, como Goldberg y Knetter (1999) y Burstein, Neves y Rebelo (2003), encuentran que la presencia de insumos y bienes no transables, incluso en economías abiertas, sugieren que el traspaso a precios solo será parcial.

Estos hallazgos son consistentes con los documentados por Campa y Goldberg (2005), quienes concluyen que la transferencia del tipo de cambio es incompleta y que las diferencias en el coeficiente de transferencia entre países se reflejan principalmente en los distintos tipos de importaciones.

Incluso la literatura reciente arguye que este efecto no sólo es parcial, sino que ha ido disminuyendo a lo largo del tiempo. Frankel, Parsley y Wei (2012) encuentran que, durante la década de los

noventa, muchos países han presenciado una notable disminución de la influencia de fluctuaciones cambiarias sobre el nivel de precios. Observación que comparten con otros autores.<sup>2</sup>

Campa y Goldberg (2005) también encuentran una disminución del coeficiente de transferencia en la década de 1990, que atribuyen a cambios en la composición de las importaciones de productos básicos. Mientras que autores como Choudhri y Hakura (2006), Taylor (2000) y Gagnon e Ihrig (2004) adjudican el menor efecto traspaso a un entorno de baja inflación en el mismo período. En tanto, explicaciones alternativas para este fenómeno las proveen Mishkin y Savastano (2001) y Schmidt-Hebbel y Werner (2002), quienes argumentan que este hallazgo de la disminución del traspaso del tipo de cambio, es un corolario de las ganancias de credibilidad de la política monetaria.

Por otro lado, Trajtenberg, Valdecantos y Vega (2015) señalan que las fluctuaciones del tipo de cambio nominal, la puja distributiva, las oscilaciones en los precios internacionales y las expectativas, son los factores que explican la mayor parte de la volatilidad del índice de precios para países de Latinoamérica.

Por tanto, si bien el coeficiente de transferencia ha ido disminuyendo, el mismo continúa siendo una variable significativa a la hora de explicar el comportamiento de los precios, al menos para los países de América Latina. Así vemos que, evaluar sus implicancias constituye un elemento a considerar al momento de determinar las acciones de política económica.

Si bien la literatura que aborda el *pass-through* es extensa y diversa, es relativamente poco lo que se ha escrito sobre el rol de las no linealidades y las asimetrías existentes en el mecanismo de traspaso, en particular para economías latinoamericanas. Asimismo, Brito y Mendoza (2018) indican que ignorar su existencia puede traer como consecuencia la adopción de supuestos equivocados al momento de estimar el comportamiento futuro de la inflación y, por lo tanto, determinar acciones de política inadecuadas para controlarla.

Para responder los interrogantes que motivan este trabajo adoptamos el modelo sugerido por Rubene, y Colavecchio (2020), que utiliza proyecciones locales para estimar la respuesta dinámica de la inflación ante movimientos en el tipo de cambio, permitiendo asimetrías y no linealidades a partir de la introducción de términos de interacción en el modelo lineal estándar. En línea con el trabajo de Montes Rojas (2019), y para enriquecer el experimento, consideramos en nuestro modelo las oscilaciones del tipo de cambio nominal multilateral (TCNM) y bilateral (TCNB), así como también los movimientos del tipo de cambio nominal del mercado paralelo o tipo de cambio “blue” (TCB).

Entre nuestros hallazgos destacamos la presencia de asimetrías en el coeficiente de traspaso, teniendo los precios diferente reacción durante episodios de apreciación y depreciación. A su vez, probamos empíricamente la presencia de umbrales por encima de los cuales las grandes depreciaciones pueden afectar los precios al consumidor más que proporcionalmente. Los resultados

---

<sup>2</sup> Ver Mujica y Saens (2015), Cunningham y Haldane (1999), Goldfajn y Werlang (2000), y para Latinoamérica Ghosh (2013) y Aguirre y González Padilla (2019).

sugieren que la transferencia del tipo de cambio se vuelve no lineal cuando: el TCNB se deprecia más del 8%; el TCB se deprecia más del 4%; el TCNM se deprecia más del 5% y el 10%.

No podemos argumentar la presencia de un umbral único; más bien, afirmamos que existe un rango de umbrales razonables y que tales “no linealidades” no pueden ser ignoradas.

A su vez, como se indica en el Anexo, la literatura también advierte que un *shock* del tipo de cambio experimentado en un momento dado puede derivar en aumentos sucesivos de dicha variable en los períodos subsiguientes. Así, “*el coeficiente de traspaso, para un horizonte dado, se obtiene como el ratio de la respuesta porcentual acumulada del índice de precios, dividido por la respuesta acumulada del tipo de cambio, expresada en puntos porcentuales*” (BCRA 2020, p. 95). Por lo tanto, se incluye dentro del análisis una definición alternativa del coeficiente de traspaso, la cual contempla no sólo los *shocks* presentes del tipo de cambio, sino también los movimientos subsiguientes en dicha variable, producto de una fluctuación en el presente.

Adoptando esta definición dentro del modelo aquí especificado encontramos que el traspaso a 12 meses se reduce a un nivel cercano al 36%, mientras que, con la definición tradicional, derivada de la ecuación (1), se ubica en valores similares al 80%. Lo cual nos indica que ajustar por la evolución *a posteriori* del tipo de cambio se vuelve una herramienta cuantitativamente relevante. A su vez, también se verifica la existencia de asimetrías y no linealidades al emplear la definición alternativa del coeficiente de traspaso.

Siguiendo esta introducción, el trabajo se estructura como sigue. En la sección 2 se revisa la literatura existente en la materia, estableciendo los principales aportes vinculados a la no linealidad y asimetría del coeficiente de traspaso. Luego, en la sección 3 se presenta la estrategia econométrica empleada para estudiar el comportamiento de los precios ante diferentes magnitudes y direcciones de las fluctuaciones del tipo de cambio. Posteriormente, en la sección 4 se describen los resultados obtenidos y en la sección 5 se realiza un análisis de robustez. Finalmente, el trabajo concluye con una breve reflexión.

## **2. Revisión de la literatura**

### **2.1. Traspaso del tipo de cambio a precios**

La literatura que investiga la relación existente entre las fluctuaciones en el tipo de cambio y el nivel general de precios es diversa y extensa. Por citar algunos trabajos podemos mencionar a McCarthy (2007), Aron *et al.* (2014), Torres (2015) y Castiglione (2017), que resumen de forma sencilla los argumentos subyacentes en dicha relación, a la vez que detallan la literatura existente en esta materia. De este modo, nos proponemos introducir de forma concisa las principales características del coeficiente de traspaso, y concentrarnos en abordar el objetivo aquí propuesto.

Siguiendo a Miller (2003), podemos distinguir dos canales a través de los cuales las fluctuaciones cambiarias se trasladan a los precios. En primer lugar, descubrimos un *canal directo* en el cual los precios de los bienes transables, que componen el índice, y los costos de los insumos transables,

que forman parte de la producción de bienes y servicios no transables, reaccionan ante una variación del tipo de cambio.

En segundo lugar, observamos un *canal indirecto* que ocurre a través de los mecanismos que inciden sobre la oferta y demanda agregada, y que serán trasladados a los precios finales. Como explican Otero et al. (2005):

*“Un primer mecanismo está dado por el encarecimiento relativo de los bienes extranjeros producto de una devaluación, lo que induce a un incremento relativo en la demanda agregada de los bienes locales y, consecuentemente, un aumento en su precio (este dependerá de la posibilidad de la oferta de incrementarse, dado que los costos de producción también pueden haber ascendido, desincentivando expansiones de producción). Un segundo mecanismo ocurre a través de los shocks del tipo de cambio sobre los precios de los activos, lo que origina un efecto sobre los balances de los distintos agentes económicos: en caso de que al ocurrir una devaluación las deudas se encontraran denominadas en moneda extranjera, y no pasara lo mismo con las acreencias, la riqueza de los individuos se reduciría, al igual que su capacidad de gasto, ocasionando efectos contractivos sobre la demanda agregada. Finalmente, un tercer mecanismo se presenta a través del impacto sobre las expectativas y credibilidad de los agentes debido a una alteración en el tipo de cambio, lo que conlleva a la modificación de los planes de inversión y una disminución de la demanda agregada”* (pp. 5-6).

En consecuencia, un aumento del tipo de cambio sobre los precios al consumidor que se traduce por el *canal directo*, puede verse atenuado o incluso diluido por el efecto contractivo que puede presentar el *canal indirecto*.

Las peculiaridades que el proceso de transmisión del *shock* cambiario genera sobre los precios determinará tres aspectos a ser evaluados: magnitud, velocidad y simetría. La *magnitud* del coeficiente de traspaso mide la proporción de la variación del tipo de cambio que se traduce a precios, la cual suele depender del plazo de tiempo considerado. El tiempo que tarde en efectivizarse el traspaso a precios de las oscilaciones cambiarias se interpreta como la *velocidad* del pass-through. Este aspecto nos permite distinguir entre una elasticidad de traspaso de corto plazo, que típicamente abarca una ventana temporal de inferior al año y una elasticidad de traspaso de largo plazo, que comprende períodos superiores al año (Miller 2003).

Finalmente, la *simetría* de este coeficiente está vinculada a las características de la reacción de los precios ante las variaciones cambiarias. Un traspaso asimétrico puede estar vinculado a variaciones de diferente índole frente a depreciaciones o apreciaciones, llamadas *asimetrías de dirección* o *de signo*, o bien a movimientos dispares dependientes de la magnitud de las variaciones, llamadas *asimetrías de tamaño* o *no linealidades*.

Como indican Rubene y Colavecchio (2020), la literatura se centra en la posibilidad de que el traspaso del tipo de cambio sea no lineal en varias dimensiones. Estas pueden depender del nivel o

volatilidad de la inflación, del estado del ciclo económico, del tipo de *shock* que impulsa el tipo de cambio o el signo y del tamaño del movimiento del tipo de cambio.

En este sentido, Taylor (2000) argumentó que cuanto más estable sea la política monetaria de un país y menor sea su tasa de inflación, menor será el alcance del traspaso del tipo de cambio sobre los precios internos. Frankel *et al.* (2012) respaldaron este argumento al mostrar que el entorno de mayor inflación conlleva a coeficientes de traslado significativamente más altos. Por su parte, Delatte y López-Villavicencio (2012) indican que, si la devaluación tiene lugar en medio de una recesión, los precios aumentan menos de lo que disminuirían luego de una apreciación. La recesión resultante actúa deprimiendo los precios internos, lo que implica que los mismos no responden mucho a la depreciación del tipo de cambio.

Nuestro artículo se centra en examinar si el traspaso del tipo de cambio depende del signo o el tamaño del movimiento del tipo de cambio, que aquí denominaremos asimetrías y no linealidades, respectivamente.

## 2.2. Asimetrías y no linealidades en el traspaso del tipo de cambio

La mayoría de los estudios usualmente asumen al traspaso como un efecto lineal y simétrico. Sin embargo, existen ciertos factores microeconómicos que pueden generar asimetrías y no linealidades en la transmisión de las fluctuaciones cambiarias sobre los precios. En esta sección, se resumirán brevemente las principales explicaciones detrás del traspaso asimétrico.

En primer lugar, ubicamos los *objetivos de market-share*. Esta idea postula que las empresas extranjeras pueden recurrir a la estrategia de *pricing-to-market*, ajustando sus márgenes de ganancia para mantener o incrementar su participación en el mercado cuando se enfrentan a fluctuaciones cambiarias del país destino (Krugman, 1986). La interpretación de este fenómeno se da a partir de que, ante una depreciación de la moneda del país importador, los exportadores pueden compensar el posible aumento de precios en el país destino por medio de una reducción de sus márgenes de ganancia. Por su parte, ante una apreciación del país destino, los exportadores mantendrán sus márgenes, motivados por mantener o incrementar su participación en el mercado, permitiendo que el precio de importación descienda.

En segundo lugar, encontramos las *restricciones de capacidad*. Bussiere (2013) explica que cuando las empresas exportadoras se encuentran en plena capacidad, es razonable suponer que los precios de exportación reaccionarán más durante una apreciación que durante una depreciación. Frente a una apreciación del país destino, los exportadores tendrían que aumentar su capacidad de producción si deciden mantener sus precios de exportación constantes en el país destino. Sin embargo, abrir nuevas plantas o contratar nuevos trabajadores puede llevar tiempo. Por tanto, en esta situación, Pollard y Coughlin (2003) argumentan que el sector exportador podría reaccionar incrementando sus márgenes de ganancia, en lugar de aumentar su producción, y esto resultará en un mayor coeficiente de traspaso sobre el sector importador. Mientras tanto, las limitaciones



de capacidad no afectan el aumento del precio de importación que normalmente podría inducir una depreciación.

En tercer lugar, describimos que los *precios de las exportaciones son normalmente rígidos a la baja*. Como Peltzman (2000) titula su trabajo "*Prices rise faster than they fall*", los precios de exportación son normalmente rígidos a la baja, lo que facilita a los exportadores aumentar su margen de beneficio en lugar de disminuirlo. Bussiere (2013) advierte que, ante una depreciación, los exportadores ganan competitividad de precios, *ceteris paribus*. Si mantienen sus precios inalterados en la moneda del país destino, pueden aumentar la cantidad de bienes exportados. Sin embargo, si han alcanzado su límite de capacidad o si los costos de ajuste son altos, puede ser difícil para ellos ajustar su producción al alza, lo que los conduce a aumentar sus precios. Por el contrario, frente a una apreciación, los exportadores perderían competitividad y participación en el mercado si mantienen sus precios sin cambios en la moneda del importador. Esto implica que cuando el tipo de cambio se deprecia, los exportadores aumentan sus precios de exportación más de lo que los disminuyen cuando hay una apreciación. Además, si la apreciación es muy grande, los exportadores pueden encontrar cada vez más dificultad en bajar sus precios, ya que implica una caída de los márgenes de beneficio.

Otra ruta de las asimetrías presentes en el traspaso proviene del *production switching* (o sustitución de la producción). Ware y Winter (1988) sugieren que los exportadores pueden permitirse traspasar las apreciaciones y absorber las depreciaciones si son capaces de cambiar estratégicamente entre fuentes de producción extranjeras y nacionales y alterar el tipo de tecnología de producción. Siguiendo Pollard y Coughlin (2004), ante una depreciación de su moneda las empresas exportadoras podrían utilizar insumos de producción locales en vez de importados, sin alterar su costo de producción, manteniendo los precios de exportación estables y, por lo tanto, generando un cierto traspaso. No obstante, ante una apreciación de su moneda, las empresas optarían por utilizar insumos importados y reducir así sus costos de producción, lo que implicaría menores precios de exportación y, en consecuencia, un efecto contrario al incremento de precios dado por la apreciación, lo que generaría un traspaso limitado o nulo.

En presencia de *costos de menú*, los exportadores pueden mantener inalterados sus precios en la moneda del importador ante pequeñas fluctuaciones en el tipo de cambio, y sólo ajustar precios si los movimientos del tipo de cambio exceden un determinado umbral. Así, podemos observar asimetrías con respecto al tamaño de los choques cambiarios, ya que el ajuste de precios es más frecuente con grandes movimientos del tipo de cambio que con pequeños.

Caselli y Roitman (2016) identifican un último factor microeconómico que debemos tomar en cuenta para explicar las asimetrías en el traspaso, este es el *desenvolvimiento de las firmas o la calidad de los productos exportados*. Berman *et al.* (2012), encuentra que las empresas de alta productividad o mayor calidad de bienes, es decir, que enfrentan una menor elasticidad de la demanda, presentan mayores *markup* y, en consecuencia, mayor es su elasticidad de traspaso. Para entender la fuente de asimetrías podemos pensar en una apreciación en el sector exportador, donde las firmas de alta calidad serán capaces de absorber el movimiento del tipo de cambio vía

*markup*, implicando un menor traspaso sobre el sector importador. Por el contrario, aquellas empresas con menores *markup*, no podrán absorber una fuerte apreciación, transmitiendo a los precios de destino una mayor proporción del movimiento del tipo de cambio.

### 2.3. Literatura empírica sobre asimetrías y no linealidades del traspaso del tipo de cambio

Entre los diversos estudios que buscan evidenciar la presencia de asimetrías y no linealidades en el traspaso del tipo de cambio a precios encontramos a Pollard y Coughlin (2004), quienes analizaron el traspaso asimétrico del tipo de cambio a los precios de los bienes importados para EE.UU., a nivel industrial. Su trabajo evidencia un comportamiento asimétrico en algunas industrias y que la dirección de la asimetría varía. También hallan que el traspaso está positivamente relacionado con la magnitud del cambio. Bussiere (2013) prueba la presencia de no linealidades y asimetrías para las economías del G7. Se centra en precios de exportación e importación y encuentra evidencia de ambos mecanismos, aunque, en términos de magnitud, existe una alta heterogeneidad entre los países. Mientras que Webber (2000) encontró fuerte apoyo de un traspaso asimétrico en una muestra de países asiáticos, donde observó que resulta mayor durante episodios de depreciación de la moneda nacional respecto a etapas de apreciación.

Caselli y Roitman (2016) descubren abundante evidencia de asimetrías y no linealidades en países emergentes, donde depreciaciones superiores a umbrales de 10 y 20% presentan un traspaso proporcionalmente mayor.

Brun Aguerre *et al.* (2016), a partir de un modelo de corrección de errores, estiman que las depreciaciones generalmente se transmiten con mayor fuerza que las apreciaciones, sobre el precio de los bienes importados a largo plazo, lo que sugiere que los exportadores pueden ejercer un grado de poder de fijación de precios a largo plazo.

Cheick (2012) examina los países de la zona del euro. Usando un modelo de transición suave (STR, por sus siglas en inglés), prueba la asimetría con respecto a la dirección y la magnitud de los cambios en el tipo de cambio. Si bien los resultados respecto a la asimetría de dirección son mixtos, existe una fuerte evidencia de que el traspaso responde de manera asimétrica a la magnitud de los movimientos en el tipo de cambio, como resultado de la presencia de los costos de menú. Esta misma técnica es utilizada por Nogueira Junior y León-Ledesma (2008) para investigar las posibles fuentes de no linealidades para un grupo de seis países, donde se verifican las no linealidades, pero los resultados varían considerablemente entre los mismos. Dos de los países de la muestra confirman una respuesta asimétrica del traspaso con respecto a la magnitud de la depreciación.

Rubene y Colavecchio (2020) examinan las posibles no linealidades presentes en el traspaso de los movimientos del tipo de cambio sobre los precios de importación y al consumidor, también para la zona euro. La evidencia sugiere que, para la zona euro en su conjunto, ambas especificaciones de precios responden con más fuerza frente a largas depreciaciones, respecto de las depreciaciones de "tiempos normales". Mientras que estos precios parecen no responder de manera asimétrica durante las apreciaciones y depreciaciones. A su vez señalan que el traspaso es no

lineal en varios países de la zona del euro, aunque la respuesta de los precios a los movimientos de tipos de cambio grandes y pequeños es heterogénea y específica de cada país.

Winkelried (2003) estudia las asimetrías en el coeficiente de traspaso para Perú, y concluye que existen asimetrías. Para depreciaciones marcadas (por encima del 2,5%) se espera que el coeficiente de traspaso sobre el IPC se ubique entre 8 y 12 puntos porcentuales por encima del proveniente de una depreciación moderada. A su vez, Cueva (2018) agrega México a este análisis, y los resultados dan indicios de asimetrías y no linealidades en los coeficientes de ambos países.

A nivel nacional, encontramos diversidad de estimaciones para el coeficiente del traspaso en su versión lineal. Hallamos cifras cercanas a un traspaso nulo en Ca' Zorzi *et al.* (2007) y Choudhri y Hakura (2006), que analizan períodos de baja inflación; en contraposición, Choudhri y Hakura (2006) y Gay y Cugat (2010), que incluyen el período hiperinflacionario de Argentina, encuentran traspasos completos o cercanos a uno. Mientras que entre estos extremos observamos estimaciones moderadas en un rango elevado en torno al 28% y al 52%, como Ito y Sato (2007) y Torres (2015), entre otros.

En cuanto a la versión no lineal del traspaso, Chelala (2014) afirma que las apreciaciones cambiarias en Argentina no tienen un efecto equivalente a las depreciaciones. Mientras que Brufman *et al.* (2017) argumentan que el coeficiente de traslado es menor en contextos de inflación reducida.

Por su parte, Montes Rojas (2019) presenta entre sus hallazgos que habría un mayor traspaso a precios en períodos de recesión que en expansión (en particular utilizando el tipo de cambio "blue"). A su vez, a la inversa de lo que sostiene Taylor (2000) y Edwards (2006), el *shock* devaluatorio es mayor en contextos de baja inflación que en contextos de inflación elevada.

Los resultados mencionados para nuestro país son escasos y diversos. A su vez, no encontramos artículos que utilicen la metodología de proyecciones locales. Por tanto, en la siguiente sección se presenta con mayor detalle la metodología antes mencionada.

### **3. Metodología**

Adoptamos el método de proyección local (LP, por sus siglas en inglés) desarrollado por Jordà (2005) para estimar la respuesta dinámica de la inflación ante movimientos del tipo de cambio. Esta técnica nos permite incorporar al análisis el estudio de asimetrías y no linealidades. Aquí, como mencionamos anteriormente, nos referiremos a asimetrías como la diferencia entre los episodios de apreciación y depreciación, e interpretamos como no linealidades a depreciaciones cuya magnitud se encuentre por encima o por debajo de ciertos umbrales.

#### **3.1. Proyecciones locales**

Las funciones de impulso-respuesta (FIR) son una herramienta clave para resumir los efectos dinámicos de los choques estructurales en las series de tiempo económicas. Si bien la técnica VAR

se ha utilizado tradicionalmente para identificar *shocks* estructurales y recuperar simultáneamente los impulso-respuesta correspondientes, existe un enfoque alternativo que ha crecido en popularidad durante la última década. Se trata de la metodología de Proyecciones Locales desarrollada por Jordà (2005).

Esta es una técnica semi-paramétrica flexible para estimar las FIR, que consiste en ejecutar una secuencia de regresiones predictivas de una variable de interés ante un *shock* estructural, para diferentes horizontes de predicción. La FIR viene dada por la secuencia de coeficientes de regresión del *shock* estructural (Barnichon y Brownlees, 2017).

Jordà (2005) afirma que los impulso-respuesta pueden calcularse por medio de modelos de predicción directa que vuelven a estimarse para cada horizonte de predicción. El primer paso consiste en estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) cada uno de los  $h$  horizontes de predicción, con  $h = 0, 1, \dots, H$ :

$$y_{t+h} = \alpha^h + B_1^h y_{t-1} + B_2^h y_{t-2} + \dots + B_p^h y_{t-p} + \mu_{t+h}^h \quad (3)$$

siendo  $\alpha^h$  el vector de constantes de dimensión  $n \times 1$ . Los  $B_i^h$  representan las matrices de coeficientes correspondientes a cada rezago  $p$  y horizonte  $h$ . Jordà (2005) denota a la colección de estas  $h$  regresiones como *proyecciones locales*. La matriz de pendientes  $B_1^h$  puede ser interpretada como la respuesta de  $y_{t+h}$  a un *shock* producido en  $t$  (Kilian y Kim, 2011). En consecuencia, siendo que un impulso respuesta se define como la diferencia entre dos pronósticos (Hamilton 1994):

$$IR(t, s, d) = E(y_{t+s} | v_t = d; X_t) - E(y_{t+s} | v_t = 0; X_t)$$

donde  $d$  es el vector de innovaciones en el momento  $t$ ,  $X_t$  el conjunto de información disponible hasta el momento  $t$ . Por lo tanto, una estimación por LP de la respuesta al impulso de la tasa de inflación acumulada en el horizonte  $h$  a una variación en el tipo de cambio en el tiempo  $t$ ,  $IR_h$ , puede estimarse mediante:

$$\widehat{IR}(t, h, d) = B_1^h d \quad (4)$$

con la normalización de  $B_1^0 = I$ .

La técnica de LP cuenta con numerosas *ventajas*. Entre ellas destaca su flexibilidad para rastrear la respuesta dinámica de las variables frente a un *shock* o impulso. En palabras de Jordà (2005, pág. 162) “*se adaptan fácilmente a experimentos con especificaciones altamente no lineales que a menudo son poco prácticas o inviables en un contexto multivariado*”. El método de LP, en contraposición al modelo VAR, no implica ninguna transformación no lineal de los coeficientes de pendiente estimados para obtener los impulso-respuestas y los multiplicadores dinámicos dependen solo de la calidad de la aproximación local (Caselli y Roitman, 2016, en base a Jordà et al., 2013).

Tanto el método VAR como el LP proporcionan estimaciones consistentes de la respuesta al impulso, siempre que el modelo se especifique correctamente. Sin embargo, a medida que aumenta el número de regresores, rezagos y el horizonte de pronóstico  $h$ , el método tradicional, el VAR, se vuelve cada vez más sensible incluso a pequeños errores de especificación, lo que puede conducir a un sesgo en los estimadores y hacer que el cálculo de su error estándar sea más complejo. Mientras que la técnica de LP, al calcular las respuestas al impulso mediante una secuencia de proyecciones de las variables endógenas, desplazadas hacia adelante en el tiempo sobre sus rezagos, estas proyecciones son locales para cada horizonte de pronóstico y, por lo tanto, como demuestran Jordà (2005) y Teulings y Zubanov (2014), más robustas frente a errores de especificación.<sup>3</sup> Estas características son de particular importancia y constituyen la razón principal por la que elegimos LP sobre VAR.

En cuanto a sus *limitaciones*, en esta técnica el término de error, por construcción, sigue un proceso de media móvil de orden  $h - 1$ , por lo que requiere un estimador que sea robusto a la correlación serial. En segundo lugar, el método de proyecciones locales implica una pérdida de eficiencia a medida que aumenta el horizonte  $h$ . Este método genera estimaciones para cada horizonte de pronóstico  $h$ , regresando la variable dependiente en  $t + h$  en el conjunto de información disponible en el tiempo  $t$ . Por tanto, a medida que se incrementa el horizonte de proyección  $h$ , se reduce la cantidad de observaciones disponible para realizar la estimación en  $t$ .

Jordà (2005) sugiere que la eficiencia puede mejorarse significativamente al incluir el residuo de la estimación correspondiente al horizonte  $h - 1$  como un regresor adicional en la estimación del horizonte  $h$ . Esto mismo es comprobado por Faust y Wright (2011), e implementado por Cueva (2018) y Rubene y Colavecchio (2020). Por este motivo, y debido a la ortogonalidad de los errores, se estiman las ecuaciones utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con el uso de los residuos del período anterior. De esta manera, se corrige la autocorrelación y, a su vez, se obtienen intervalos de confianza más estrechos (Carriere-Swallow *et al.* 2017).

Además, como indican Carriere-Swallow *et al.* (2017) al incluir el residuo de la regresión para el horizonte  $h - 1$  también se aborda un posible sesgo identificado por Teulings y Zubanov (2014).<sup>4</sup>

A su vez, debido a las limitaciones de los métodos de LP en muestras pequeñas destacadas por Kilian y Kim (2011), recurrimos a datos mensuales para garantizar que la muestra sea lo más larga posible.

Desde su introducción en 2005, ha habido un creciente interés en el método LP, debido a su flexibilidad y fácil implementación. Muchos estudios, especialmente en la literatura de política fiscal, han adoptado esta técnica para obtener respuestas a impulsos que dependen del estado de la

---

<sup>3</sup> Ambos autores presentan simulaciones de Monte Carlo que muestran que el método de las proyecciones locales es más robusto que el modelo VAR ante errores de especificación.

<sup>4</sup> Teulings y Zubanov (2014) muestran que no controlar las innovaciones en los regresores entre los períodos  $t$  y  $t + h$  al estimar la respuesta al impulso en el horizonte  $h$  puede sesgar las estimaciones de proyección local de la respuesta al impulso. Sin embargo, si las innovaciones en esos regresores se incluyen en el término de error, lo que significa aumentar la regresión con el residual de la regresión de la etapa anterior ( $h - 1$ ), puede aproximarse a la solución propuesta por Teulings y Zubanov (2014) para abordar este problema.

economía. Por mencionar un ejemplo, Ramsey y Zubairy (2014) estiman multiplicadores fiscales del gasto público dependiente del estado de la economía por medio de las LP.

Asimismo, ha sido aplicada por Hamilton (2011) en el estudio de los efectos macroeconómicos de las perturbaciones de precios del petróleo. Del mismo modo Jarotschkin y Kraay (2013), recurren a esta metodología para estudiar la respuesta dinámica del tipo de cambio real debido a la ayuda extranjera en países en desarrollo. Jordà y Taylor (2016), a partir de la técnica de proyecciones locales, documentan los efectos de la austeridad en los agregados macroeconómicos, mientras que Jordà *et al.* (2013) estiman los efectos del exceso de crédito en varias variables macroeconómicas. Por su parte, autores como Gaggi (2009), Caselli y Roitman (2016), Cueva (2018) y Rubene y Colavecchio (2020) emplean las LP para estudiar el traspaso de las fluctuaciones cambiarias a los precios.

Otros estudios que han utilizado LP son los de Romer y Romer (2015), quienes analizan los efectos en la economía después de una crisis financiera, Sekine y Tsuruga (2014), quienes estiman los efectos de *shocks* en los precios de los *commodities* sobre la inflación, y Carriere-Swallow *et al.* (2017), quienes por medio de esta técnica buscan testear de forma empírica la hipótesis de Taylor que vincula un menor efecto traspaso con un entorno de baja inflación y una mayor credibilidad sobre la política monetaria.

### 3.2. Modelo base

Comenzamos nuestro análisis empírico con la estimación del modelo lineal siguiendo las especificaciones econométricas de Rubene y Colavecchio (2020):

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h \Delta e_t + \sum_{j=1}^q \rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j} + x_t' \mu_h + \varepsilon_{i,t+h} \quad (5)$$

dónde  $p$  es el logaritmo natural del índice de precios al consumidor correspondiente al período  $t$ ,  $e$  representa el logaritmo natural del tipo de cambio nominal,  $x_t$  es el vector de variables de control que incluye una medida de la brecha de producto, una variable *dummy*, que señala la presencia de la crisis financiera internacional adoptando el valor uno para los meses comprendidos entre 2009 y 2012, y una serie de índices de precios internacionales de los principales *commodities*, expresadas en variaciones porcentuales, que buscan capturar la fuente de presión de los precios externos.<sup>5</sup> Además, introducimos dos rezagos de la variable dependiente, así como también de la variable del tipo de cambio. La razón detrás de incluir estos rezagos, en el tiempo  $t - q$ , reside en que las proyecciones locales son una forma de caracterizar la secuencia de expectativas condicionales en el tiempo  $t$ , es decir,  $E [p(t + h) | t]$ . En pocas palabras, es importante evitar que el *shock* capture la dinámica de las variables omitidas.

Sin embargo, existe una considerable incertidumbre en torno al ritmo en que tardan en efectivizarse los efectos inflacionarios a partir de una depreciación, debido a las diferencias en las microestructuras entre sectores y países, incluidos los diferentes grados y la naturaleza de las rigideces nominales

<sup>5</sup> En primer término, utilizaremos el tipo de cambio nominal bilateral, para luego intercambiar esta variable por otras especificaciones del tipo de cambio.

(Carriere-Swallow *et al.*, 2017). Por lo tanto, si bien la técnica de LP produce estimaciones robustas ante errores de especificación del modelo, testeamos el número de rezagos que deberíamos incluir en nuestro análisis. Conjuntamente, los criterios Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz-Bayesian (SB) y Final Prediction Error (FPE) establecen un número óptimo de dos rezagos.

Por último,  $\Delta$  denota el operador de primeras diferencias y  $\varepsilon$  es el término de error que captura todas las demás fuentes de variación en la inflación acumulada entre  $t - 1$  y  $t + h$ .

Como mencionamos más arriba, incluimos las modificaciones introducidas por Rubene y Colavecchio (2020), quienes incorporan residuos de horizonte más corto a la especificación del modelo para reducir el error estándar del estimador OLS.

El interés central de esta investigación radica en estimar el efecto de una fluctuación del tipo de cambio sobre el nivel general de precios de la economía a fin de realizar pruebas de no linealidad y asimetría. El coeficiente  $\beta_h$ , por definición matemática, captura en cuánto varía el nivel de precios en el período  $t + h$  ante una apreciación/depreciación del tipo de cambio en el momento  $t$ .

Una de las principales ventajas de la formulación dinámica anterior (ecuación 5) es que la variable dependiente es la tasa de inflación acumulada durante un período de tiempo determinado. Esto implica que, para cada horizonte  $h$ , la importancia estadística del traspaso puede evaluarse mediante la inferencia estándar del parámetro  $\beta_h$ .

Esto concluye la descripción de nuestra estrategia empírica y la discusión ahora pasa a la descripción del conjunto de datos.

### 3.3. Datos

- *Índice de Precios al Consumidor (IPC)*: se utilizaron varias fuentes. Recurrimos a las estimaciones de las provincias de Tucumán, Córdoba, San Luis, Santa Fe, Mendoza y CABA para construir una serie empalmada de distintas fuentes debido a que las estadísticas publicadas por INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) para el período 2007-2015 fueron desacreditadas oficialmente por el organismo. En particular, usamos la serie histórica de 2004 hasta diciembre 2006, luego introducimos un promedio de los siete territorios antes mencionados que abarca el período enero 2007 hasta mayo 2016, para luego retomar la serie del INDEC.
- *Tipo de cambio nominal*: utilizamos el índice de tipo de cambio nominal multilateral (TCNM) publicado por el Banco Central de la República Argentina, así como el tipo de cambio nominal bilateral (TCNB) respecto al dólar estadounidense, publicado por el Banco Central de la República Argentina. A su vez, incorporamos el tipo de cambio nominal bilateral del mercado paralelo (TCNB-MP) o dólar "blue", fuente: *Ámbito Financiero*.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup> Disponible en <https://www.ambito.com/contenidos/dolar-informal-historico.html>.

- *Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE)*, fuente: INDEC. A partir de este indicador, y su versión desestacionalizada, se procedió a la creación de la brecha del producto.
- *Índices de precios de commodities*: corresponden a precios de la energía, alimentos y bebidas y materiales industriales desarrollados por el FMI.<sup>7</sup>

Recurrimos a datos en periodicidad mensual para trabajar con la muestra más larga posible a fin de solventar las limitaciones del método LP en muestras pequeñas antes mencionadas. Además, Mihailov (2009) destaca que el uso de datos de frecuencia trimestral habitualmente genera “pérdidas” donde estas no se vislumbran con datos mensuales, ya que no se promedian las dinámicas de corto plazo. Sumado a esto, la frecuencia mensual triplica la cantidad de observaciones para el mismo período de tiempo.

El tipo de cambio nominal se define en unidades de moneda local por unidad de moneda extranjera, por lo tanto, una apreciación del tipo de cambio evidencia una disminución del tipo de cambio nominal, mientras que una depreciación indica un incremento de las unidades de moneda local por unidad de moneda extranjera.

Seguimos la práctica común de estimar el traspaso a partir de los cambios en el tipo de cambio nominal multilateral, ya que resume más de cerca el ajuste del conjunto de precios relativos que se espera que afecten el índice de precios al consumidor. Como advierte Castiglione (2017, p. 17) “desde la perspectiva de la competitividad de las economías se favorecería el uso del tipo de cambio multilateral”, sin embargo, agrega que, desde la mirada macroeconómica, el dólar estadounidense constituye la principal variable de influencia sobre las expectativas económicas como se observa a lo largo de la historia de Argentina. Por lo tanto, para conducir a un análisis más exhaustivo, introducimos las estimaciones utilizando tanto el tipo de cambio multilateral como el tipo de cambio bilateral, así como también las proyecciones por medio del uso del tipo de cambio del mercado paralelo.

Un análisis estadístico de los datos de depreciación e inflación (medidos con respecto al período anterior) entre los años 2004-2019 se presenta en el Cuadro 3.

**Cuadro 3 | Estadística descriptiva**

| Variables | Observaciones | Media  | Desvío Estándar | Máximo  | Mínimo |
|-----------|---------------|--------|-----------------|---------|--------|
| IPC       | 191           | 0,0169 | 0,0116          | -0,0055 | 0,0680 |
| TCNB      | 191           | 0,0159 | 0,0371          | -0,0388 | 0,2478 |
| TCB       | 191           | 0,0168 | 0,0439          | -0,1189 | 0,2353 |
| TCNM      | 191           | 0,0148 | 0,0359          | -0,0601 | 0,2378 |

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

<sup>7</sup> Disponible en <https://data.imf.org/?sk=471DDDF8-D8A7-499A-81BA-5B332C01F8B9>.



Con el fin de estudiar la vinculación entre las variables bajo análisis, se evalúa la estacionariedad de las series dado que un análisis que ignore esta característica puede presentar una falsa idea de causalidad entre los elementos si las series no son estacionarias, en un caso de relación espuria. Por ello, se procede a analizar las propiedades de las series de tiempo utilizadas.

Las pruebas de Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron, detalladas en el Cuadro 4, muestran que las variables de análisis, medidas en logaritmos, son no estacionarias, rechazándose esta hipótesis para los niveles de significación del 99%, que se considera una medida aceptable del riesgo de cometer error tipo I en las estimaciones. Mientras que, para la primera diferencia de dichas variables, se rechaza la hipótesis de que las mismas contienen raíz unitaria (ver el Cuadro 5), siendo entonces estacionarias e integradas de orden uno. Por último, analizando la cointegración de las variables, a partir de realizar las pruebas de raíces unitarias sobre los residuos, la evidencia contenida en el Cuadro 6 no verifica la presencia de una relación de largo plazo.

**Cuadro 4 | Test de Raíces Unitarias (variables en logaritmos)**

| Test | Variable  | IPC    |         | TCNB  |         | TCB    |         | TCNM   |         |
|------|-----------|--------|---------|-------|---------|--------|---------|--------|---------|
|      |           | t      | p-valor | t     | p-valor | t      | p-valor | t      | p-valor |
| ADF  |           | 4,090  | 1,000   | 3,440 | 1,000   | 3,429  | 1,000   | 2,683  | 0,999   |
|      | Tendencia | 1,219  | 1,000   | 0,371 | 0,997   | 0,219  | 0,996   | 0,440  | 0,997   |
|      | Deriva    | 4,090  | 1,000   | 3,440 | 1,000   | 3,429  | 1,000   | 2,683  | 0,996   |
| PP   |           | 15,163 |         | 6,156 |         | -2,064 |         | -9,455 |         |
|      | Tendencia | 1,654  | 1,000   | 0,442 | 0,997   | 0,211  | 0,996   | 0,439  | 0,997   |

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

**Cuadro 5 | Test de Raíces Unitarias (variables en diferencias)**

| Test | Variable  | IPC    |         | TCNB    |         | TCB     |         | TCNM   |         |
|------|-----------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|
|      |           | t      | p-valor | t       | p-valor | t       | p-valor | t      | p-valor |
| ADF  |           | -2,102 | 0,244   | -3,917  | 0,002   | -4,082  | 0,001   | -4,213 | 0,001   |
|      | Tendencia | -4,167 | 0,005   | -5,198  | 0,000   | -5,253  | 0,000   | -4,893 | 0,000   |
|      | Deriva    | -2,102 | 0,018   | -3,917  | 0,000   | -4,082  | 0,000   | -4,213 | 0,000   |
| PP   |           | -5,662 | 0,000   | -9,284  | 0,000   | -10,347 | 0,000   | -8,974 | 0,000   |
|      | Tendencia | -8,269 | 0,000   | -10,078 | 0,000   | -11,019 | 0,000   | -9,429 | 0,000   |

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

**Cuadro 6 | Test de Raíces Unitarias sobre los residuos**

| Test | Variable  | TCNB  |         | TCB   |         | TCNM  |         |
|------|-----------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|
|      |           | t     | p-valor | t     | p-valor | t     | p-valor |
| ADF  |           | 3,440 | 1,000   | 3,429 | 1,000   | 2,683 | 0,999   |
|      | Tendencia | 0,371 | 0,997   | 0,219 | 0,996   | 0,440 | 0,997   |
|      | Deriva    | 3,440 | 1,000   | 3,429 | 1,000   | 2,683 | 0,996   |
| PP   |           | 4,275 | 1,000   | 3,825 | 1,000   | 3,283 | 1,000   |
|      | Tendencia | 0,442 | 0,997   | 0,211 | 0,996   | 0,439 | 0,997   |

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

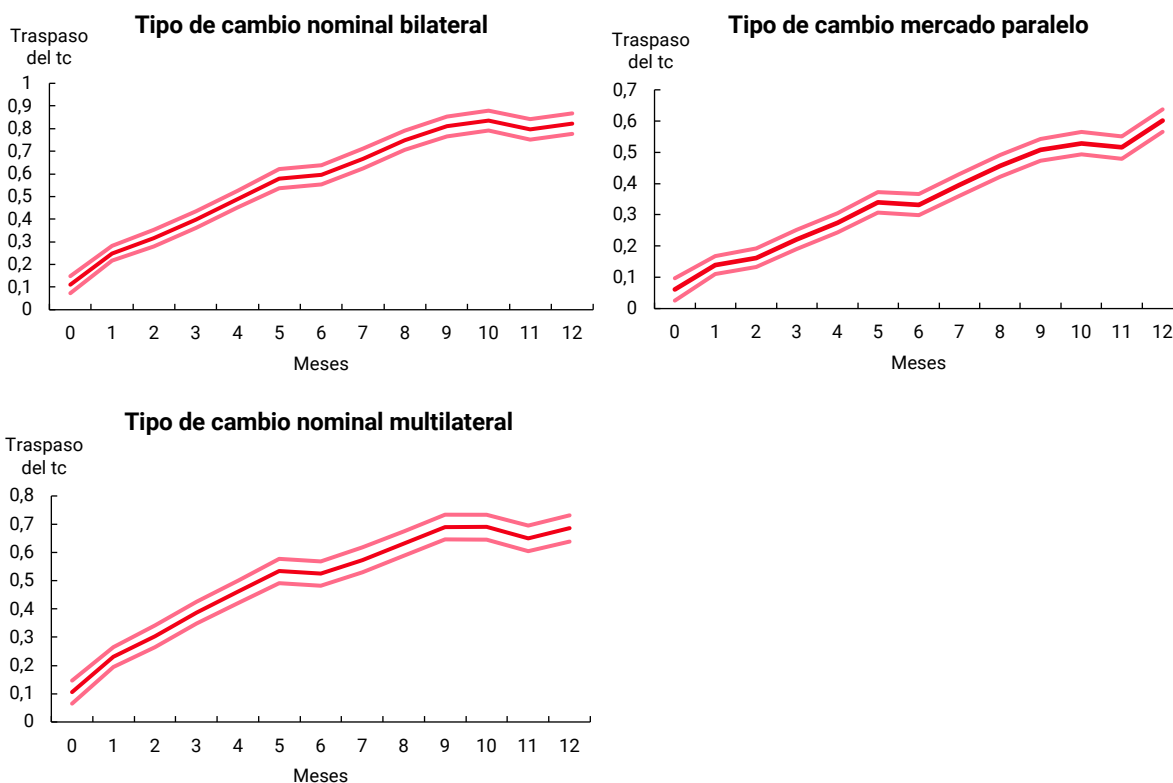
Confirmamos que las series en cuestión, medidas en diferencias, son estacionarias, garantizando que las estimaciones de las funciones impulso respuesta provenientes del modelo aquí provisto coinciden a las resultantes de adoptar el modelo VAR, como indican Caselli y Roitman (2016).

## 4. Resultados

### 4.1. Especificación lineal

Estimamos el modelo de referencia para un horizonte de 12 meses. Dichos resultados son expuestos en el Gráfico 2, que traza la respuesta de la inflación interna a los movimientos en el tipo de cambio en diferentes horizontes temporales. El coeficiente  $\beta_h$  (línea roja) captura el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio del 1% en la tasa de depreciación. Esta es una estimación directa de la transferencia acumulativa del tipo de cambio en los  $h$  horizontes.

**Gráfico 2 | Elasticidad de traspaso**



Nota: la línea roja traza el coeficiente  $\beta_h$  de la ecuación (5), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio del 1% en la tasa de depreciación/apreciación. Mientras que los bordes en color claro describen el intervalo de confianza al nivel del 95%. Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico se aprecia que el traspaso hacia la inflación no es completo, con un valor cercano al 82% en el corto plazo (12 meses) para depreciaciones del TCNB, mientras que utilizando el TCB el traspaso es ligeramente superior al 60%. Por su parte, vemos que la inflación se incrementa en un 68% como respuesta a un cambio del 1% del TCNM.

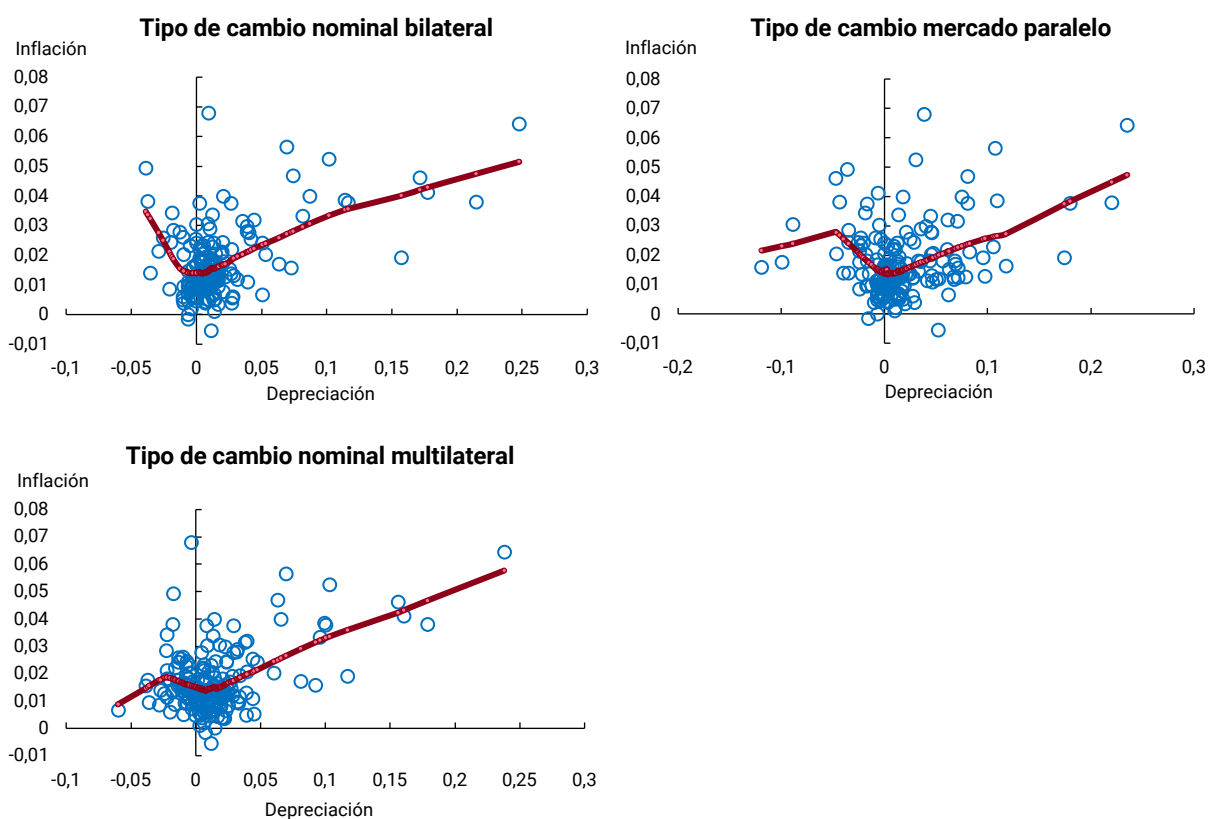
Estos resultados se ubican por encima de los expuestos por la literatura reciente. Castiglione (2017) encuentra una elasticidad de traspaso de 38% en el largo plazo, siendo del 17% el primer año y del 30% el segundo, alcanzado en el tercer año el 52%. Este último, coincide con el valor a largo plazo hallado por Torres (2015), mientras que a corto plazo indica que este coeficiente alcanza el 30%. Por su parte, Ito y Sato (2007) describen un traspaso del 28% en el primer año y de 34% en el segundo. Montes Rojas (2019) encuentra que el *pass-through* a precios, utilizando el tipo de cambio oficial, se coloca en 45% luego de 12 meses, mientras que los valores del traspaso estimados por medio del dólar “blue” son despreciables. Sin embargo, como menciona Aron *et al.* (2014) las estimaciones del traspaso informadas por diferentes metodologías no son directamente comparables, ya que los supuestos subyacentes difieren.

Por su parte, Carriere-Swallow *et al.* (2017), adoptando la metodología de proyecciones locales, encuentran un valor de 55% luego de 12 meses utilizando el tipo de cambio multilateral, y del 33% empleando el tipo de cambio bilateral. Estos resultados, comparables a los expuestos en nuestro análisis, también se encuentran por debajo de las estimaciones aquí expuestas.

## 4.2. Especificación no lineal

Como se explicó anteriormente, la respuesta de los precios podría no ser homogénea frente a distintas magnitudes y direcciones en las fluctuaciones del tipo de cambio.

**Gráfico 3 | Relación incondicional suavizada entre Inflación y Tipo de cambio**



Nota: en azul está representada la nube de puntos que relaciona la inflación y la depreciación del tipo de cambio. Mientras que la línea roja describe los valores suavizados obtenidos a partir de la regresión local de la inflación sobre la depreciación.

Fuente: Elaboración propia.

Para comenzar el análisis, trazamos la relación incondicional entre la inflación y el movimiento en el tipo de cambio a partir de una regresión ponderada localmente.<sup>8</sup> A partir del Gráfico 3, observamos que la relación entre la inflación y la variación del tipo de cambio se aproxima mejor mediante una función no lineal y se caracteriza por al menos dos regímenes, dependiendo de la variable del tipo de cambio que se utilice. La primera discontinuidad aparece alrededor de cero, proporcionando evidencia preliminar sobre asimetrías de signo. En otras palabras, se verifica que la pendiente de los episodios de apreciación es diferente de la pendiente correspondiente a las depreciaciones.

Aunque resulta sencillo reconocer la presencia de asimetrías, no ocurre así al identificar episodios de gran depreciación. Dado que la literatura no proporciona una guía clara sobre la forma funcional y el tamaño de las no linealidades, investigamos esta hipótesis en mayor profundidad probando la presencia de un umbral  $\tau$ .

Para capturar estas posibles asimetrías y no linealidades presentes en el coeficiente de traspaso, el parámetro  $\beta_h$  en la ecuación (5), podríamos condicionar diferentes estados asociados con la serie del tipo de cambio. Para probar si el signo y el tamaño de las fluctuaciones en el tipo de cambio afectan la extensión del traspaso, generamos dos nuevas especificaciones del modelo base a partir de la introducción de las variables *dummy*,  $s_t$  y  $d_t$  en la ecuación (5), distinguiendo los siguientes estados:

- depreciaciones y apreciaciones del tipo de cambio (*no linealidad de signo o asimetría*), en cuyo caso  $s_t = 1|_{\Delta e > 0}$  (depreciación) y  $s_t = 0|_{\Delta e < 0}$  (apreciación); y
- grandes depreciaciones del tipo de cambio versus pequeñas (*no linealidad o asimetría de tamaño*), donde  $d_t = 1|_{\Delta e \geq \tau}$  (grandes fluctuaciones cambiarias) y  $d_t = 0|_{\Delta e < \tau}$  (pequeñas depreciaciones).

Las estimaciones no lineales por LP se obtienen al estimar las siguientes regresiones para cada horizonte de pronóstico  $h$ :

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h s_t \Delta e_t + \gamma_h (1 - s_t) \Delta e_t + \sum_{j=1}^q \rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j} + x_t' \mu_h + v_h s_t + \varepsilon_{t+h} \quad (6)$$

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \sigma_h d_t \Delta e_t + \lambda_h (1 - d_t) \Delta e_t + \sum_{j=1}^q \rho_{j,h} \Delta IPC_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j} + x_t' \mu_h + \zeta_h d_t + \varepsilon_{t+h} \quad (7)$$

<sup>8</sup> Los valores suavizados se obtienen ejecutando una regresión local de la inflación sobre la depreciación. Se realiza una regresión ponderada separada para cada punto de los datos. Con respecto a los métodos de suavizado polinomial, la regresión tiene la ventaja de que, dada su localidad, tiende a seguir mejor los datos, sin considerar los valores extremos. Usamos un ancho de banda igual a 0,8, lo que significa que se utiliza el 80% de los datos. Los resultados obtenidos con un ancho de banda de 0,4 son casi idénticos.

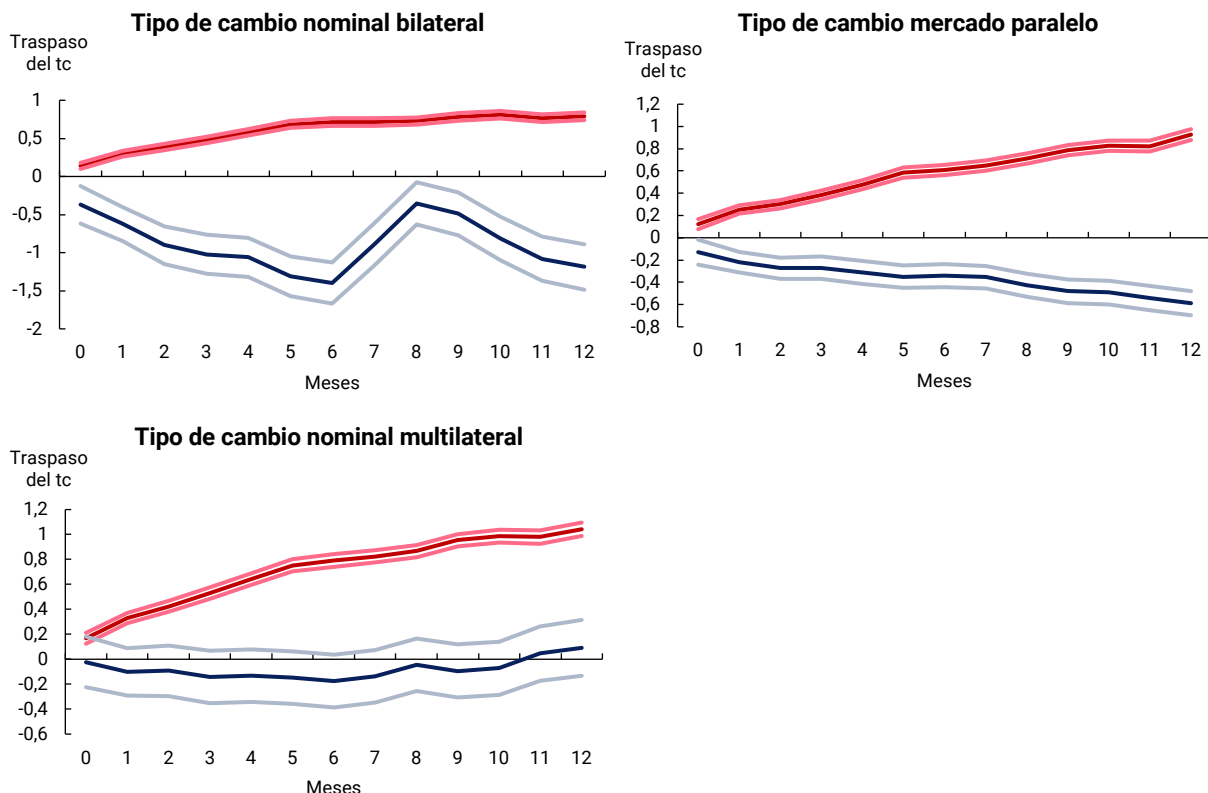
Notar que a partir de la inclusión (en la ecuación 6) de la interacción entre la variable *dummy*  $s$  y las fluctuaciones cambiarias  $\Delta e$ , el coeficiente  $\beta_h$  mide el traspaso del tipo de cambio durante la depreciación, mientras que  $\gamma_h$  captura la elasticidad de los precios a las variaciones del tipo de cambio durante la apreciación.

Por su parte, la introducción del término de interacción entre la variable *dummy*  $d_h$  y la tasa de depreciación en la ecuación (7), permite que el coeficiente  $\sigma_h$  adopte valores del traspaso durante períodos de “fuerte depreciación” versus “periodos normales” que son captados por el parámetro  $\lambda_h$ .

#### 4.2.1. Asimetrías

El análisis de la ecuación (6) nos devuelve los resultados detallados en el Gráfico 4, donde se confirma el comportamiento dispar de los precios al consumidor durante episodios de apreciación y depreciación. En caso de existir simetría, las funciones impulso respuesta para ambos regímenes deberían ser exactamente opuestas. Ante una depreciación del 1% el traspaso de corto plazo alcanza el 76% para el TCNB, 93% para el TCB y 104% para el TCNM. Mientras que este coeficiente adopta los siguientes valores, con signo negativo, 119% y 59%, en caso de apreciaciones en el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo del 1%. Por su parte, la elasticidad de traspaso tiene signo positivo, del 9%, frente a apreciaciones del tipo de cambio multilateral del 1%.

**Gráfico 4 | Asimetrías en el traspaso del tipo de cambio**



Nota: la línea roja traza el coeficiente  $\beta_h$  de la ecuación (6), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual del 1% en la tasa de depreciación, mientras que la línea azul describe el parámetro  $\gamma_h$ , el cual indica el coeficiente de traspaso a partir de una apreciación del 1%. Los bordes en color claro describen los intervalos de confianza al nivel del 95%.  
Fuente: Elaboración propia.

La presencia de asimetrías hallada en el traspaso es coherente con los resultados alcanzados por Brun-Aguerre *et al.* (2016), quienes presentan asimetrías para el precio de los bienes importados de Argentina, donde describen un coeficiente de traslado de largo plazo del 83% para depreciaciones y del 6% para apreciaciones. Mientras que a corto plazo determinan un valor del 100% en depreciaciones y del 12% durante episodios de apreciaciones. A la misma conclusión llega Chelala (2014), cuyas elasticidades de traspaso se colocan en el 9% para depreciaciones, y casi en el -5% en caso de apreciaciones, empleando precios de la canasta básica.

Este comportamiento de los precios es consistente con la presencia de precios rígidos a la baja y cantidades rígidas al alza por parte de los exportadores, descritas anteriormente como restricciones de capacidad, lo que se traduce en una menor reacción de los precios por parte de los importadores cuando el tipo de cambio se aprecia. Sin embargo, la conducta de los precios ante fluctuaciones del TCNB parece asimilarse a un contexto donde las empresas exportadoras adoptan la práctica del *pricing-to-market* a fin de mantener su participación en el mercado. Esto último se condice con una menor reacción de los precios internos frente a una depreciación del tipo de cambio nominal.

#### 4.2.2. No linealidades

Pasamos ahora a la investigación de las no linealidades. Nuestra hipótesis es que, por encima de un cierto nivel de depreciación, cambia el grado de transferencia de las fluctuaciones cambiarias sobre los precios. Esto significa que las grandes depreciaciones tienen un efecto más que proporcional sobre la inflación que las pequeñas depreciaciones.

El primer paso es determinar un umbral para definir las grandes y pequeñas fluctuaciones cambiarias. Bussière (2013) y Rubene y Colavecchio (2020) fijan un umbral igual a una desviación estándar de la primera diferencia del tipo de cambio. Por su parte, Frankel *et al.* (2012) encuentran evidencia de no linealidades por encima de un umbral del 25%. Pollard y Coughlin (2004) introducen un umbral común del 3% en todos los sectores que analizan. Dada la falta de evidencia empírica sobre las formas funcionales específicas o sobre el nivel de un umbral por encima del cual cambia la elasticidad de traspaso, primero probaremos la presencia de un umbral. Adoptamos el procedimiento desarrollado por Hansen (1999), cuyo objetivo es probar la presencia de no linealidades comparando diferentes modelos con umbrales alternativos, dividiendo las observaciones en dos regímenes. Los regímenes se identifican con diferentes coeficientes de pendiente. A fin de determinar el valor umbral, estimamos el siguiente modelo:

$$p_t - p_{t-1} = \alpha + \phi d_t * f_t + \eta (1 - d_t) * g_t + \sum_{j=1}^q \rho_j \Delta IPC_{t-j} + \theta_j \Delta e_{t-j} + x_t' \mu + \zeta d_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

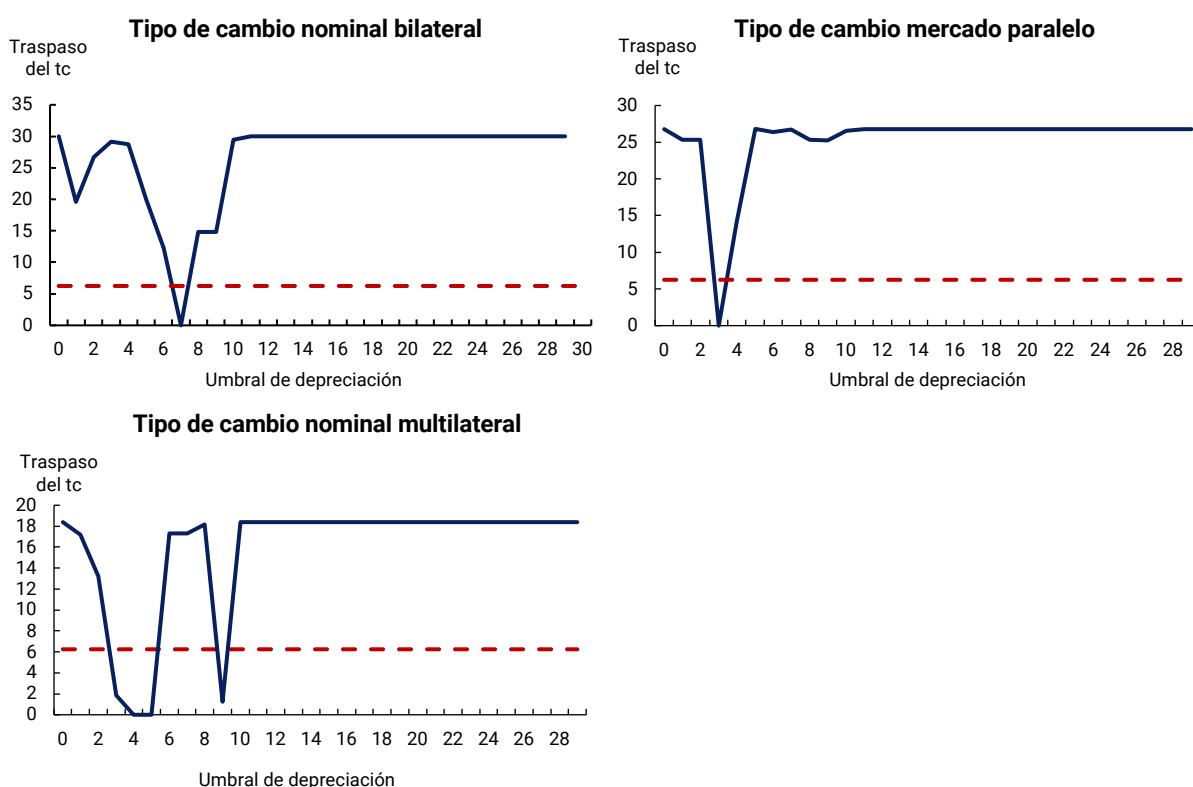
donde  $f$  captura aquellas depreciaciones que superan al umbral  $\tau$ , mientras que  $g$  contiene las variaciones cambiarias que se encuentran por debajo, y  $d$ , como ya mencionamos, es una variable binaria que adopta el valor uno cuando la variación del tipo de cambio supera un cierto umbral  $\tau$ . Hansen (1999) utiliza el estadístico *likelihood ratio* (LR) para identificar el umbral que mejor encaja. Este mismo se obtiene a partir de:

$$LR = \frac{(S(\tau) - S(\hat{\tau}))}{\hat{\sigma}^2}$$

donde  $S(\tau)$  es la suma de los errores al cuadrado del modelo con umbral  $\tau$ , siendo este umbral el que minimiza la suma de los errores al cuadrado, y  $\hat{\sigma}^2$  es la varianza del término de error cuando  $\tau = \hat{\tau}$ . Excluimos aquellas fluctuaciones de la variable del tipo de cambio inferiores al 1%, para concentrarnos así en aquellas fluctuaciones a las que podríamos considerar como “grandes depreciaciones”, además nos enfocamos en los percentiles del 5 al 95.

El Gráfico 5 describe el comportamiento del estadístico LR (línea azul) para distintos horizontes de depreciación y la línea punteada roja indica el valor crítico al 10% desarrollado por Hansen (1999). En la figura se aprecia que este indicador toma valores iguales o cercanos a cero para distintos valores del umbral. En  $\tau = 8\%$ , utilizando el TCNB, en  $\tau = 4\%$  si miramos el mercado paralelo (TCB), mientras que en el TCNM encontramos dos valores de  $\tau$  que se aproximan a cero, estos son 5% y 10%, destacando la posible existencia de más de un umbral.

**Gráfico 5 | Test LR para determinar el umbral**



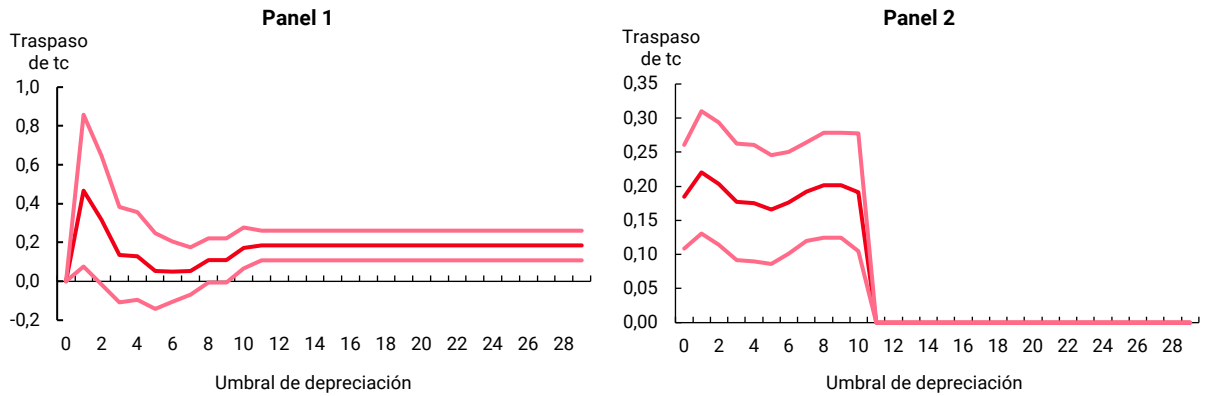
Nota: la línea azul traza el estadístico LR, mientras que la línea roja indica el valor crítico al 10% según Hansen (1999).  
Fuente: Elaboración propia.

Para ahondar en la investigación sobre la hipótesis de la existencia de múltiples regímenes, el Gráfico 6 muestra la conducta de los coeficientes  $\phi$  (panel 1) y  $\eta$  (panel 2) de la ecuación (8), y sus intervalos de confianza, para todos los posibles umbrales en el intervalo (1;30) y las distintas variables del tipo de cambio. Las estimaciones son estables cuando la tasa de depreciación está por encima del umbral, esto se divide en los paneles 2. A su vez, siguiendo los paneles 1, los movimientos del tipo de cambio por debajo del valor umbral conducen a coeficientes que oscilan entre 0 y

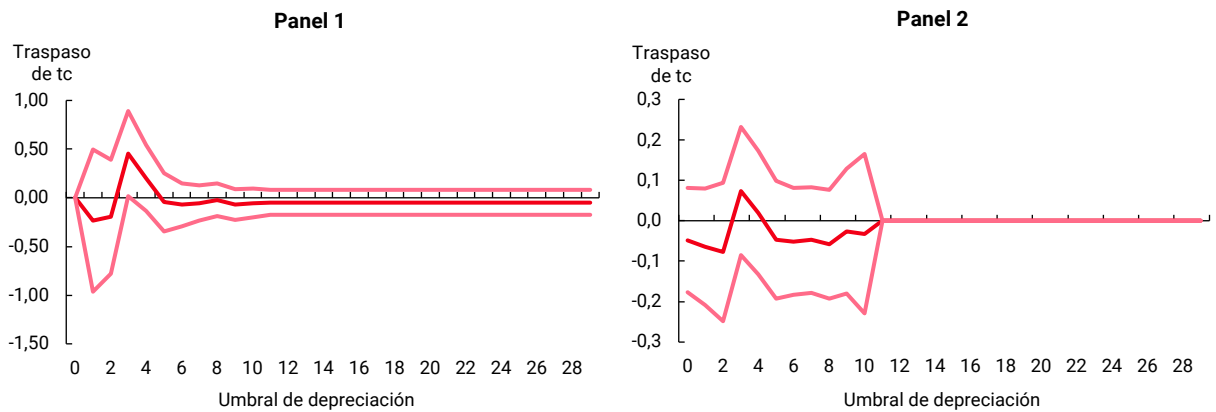
0,5. En caso de que el traspaso del tipo de cambio fuera lineal, observaríamos un coeficiente de pendiente constante a través de los niveles de depreciación.

**Gráfico 6 | Traspaso del tipo de cambio en relación a umbrales de depreciación**

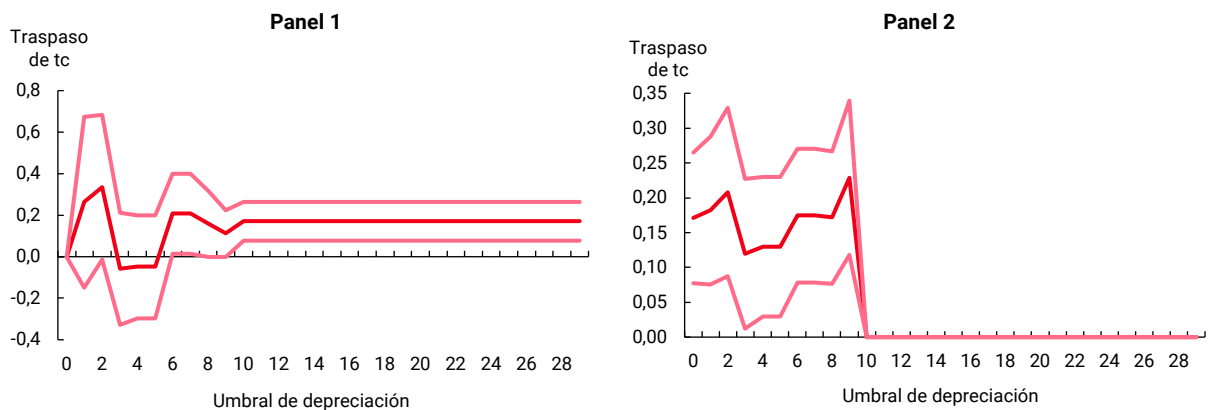
**Tipo de cambio nominal bilateral**



**Tipo de cambio mercado paralelo**



**Tipo de cambio nominal multilateral**



Fuente: Elaboración propia.

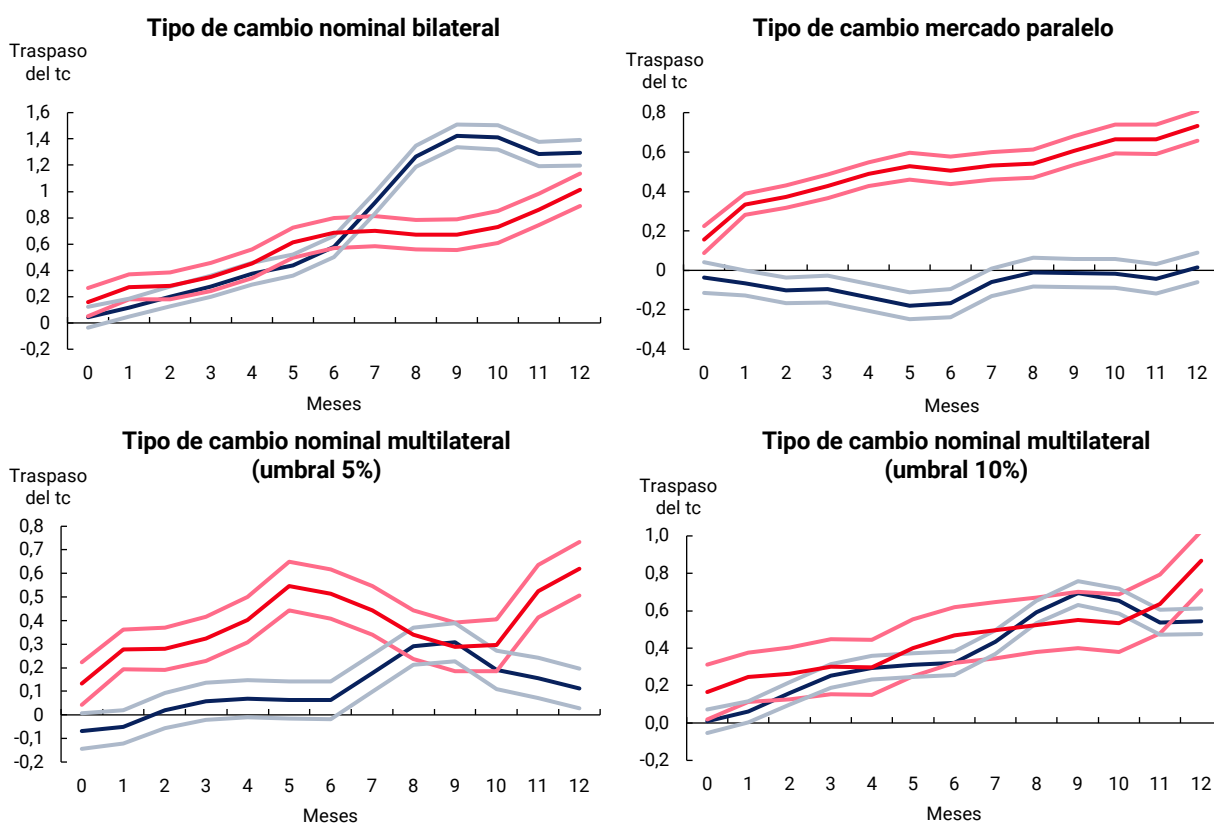


La evolución del coeficiente de transferencia del tipo de cambio a través de los regímenes de depreciación sugiere que existen no linealidades de tamaño, incluso cuando se controlan las asimetrías. El siguiente paso es llevar esta forma de no linealidades a la estimación dinámica con proyecciones locales.

Empleando la técnica de proyecciones locales estimamos la ecuación (7) que toma el efecto de las depreciaciones profundas sobre los precios. La misma nos devuelve los resultados capturados por el Gráfico 7, donde la línea azul describe el comportamiento del coeficiente  $\sigma$ , la línea roja traza la evolución de  $\lambda$ , mientras que el área sombreada describe el intervalo de confianza de estos coeficientes al 95%.

Allí se evidencia que las depreciaciones por encima del umbral inducen a un mayor coeficiente del traspaso, cuando observamos el TCB y el TCNM (en sus dos umbrales). En contraposición, siguiendo al TCNB, el coeficiente de traspaso de las depreciaciones por debajo del umbral supera al que resulta de las fluctuaciones por encima del valor  $\tau$ .

**Gráfico 7 | No linealidad del traspaso del tipo de cambio**



Nota: la línea roja traza el coeficiente  $\sigma_h$  de la ecuación (7), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual superior al umbral  $\tau$  en la tasa de depreciación. Mientras que la línea azul dibuja el coeficiente  $\lambda_h$ , que describe el cambio de la inflación cuando el tipo de cambio se deprecia por debajo del valor umbral. El área sombreada en color claro indica el intervalo de confianza al nivel del 95%.

Fuente: Elaboración propia.

Más específicamente, la elasticidad del traspaso asciende al 101% para un año cuando el TCNB se deprecia más del 8%, y se aproxima al 130% para depreciaciones por debajo del anterior umbral. Establecemos un coeficiente de traspaso del 73% en ocasiones donde el TCB fluctúa por encima del 4%, mientras que se ubica en el 2% cuando las oscilaciones cambiarias no superan este umbral. El traspaso sobre los precios es de hasta el 62% como respuesta a depreciaciones mayores al 5% del TCNM, y del 11% cuando no supera dicho umbral. En tanto, el efecto es del 86% para fluctuaciones del TCNM superiores al 10% y del 54% si el movimiento del tipo de cambio se encuentra por debajo de este umbral.

En línea con lo antes descrito, el comportamiento del coeficiente de traspaso para el TCB y TCNM se asocia a la existencia de costos de menú, donde las pequeñas depreciaciones no logran traspasarse a precios, mientras que sí lo hacen las de mayor magnitud. Mientras que los resultados encontrados empleando la variable del TCNB van en contra de la existencia de costos de menú, ya que las pequeñas fluctuaciones se trasladan a precios con mayor fuerza que los movimientos cambiarios de gran magnitud.

## 5. Robustez

En esta sección evaluamos la sensibilidad de nuestros resultados con respecto a cambios en la muestra de estimación. Para ello estimamos las ecuaciones (6) y (7) a partir de una submuestra que excluye los meses durante el cual la restricción al mercado de divisas estuvo vigente, es decir, no incluye el tiempo transcurrido entre octubre de 2011 y diciembre de 2016. Consideramos que esta submuestra nos dota de información relevante para determinar el comportamiento del coeficiente de traspaso, ya que durante esta etapa el tipo de cambio, al que acceden los individuos y sobre el cual generan sus expectativas, actuó libremente. Por tanto, la estimación del coeficiente bajo este esquema nos brinda una descripción más acertada de cómo responden los precios cuando el tipo de cambio fluctúa.

A partir del Cuadro 7, se divisan las estimaciones obtenidas de la muestra y de la submuestra. El cuadro describe que, si bien los coeficientes se ven alterados, los signos se mantienen, con excepción del coeficiente de traspaso para depreciaciones del TCNM superiores al 10%.

Para el modelo con *asimetrías*, podemos observar que la respuesta de la inflación ante una depreciación es distinta a la de una apreciación. Además, dentro del modelo con *no linealidades*, los resultados, para las variables TCB y TCNM, validan la hipótesis de que depreciaciones profundas se trasladan con mayor fuerza sobre la inflación, revelando la existencia de costos de menú. En la submuestra, al igual que ocurría con la muestra completa, los coeficientes de traspaso estimados para el TCNB brindan una respuesta mayor para depreciaciones por debajo del umbral que por encima de él. Contradiciendo la existencia de costos de menú.

Los datos expuestos en dicho cuadro nos permiten confirmar la hipótesis aquí planteada: la presencia de asimetrías y no linealidades detrás de la elasticidad de traspaso.

**Cuadro 7 | Coeficiente de traspaso de la muestra y submuestra**

|                     |      | Variable          | Muestra | Submuestra |
|---------------------|------|-------------------|---------|------------|
| Modelo Base         |      | TCNB              | 0,82    | 1,09       |
|                     |      | TCB               | 0,60    | 1,09       |
|                     |      | TCNM              | 0,69    | 1,13       |
| Con Asimetrías      | TCNB | Depreciación      | 0,79    | 1,30       |
|                     |      | Apreciación       | -1,19   | -0,50      |
|                     | TCB  | Depreciación      | 0,93    | 1,28       |
|                     |      | Apreciación       | -0,59   | -0,50      |
|                     | TCNM | Depreciación      | 1,04    | 1,60       |
|                     |      | Apreciación       | 0,09    | 0,75       |
| Con No Linealidades | TCNB | Depreciación <8%  | 1,30    | 0,94       |
|                     |      | Depreciación >8%  | 1,01    | 0,29       |
|                     | TCB  | Depreciación <4%  | 0,02    | 0,47       |
|                     |      | Depreciación >4%  | 0,73    | 0,87       |
|                     | TCNM | Depreciación <5%  | 0,11    | 0,12       |
|                     |      | Depreciación >5%  | 0,62    | 0,71       |
|                     | TCNM | Depreciación <10% | 0,54    | 0,98       |
|                     |      | Depreciación >10% | 0,87    | -0,45      |

Fuente: Elaboración propia .

## 6. Conclusiones

La motivación de este trabajo era demostrar que los precios responden de manera no lineal y asimétrica a fluctuaciones del tipo de cambio. Estos resultados son importantes en términos de política monetaria y su diseño. Las diferentes reacciones a nivel agregado de los precios, ante distintos regímenes de fluctuación cambiaria, cumplen un rol sustancial frente a un objetivo de estabilidad de precios del banco central.

Los hallazgos presentados en este análisis verifican esta hipótesis. En primer lugar, los resultados confirman un comportamiento *asimétrico* en la respuesta de los precios frente a distintas direcciones en las variaciones del tipo de cambio. El coeficiente de traspaso a un año adopta un valor del 76% frente a una depreciación del 1% del TCNB; del 82% si la variable en cuestión es el TCB y del 98% para el TCNM. Por su parte, este coeficiente (en signo negativo) asciende al 108% y 54%, en caso de apreciaciones en el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo del 1%, respectivamente. Mientras que la elasticidad de traspaso tiene signo positivo, del 4%, frente a apreciaciones del tipo de cambio multilateral del 1%.

Por el lado de las *no linealidades*, el análisis valida esta conducta en la respuesta de los precios frente a distintas magnitudes en las oscilaciones del tipo de cambio. Con mayor precisión, vemos

que ante depreciaciones del TCNB por encima del 8%, el coeficiente se ubica en 101%, mientras que para depreciaciones por debajo del valor umbral indicado, el *pass-through* alcanza los 130%. Reflejando un mayor coeficiente de traspaso en períodos normales.

Centrándonos en las depreciaciones del TCB, el traspaso asciende al 73% cuando la variable de tipo de cambio se deprecia más del 5%, y al 1,5% para oscilaciones menores al umbral. Por último, tomando en cuenta las variaciones del TCNM nos enfrentamos a dos valores umbrales, en 5% y 10%. Empleando el primer umbral, la elasticidad de traspaso se aproxima al 62% cuando la fluctuación del tipo de cambio supera el umbral, mientras que, cuando no lo supera, su valor es del 11%. En tanto, aplicando el segundo umbral el efecto es del 86%, para movimientos del TCNM superiores al 10%, y del 54% si el TCNM varía menos que este umbral.

Al introducir una definición alternativa del coeficiente de traspaso, los resultados encontrados también validan la hipótesis que da origen a este trabajo.

Analizando el comportamiento *asimétrico* vemos que ante una depreciación del 1% el traspaso de corto plazo alcanza el 35% para el TCNB, 27% para el TCB y 40% para el TCNM. Mientras que este coeficiente adopta los siguientes valores, 37% y 28%, en caso de apreciaciones en el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo del 1%. Por su parte, la elasticidad de traspaso tiene una magnitud del 30% frente a apreciaciones del tipo de cambio multilateral del 1%.

Por su parte, en términos de la *no linealidad*, la elasticidad del traspaso asciende al 39% para un año cuando el TCNB se deprecia más del 8%, y se aproxima al 34% para depreciaciones por debajo del anterior umbral. Establecemos un coeficiente de traspaso del 20% en ocasiones donde el TCB fluctúa por encima del 4%, mientras que se ubica en el 27% cuando las oscilaciones cambiarias no superan este umbral. El traspaso sobre los precios es de hasta el 38% como respuesta a depreciaciones mayores al 5% del TCNM, y del 35% cuando no supera dicho umbral. En tanto, el efecto es del 35% para fluctuaciones del TCNM superiores al 10% y del 36% si el movimiento del tipo de cambio se encuentra por debajo de este umbral.

Luego de la modificación introducida sobre la ecuación del coeficiente de traspaso, el comportamiento del mismo para el TCNB y TCNM se asocia a la existencia de costos de menú, donde las pequeñas depreciaciones no logran traspasarse a precios, mientras que sí lo hacen las de mayor magnitud. Mientras que los resultados encontrados empleando la variable del TCB van en contra de la existencia de costos de menú, ya que las pequeñas fluctuaciones se trasladan a precios con mayor fuerza que los movimientos cambiarios de gran magnitud.

Cabe destacar que los resultados, producto de aplicar la definición asociada a la ecuación (2), en parte difieren a los expuestos en la sección 4, donde se observa que se revierte el comportamiento no lineal del coeficiente de traspaso para la variable del TCNB y TCB. A la vez que se refuerza la hipótesis de la no linealidad y asimetría detrás del coeficiente de traspaso.

Esta investigación es la primera en estimar asimetrías y no linealidades para Argentina utilizando la metodología de proyecciones locales. Por tanto, los resultados aquí expuestos, lejos de ser definitivos, constituyen una primera aproximación al estudio de asimetrías de tamaño y dirección sobre el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre los precios al consumidor. Posibles extensiones podrían buscar estimar este comportamiento del efecto traspaso mediante metodologías alternativas, a la vez que existe la posibilidad de extender estos resultados a otros países de la región. Por su parte, un próximo paso a efectuar sería identificar la endogeneidad potencial entre la depreciación y la inflación, y delimitar los posibles sesgos que la misma genera.

## Referencias

- Aguirre, H. A., y H. G. González Padilla (2019): "Exchange Rate Pass-Through, Monetary Policy and Real Shocks: An Empirical Evaluation", Documentos de trabajo, N° 85, BCRA.
- Aron, J., R. Macdonald, y J. Muellbauer (2014): "Exchange Rate Pass-Through in Developing and Emerging Markets: A Survey of Conceptual, Methodological and Policy Issues, and Selected Empirical Findings", *Journal of Development Studies*, 50 (1), pp. 101-143.
- Barnichon, R., y C. Brownlees (2017): "Impulse Response Estimation by Smooth Local Projections", disponible en <https://ssrn.com/abstract=2892508>.
- Ben Cheikh, N. (2012): "Asymmetric Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area: New Evidence from Smooth Transition Models", *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 6 (2012-39), pp. 1-28.
- Berman, N. y P. Martin y T. Mayer (2012): "How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?", *The Quarterly Journal of Economics*, 127.
- BCRA (2020): *Informe de Política Monetaria*, Febrero.
- Brito, F. F. y O. E. Mendoza, (2018): "Dinámica del pass-through de dinámica del pass-through de tipo de cambio en economías pequeñas y abiertas: el caso de la República Dominicana". *Foro de Investigadores de Bancos Centrales del Consejo Monetario Centroamericano*.
- Brufman, J. Z., L. A. Trajtenberg y M. P. Donaldson (2017): "Modelos autorregresivos con umbral: estimando el pass-through del tipo de cambio a precios domésticos", *Cuadernos del CIMBAGE*, 19, pp. 67-85.
- Brun-Aguerre, R., A. M. Fuertes y M. Greenwood-Nimmo (2016): "Heads I Win, Tails You Lose: Asymmetry in Exchange Rate Pass-Through into Import Prices", *Journal of the Royal Statistical Society (A)* – Próximamente.
- Burstein, A. T., J. C. Neves y S. Rebelo (2003): "Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics during Exchange-rate-based Stabilizations", *Journal of monetary Economics*, 50(6), pp. 1189-1214.
- Bussiere, M. (2013): "Exchange Rate Pass-Through to Trade Prices: The Role of Nonlinearities and Asymmetries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(5), pp. 731-758.
- Ca' Zorzi, M., E. Hahn y M. Sánchez (2007): "Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets", *The IUP Journal of Monetary Economics*, 5 (4), pp. 84-102.
- Campa, J. M., y L. S. Goldberg (2005): "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices", *Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp. 679-690.

- Carriere-Swallow, M. Y., B. Gruss, M. N. E. Magud, y M. F. Valencia (2017): "Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through. *International Monetary Fund*.
- Caselli, F. G., y A. Roitman (2016): Non-linear Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. *IMF Working Paper*, N° 16/1.
- Castiglione, B. (2017): "El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación VECM para el caso argentino (2005-2017)", Premio Prebisch 2017, BCRA.
- Chelala, S. (2014): "Una curva de Phillips con doble pass-through. Estimación para el caso argentino", *Ensayos de Economía*, 23(44), pp. 101-116.
- Choudhri, E., y D. Hakura (2006): "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?", *Journal of International Money and Finance*, 25 (4), pp. 614-639.
- Cueva, R. (2018): "Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú", *Revista Estudios Económicos*, (35), pp. 55-81.
- Delatte, A. L. y A. López-Villavicencio (2012): "Transmisión asimétrica del tipo de cambio: evidencia de los principales países", *Revista de Macroeconomía*, 34 (3), pp. 833-844.
- Dornbusch, R. (1987): "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, Vol. 77, pp. 93-106.
- Edwards, S. (2006): "The Relationship Between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, N° 12163.
- Faust, J., y J. H. Wright (2013): "Forecasting Inflation", en *Handbook of Economic Forecasting*, Vol. 2, Elsevier, pp. 2-56.
- Frankel, J., D. Parsley, y S. J. Wei (2012): "Slow Pass-Through around the World: A New Import for Developing Countries?", *Open Economies Review*, 23(2), pp. 213-251.
- Gaggl, P. (2009): "The Role of Exchange Rate Movements for Prices in the Euro Area", *Monetary Policy and the Economy*, 83.
- Gagnon, J. E., y J. Ihrig (2004): "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through", *International Journal of Finance y Economics*, 9(4), pp. 315-338.
- Gay, A., y C. Cugat (2010): "Pass-through del tipo de cambio e inflación en Argentina: 1980-2009", Instituto de Economía y Finanzas, Universidad Nacional de Córdoba.
- Ghosh, A. (2013): "Transferencia del tipo de cambio, macro fundamentos y elección de régimen en América Latina", *Journal of Macroeconomics*, 35, pp. 163-171.

Goldberg, P. K., y M. M. Knetter (1999): "Measuring the Intensity of Competition in Export Markets", *Journal of international Economics*, 47(1), pp. 27-60.

Goldfajn, I., y S. Werlang (2000): "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study, N° 423, *Department of Economics PUC-Rio, Brazil*.

Hamilton, J. D. (2011): "Nonlinearities and the Macroeconomic Effect of Oil Price", *Macroeconomic Dynamics*, 15(S3), pp. 364-378.

Hansen, B. E. (1999): "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", *Journal of econometrics*, 93(2), pp. 345-368.

Ito, T., y K. Sato (2007): "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Inflation: A Comparison between East Asia and Latin American Countries", RIETI Discussion Paper Series 07- E-040.

Jarotschkin, A., y A. Kraay, (2013): "Aid, Disbursement Delays, and the Real Exchange Rate", *The World Bank, Working Paper N°6501*.

Jordà, Ò. (2005): Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American economic review*, 95(1), pp. 161-182.

Jordà, Ò., M. Schularick, y A. M. Taylor (2013): "When Credit Bites Back", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(s2), pp. 3-28.

Jordà, Ò., y A. M. Taylor (2016): "The Time for Austerity: Estimating the Average Treatment Effect of Fiscal Policy", *The Economic Journal*, 126(590), pp. 219-255.

Krugman, P. (1986): "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes", *National Bureau of Economic Research, Working Paper, N° 1926*.

Kilian L. y J. Kim (2011): "How Reliable are Local Projection Estimators of Impulse Responses?", *Review of Economics and Statistics*, 93(4), pp. 1460-1466.

McCarthy, J. (2007): "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies", *Eastern Economic Journals*, 33 (4), pp. 511-537.

Menon, J. (1995): "Exchange Rate Pass-Through", *Journal of Economic Surveys*, 9 (2), pp. 197-231.

Mihailov, A. (2009): "Exchange Rate Pass-Through to Prices in Macrodta: A Comparative Sensitivity Analysis", *International Journal of Finance and Economics*, 14 (4), pp. 346-377.

Miller, S. (2003): "Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995- 2002", *Revista Estudios Económicos*, 10.

Mishkin, F. S., y M. A. Savastano (2001): "Monetary Policy Strategies for Latin America", *The World Bank, Working Paper, N°2685*.



Montes Rojas, G. (2019): "Una evaluación del pass-through en la Argentina usando funciones impulso respuesta de cuantiles multivariados", *Estudios Económicos*, 36 (73), pp. 145-189. Recuperado a partir de <https://revistas.uns.edu.ar/ee/article/view/1436>.

Nogueira Júnior, R. P., y M. León-Ledesma (2008): "Exchange Rate Pass-Through into Inflation: The Role of Asymmetries and Non-Linearities", *Studies in Economics* N° 0801, School of Economics, University of Kent.

Otero, G. A., M. E. Cadelli, R. Carbajal, y F. Cerimedo (2005): "Explorando los determinantes del traspaso de la devaluación a precios", Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires, Documento de Trabajo (julio).

Peltzman, S. (2000): "Prices Rise Faster than they Fall", *Journal of Political Economy*, 108(3), pp. 466-502.

Pollard, P. S. y C. Coughlin (2004): "Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-through at the Industry Level", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Working Paper 2003-029C.

Ramey, V. A., y S. Zubairy (2018): "Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data", *Journal of Political Economy*, 126(2), pp. 850-901.

Romer, C. D., y D. H. Romer (2015): "New Evidence on the Impact of Financial Crises in Advanced Countries", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, N° 21021.

Rubene, I., y R. Colavecchio (2020): "Non-Linear Exchange Rate Pass-Through to Euro Area Inflation: A Local Projection Approach", *European Central Bank*, Working Paper, N° 2362.

Schmidt-Hebbel, K., y A. M. Werner (2002): "Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate", *Economía Journal*, 2(primavera), pp. 31-90.

Sekine, A. y T. Tsuruga (2014): "Effects of Commodity Price Shocks on Inflation: A Cross Country Analysis", Discussion papers e-13-006, Graduate School of Economics Project Center, Kyoto University.

Taylor, J. (2000): "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, 44 (7), pp. 1389-1408.

Teulings, C. N., y N. Zubanov (2014): "Is Economic Recovery a Myth? Robust Estimation of Impulse Responses", *Journal of Applied Econometrics*, 29(3), pp. 497-514.

Torres, G. (2015): "Estimación del pass-through en Argentina 1993-2010", Trabajo Final de Carrera, Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba.

Trajtenberg, L., S. Valdecantos, y D. Vega (2015): "Los determinantes de la inflación en América Latina: un estudio empírico del período 1990-2013", en *Estructura productiva y política*

*macroeconómica. Enfoques heterodoxos desde América Latina*, eds. A. Bárcena, A. Prado y M. Abeles, CEPAL, Santiago, pp. 163-190.

Vernengo, M. y N. Perry (2017): "Exchange Rate Depreciation, Wage Resistance and Inflation in Argentina (1882-2009)", *Economic Notes*, Vol. 47 (1).

Ware, R., y R. Winter (1988): "Forward Markets, Currency Options and the Hedging of Foreign Exchange Risk", *Journal of International Economics*, 25(3-4), pp. 291-302.

Webber, A. (2000): "Newton's Gravity Law and Import Prices in the Asia Pacific", *Japan and the World Economy*, 12(1), pp. 71-87.

Winkelried, D. (2003): "¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado", *Estudios Económicos*, 10, pp. 1-29.

## Anexo

Tradicionalmente se define de manera algebraica a la elasticidad del índice de precios con respecto al tipo de cambio como sigue:

$$\text{Pass Through} = \frac{p_{t+h} - p_{t-1}}{e_t - e_{t-1}} \quad (1)$$

donde los precios ( $p$ ) están expresados en logaritmos, al igual que la variable del tipo de cambio ( $e$ ).

Sin embargo, la literatura advierte que un *shock* del tipo de cambio experimentado en un momento dado, puede derivar en aumentos sucesivos de dicha variable en períodos posteriores. Por tanto, se incluye dentro del análisis una definición alternativa del coeficiente de traspaso la cual contempla no sólo los *shocks* presentes del tipo de cambio, sino también los movimientos subsiguientes en dicha variable, producto de una fluctuación en el presente. De modo que la definición del traspaso resulta:

$$\text{Pass Through} = \frac{p_{t+h} - p_{t-1}}{e_{t+h} - e_{t-1}} \quad (2)$$

Así, “el coeficiente de traspaso, para un horizonte dado, se obtiene como el ratio de la respuesta porcentual acumulada del índice de precios, dividido por la respuesta acumulada del tipo de cambio, expresada en puntos porcentuales” (BCRA, 2020, p. 95).

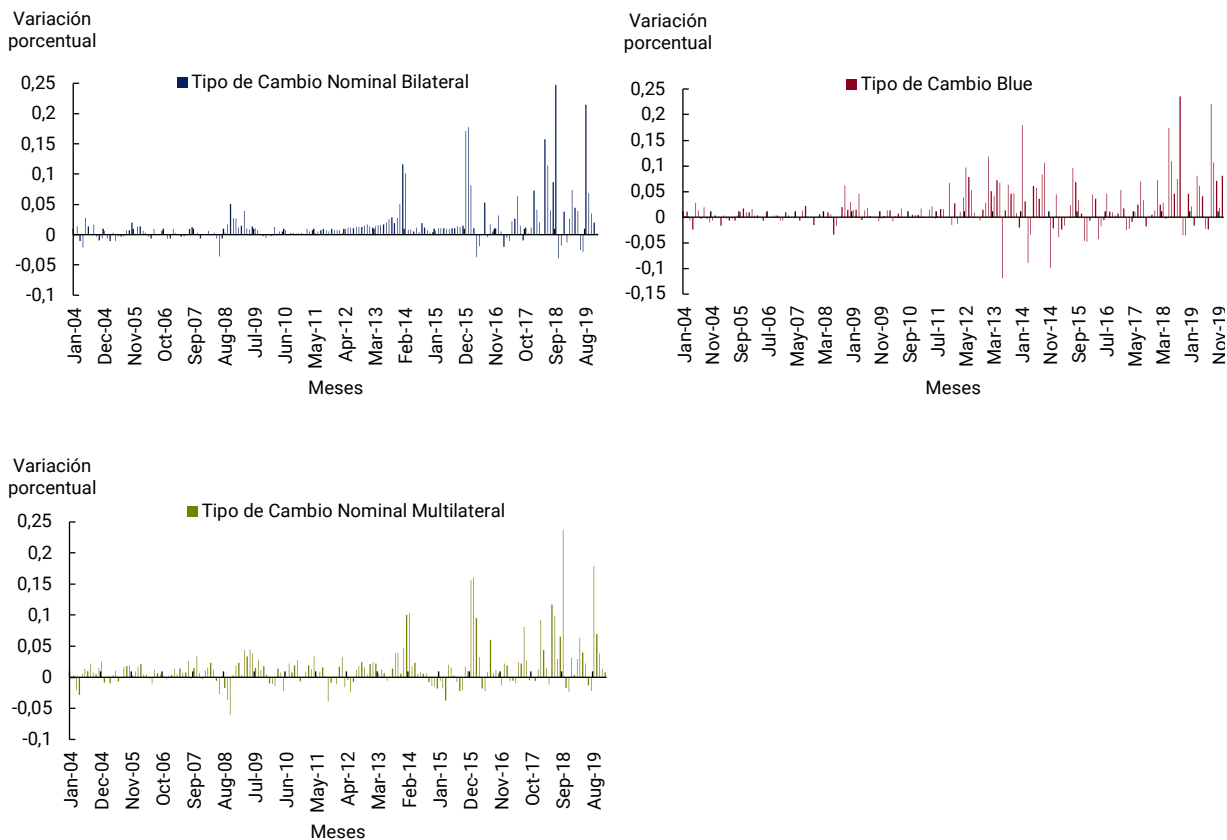
Cabe destacar que las expresiones (1) y (2) resultan equivalentes sólo en contextos donde los *shocks* cambiarios en un período no generen cambios posteriores. En particular, si una depreciación sorpresiva en  $t$  lleva a un aumento posterior en el tipo de cambio, la medida utilizada en este trabajo (1) puede estar sesgando hacia arriba al estimador de traspaso. Sin embargo, en contextos donde la variable cambiaria sigue un sucesión geométrica y los precios son rígidos a la baja, el cálculo del coeficiente de traspaso mediante la ecuación (2) nos conduciría a un sesgo hacia arriba en dicho estimador.

A partir del Gráfico 8, para la variable TCNB podemos observar un comportamiento de sucesivos incrementos durante prácticamente todo el período comprendido entre 2008 y 2015, en el cual se divisan variaciones porcentuales positivas de forma casi ininterrumpida. Por tanto, la aplicación de la ecuación (1) para la estimación del ERPT en este contexto nos conduciría a un coeficiente con sesgo hacia arriba.

Mientras que, la misma imagen nos muestra que la variable TCB entre 2014 y 2016 exhibe variaciones positivas y negativas de forma consecutiva. En consecuencia, contemplado la posibilidad de recurrir al cálculo del coeficiente de traspaso definido por la ecuación (2), las variaciones cam-

biarias positivas y negativas se verían compensadas, conduciendo al denominador a niveles cercanos a cero y, en una coyuntura con precios inflexibles a la baja, el coeficiente de traspaso estaría sobredimensionado.

**Gráfico 8 | Evolución de las variables cambiarias en variaciones porcentuales**



Fuente: Elaboración propia.

La interpretación del coeficiente de traspaso dada por la ecuación (2) está más alineada con la política cambiaria de la actualidad, porque el Banco Central lleva adelante una estrategia de *crawling-peg* (microdevaluaciones sucesivas), donde la variable de ajuste de esta institución, el tipo de cambio nominal bilateral, experimenta incrementos pequeños y sucesivos. De este modo, es factible esperar que una modificación en el tipo de cambio en el momento  $t$  sea seguida por incrementos futuros de dicha variable, donde este comportamiento esperado de la variable cambiaria está contemplado en la definición proveniente de la ecuación (2).

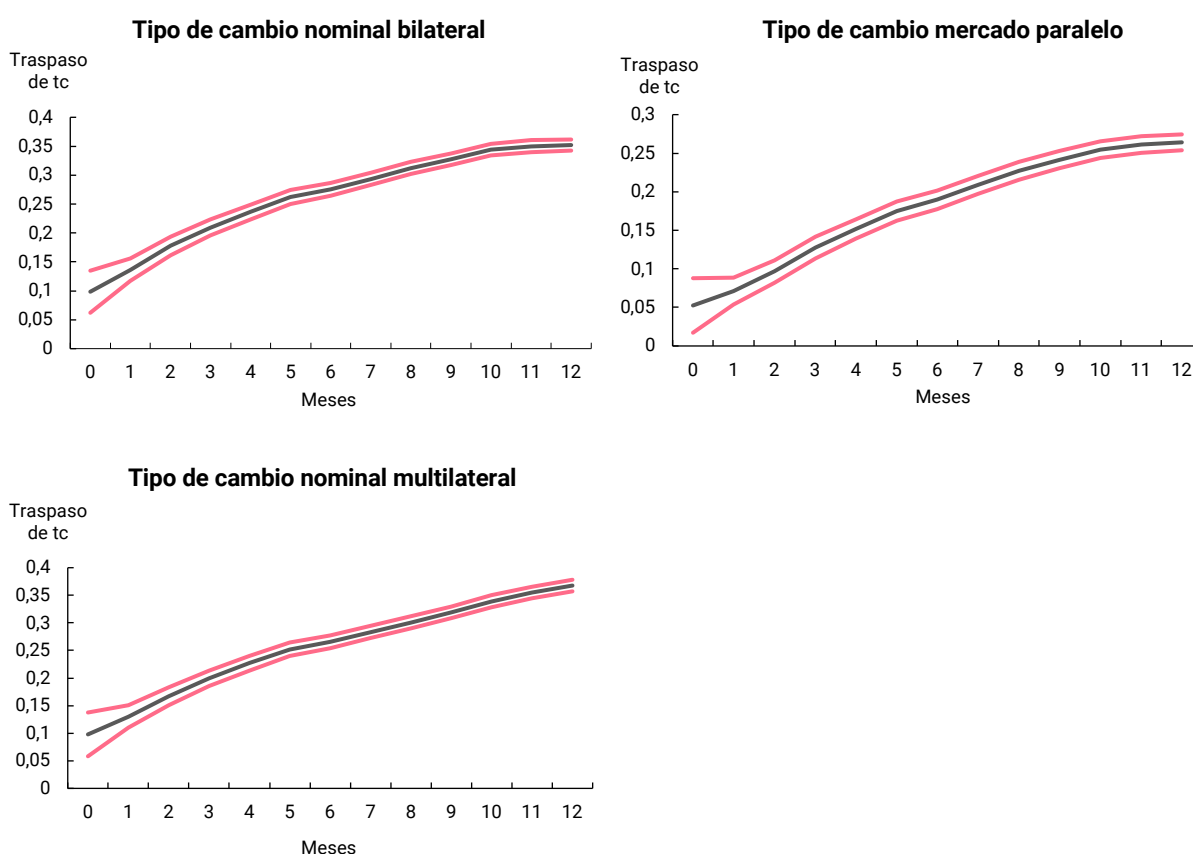
Al introducir esta formulación a nuestro análisis, el modelo a analizar queda conformado por la siguiente ecuación:

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h(e_{t+h} - e_{t-1}) + \sum_{j=1}^q (\rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j}) + x'_t \mu_h + \varepsilon_{i,t+h} \quad (9)$$

A partir de la misma encontramos que el traspaso hacia la inflación es cercano al 36% en el corto plazo (12 meses) para depreciaciones del TCNB, mientras que utilizando el TCNM el traspaso es ligeramente superior, alcanzando el 38% (ver el Gráfico 9). Por su parte, vemos que la inflación se incrementa en un 27% como respuesta a un cambio del 1% en la tasa de depreciación del TCB.

El traspaso a 12 meses para el TCNB se reduce, alcanzando a un nivel cercano al 40%, mientras que con la definición tradicional se ubica en valores similares al 80%. Lo cual nos indica que ajustar por la evolución a posteriori del tipo de cambio se vuelve una herramienta cuantitativamente relevante.

**Gráfico 9 | Elasticidad de traspaso, con definición alternativa del traspaso del tipo de cambio**



Nota: la línea gris traza el coeficiente  $\beta_h$  de la ecuación (9), contenida en un intervalo de confianza al nivel del 95%.  
Fuente: Elaboración propia.

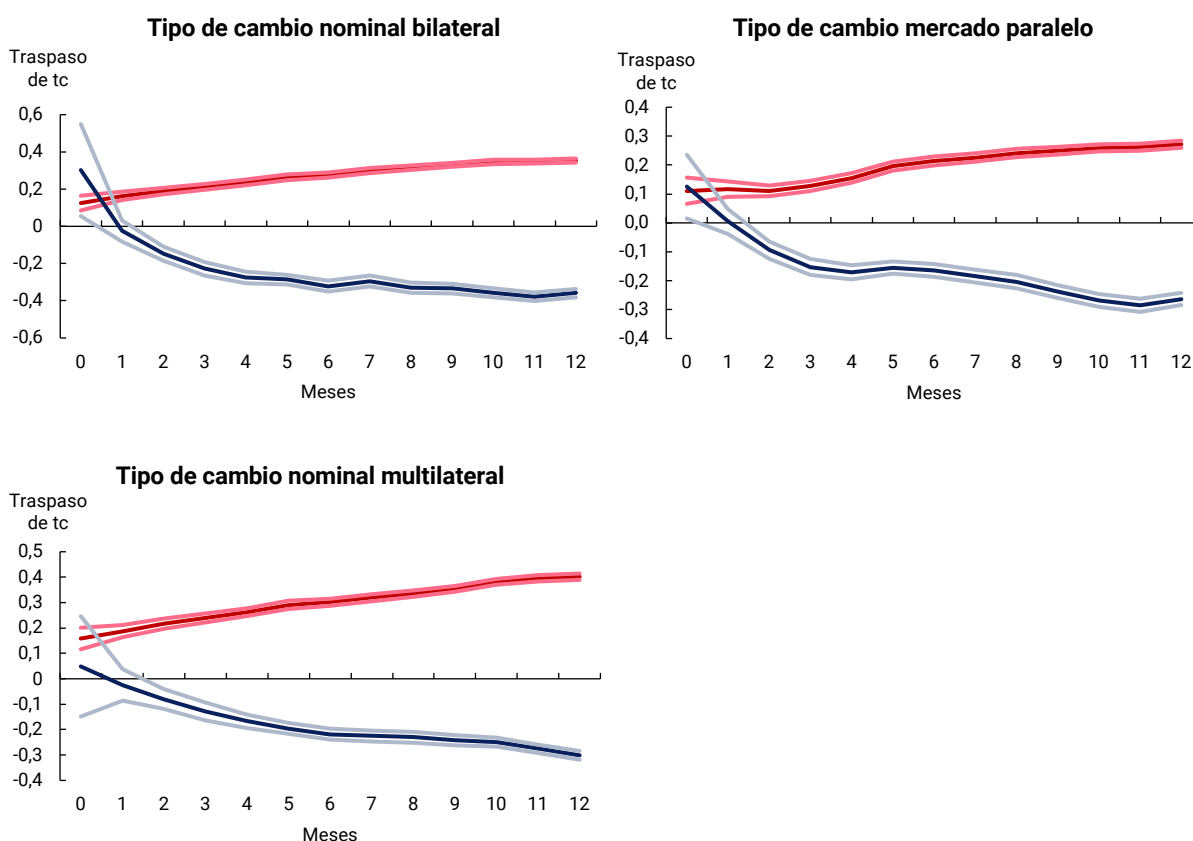
Para capturar las posibles asimetrías y no linealidades presentes en el coeficiente de traspaso, el parámetro  $\beta_h$  en la ecuación (5), procedemos a modificar las ecuaciones (6) y (7) de modo que incluyan no sólo los shocks presentes del tipo de cambio, sino también los shocks futuros producto de una fluctuación en el presente.

Las estimaciones no lineales por LP se obtienen al estimar las siguientes regresiones para cada horizonte de pronóstico  $h$ :

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h s_t (e_{t+h} - e_{t-1}) + \gamma_h (1 - s_t)(e_{t+h} - e_{t-1}) + \sum_{j=1}^q (\rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j}) + x'_t \mu_h + v_h s_t + \varepsilon_{t+h} \quad (10)$$

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h d_t (e_{t+h} - e_{t-1}) + \lambda_h (1 - d_t)(e_{t+h} - e_{t-1}) + \sum_{j=1}^q (\rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j}) + x'_t \mu_h + \zeta_h d_t + \varepsilon_{t+h} \quad (11)$$

**Gráfico 10 | Asimetrías en el traspaso, con definición alternativa del traspaso**



Nota: la línea roja traza el coeficiente  $\beta_h$  de la ecuación (10), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual del 1% en la tasa de depreciación, mientras que la línea azul describe el parámetro  $\gamma_h$ , el cual indica el coeficiente de traspaso a partir de una apreciación del 1%. Las líneas en color claro describen los intervalos de confianza al nivel del 95%.

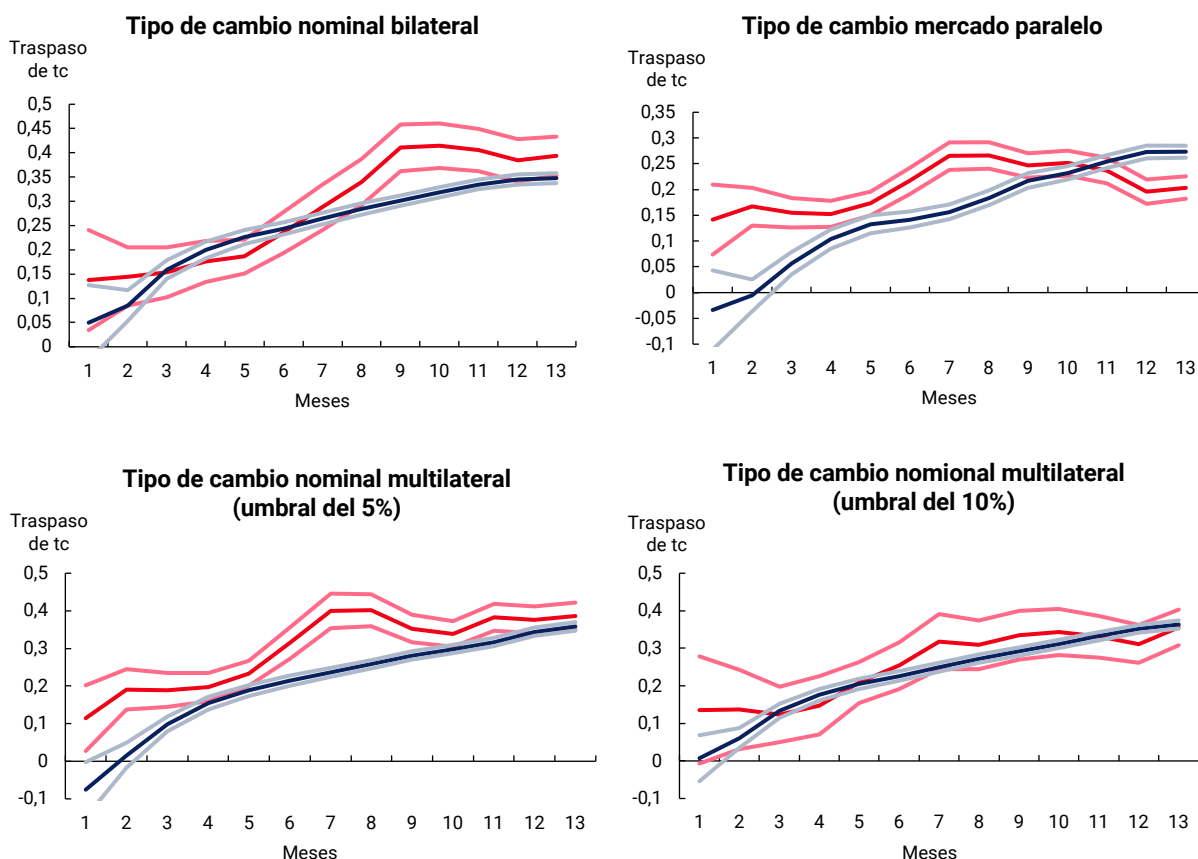
Fuente: Elaboración propia.

En caso de existir simetría, las funciones impulso-respuesta para ambos regímenes deberían ser exactamente opuestas. Como puede apreciarse en el Gráfico 10, se vuelve a verificar la presencia de asimetrías en el traspaso.

Ante una depreciación del 1%, el traspaso de corto plazo alcanza el 35% para el TCNB, 27% para el TCB y 40% para el TCNM. Mientras que este coeficiente adopta los siguientes valores, 37% y 28%,

en caso de apreciaciones en el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo del 1%. Por su parte, la elasticidad de traspaso tiene una magnitud del 30% frente a apreciaciones del tipo de cambio multilateral del 1%.

**Gráfico 11 | No linealidades en el traspaso, con definición alternativa del traspaso**



Fuente: Elaboración propia.

Empleando la técnica de proyecciones locales estimamos la ecuación (11) que toma el efecto de las depreciaciones profundas sobre los precios. La misma nos devuelve los resultados capturados por el Gráfico 11, donde la línea roja describe el comportamiento del coeficiente  $\sigma$ , que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual superior al umbral  $\tau$  en la tasa de depreciación, la línea azul traza la evolución de  $\lambda$ , mientras que las líneas en color claro describen el intervalo de confianza de estos coeficientes al 95%.

Allí se evidencia que las depreciaciones por encima del umbral inducen a un mayor coeficiente del traspaso, cuando observamos el TCNB y el TCNM. En contraposición, siguiendo al TCB, el coeficiente de traspaso de las depreciaciones por debajo del umbral supera al que resulta de las fluctuaciones por encima del valor  $\tau$ .

Más específicamente, la elasticidad del traspaso asciende al 39% para un año cuando el TCNB se deprecia más del 8%, y se aproxima al 34% para depreciaciones por debajo del anterior umbral.

Establecemos un coeficiente de traspaso del 20% en ocasiones donde el TCB fluctúa por encima del 4%, mientras que se ubica en el 27% cuando las oscilaciones cambiarias no superan este umbral. El traspaso sobre los precios es de hasta el 38% como respuesta a depreciaciones mayores al 5% del TCNM, y del 35% cuando no supera dicho umbral. En tanto, el efecto es del 35% para fluctuaciones del TCNM superiores al 10% y del 36% si el movimiento del tipo de cambio se encuentra por debajo de este umbral.

En línea con lo antes descrito, el comportamiento del coeficiente de traspaso para el TCNB y TCNM se asocia a la existencia de costos de menú, donde las pequeñas depreciaciones no logran traspasarse a precios, mientras que sí lo hacen las de mayor magnitud. Mientras que los resultados encontrados empleando la variable del TCB van en contra de la existencia de costos de menú, ya que las pequeñas fluctuaciones se trasladan a precios con mayor fuerza que los movimientos cambiarios de gran magnitud.

Los resultados, producto de aplicar la definición asociada a la ecuación (2), difieren a los expuestos en la sección 4. Donde se observa que se revierte el comportamiento no lineal del coeficiente de traspaso para la variable del TCNB y TCB.