

Ensayos Económicos | 81

Mayo de 2023

Regularidades empíricas de la inflación en Latinoamérica

Javier García-Cicco, Lorena Garegnani, Maximiliano Gómez Aguirre, Ariel David Krysa y Luis Libonatti

Exportaciones de servicios de negocios intensivos en conocimiento: hipótesis del mercado doméstico e interacciones con las capacidades industriales

Lorenzo Cassini

Forecasting Inflation in Argentina: A Probabilistic Approach

Tomás Marinozzi

La dinámica de los préstamos de consumo en 2020 en Argentina: una aproximación mediante modelos de corrección de error

Maximiliano Gómez Aguirre y Ariel David Krysa



BANCO CENTRAL
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

Ensayos Económicos | 81

Mayo de 2023

Editor

Germán Feldman, BCRA

Editor asociado

Ariel Dvoskin, BCRA

Comité Editorial

Jorge Carrera, BCRA - CONICET - UNLP

Paula Español, UBA - UNSAM

Emiliano Libman, CONICET

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
Página Web: http://www.bcra.gob.ar/PublicacionesEstadisticas/Ensayos_economicos.asp

Fecha de publicación: Mayo de 2023

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, 29 de mayo de 2023

En esta nueva edición de Ensayos Económicos, la revista académica del BCRA, presentamos cuatro trabajos revisados bajo el formato doble ciego habitualmente utilizado en la revista.

En el primer trabajo, García-Cicco (Universidad de San Andrés), Garegnani, Gómez Aguirre, Krysa y Libonatti (BCRA) realizan un estudio comparativo de las dinámicas de la inflación y sus diversos determinantes para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay durante el período 2004-2019. El trabajo documenta distintas regularidades empíricas detrás de los procesos inflacionarios en estos países, relevantes para la discusión sobre sus determinantes y mecanismos de transmisión.

En el segundo artículo, Cassini (IDAES-UNSAM y CONICET) analiza la viabilidad de una estrategia de crecimiento liderada por exportaciones de servicios basados en el conocimiento, tomando como casos de estudio a países que no atravesaron un proceso de industrialización completo. El trabajo encuentra que la demanda interna es un mecanismo relevante para la construcción de capacidades exportadoras de este tipo de servicios, pero sólo es efectiva en países que alcanzaron una industrialización avanzada.

En el tercer trabajo, Marinozzi (UCEMA) explora el uso de diversas metodologías para estimar pronósticos probabilísticos para predecir la inflación en Argentina, concluyendo que los modelos univariados parsimoniosos tienen un rendimiento relativamente similar al de los modelos multivariados en escenarios centrales, pero no capturan los riesgos de cola, particularmente en horizontes de largo plazo.

Finalmente, el último trabajo, de Gómez Aguirre y Krysa (BCRA), cuantifica el efecto de la reducción de la tasa de interés en los préstamos al consumo en Argentina durante la primera etapa de la pandemia -marzo y diciembre de 2020-, mediante la estimación de modelos de corrección de error para el período 2004-2020. Según los autores, la disminución de las tasas de interés activas propiciada por el BCRA habría amortiguado, con distintas magnitudes a lo largo de 2020, la caída ocasionada por los efectos del COVID, tanto en los préstamos de tarjeta como en los personales.

Quiero una vez más convocar a todos y todas a enviar sus artículos académicos para ser considerados 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 | **Regularidades empíricas de la inflación en Latinoamérica**
Javier García-Cicco, Lorena Garegnani, Maximiliano Gómez Aguirre,
Ariel David Krysa y Luis Libonatti
- Pág. 55 | **Exportaciones de servicios de negocios intensivos en conocimiento:
hipótesis del mercado doméstico e interacciones con las capacidades industriales**
Lorenzo Cassini
- Pág. 81 | **Forecasting Inflation in Argentina: A Probabilistic Approach**
Tomás Marinozzi
- Pág. 111 | **La dinámica de los préstamos de consumo en 2020 en Argentina:
una aproximación mediante modelos de corrección de error**
Maximiliano Gómez Aguirre y Ariel David Krysa

Regularidades empíricas de la inflación en Latinoamérica

Javier García-Cicco

Universidad de San Andrés, Argentina

Lorena Garegnani

Banco Central de la República Argentina

Maximiliano Gómez Aguirre

Banco Central de la República Argentina

Ariel David Krysa

Banco Central de la República Argentina

Luis Libonatti*

Banco Central de la República Argentina

Resumen

Este trabajo realiza un estudio comparativo de las dinámicas de la inflación y sus diversos determinantes para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay durante el período 2004-2019. El objetivo es documentar las regularidades empíricas que resulten útiles para discusiones sobre determinantes y mecanismos de los procesos inflacionarios en estos países. En primer lugar, se realiza un análisis de cointegración que identifica dos relaciones de largo plazo en todos los países estudiados: una relacionada con la influencia de los distintos costos en los precios, y otra vinculada con la demanda de dinero. Luego se propone una metodología para descomponer la evolución de corto plazo de la inflación interanual en partes relacionadas con los efectos rezagados de las distintas variables y otras vinculadas con el efecto contemporáneo de los distintos determinantes. Como resultado, surge que la influencia de la persistencia de la propia inflación da cuenta de gran parte de las dinámicas de inflación en Argentina, Uruguay y (en menor medida) Brasil. Para los casos de Colombia y México, la contribución relativa de la persistencia autónoma y de la generada por rezagos de los otros determinantes es más pareja. Finalmente, en el análisis de Chile la persistencia autónoma tiene una influencia desechable. Al evaluar los efectos de los rezagos del resto

* Los autores agradecen los valiosos aportes y comentarios de dos referís anónimos, de Luis Trajtenberg, Ariel Dvoskin, Eduardo Corso, Máximo Sangiácomo, Horacio Aguirre, Sebastián Katz, Emiliano Basco y de los participantes de la Sesión del BCRA en la LVI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP), donde se presentó una versión previa del trabajo. Las opiniones vertidas (y cualquier error u omisión) son exclusiva responsabilidad de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o de sus autoridades. Email: jgcicco@udesa.edu.ar, lgaregnani@bcra.gob.ar, mauricio.gomezaguirre@bcra.gob.ar, ariel.krysa@bcra.gob.ar, luis.libonatti@bcra.gob.ar.

de los determinantes sobre las dinámicas inflacionarias, se encuentran respuestas heterogéneas en los países de la muestra.

Clasificación JEL: C32, E31.

Palabras claves: América Latina, inflación, modelos econométricos.

Presentado: 9 de junio de 2022 – *Aprobado:* 16 de enero de 2023.

Empirical Regularities of Inflation in Latin America

Javier García-Cicco

University of San Andrés, Argentina

Lorena Garegnani

Central Bank of Argentina

Maximiliano Gómez Aguirre

Central Bank of Argentina

Ariel David Krysa

Central Bank of Argentina

Luis Libonatti

Central Bank of Argentina

Abstract

This paper makes a comparative study of the inflation dynamics of Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico, and Uruguay during the 2004-2019 period. The goal is to document a number of empirical regularities that are useful for some discussions about the determinants and mechanisms of the inflationary processes of those countries. Firstly, we apply a cointegration analysis, and two long-run relationships are found in all the analyzed countries. One relationship is related to the influence of different costs on domestic prices. The other relationship is associated with the money demand. Then, we propose a methodology for decomposing the short-run evolution of the year-on-year inflation between the effects of lagged variables and the contemporaneous effects of the determinants. As a result, we show that the influence of the inflation persistence explains a big part of the inflation dynamics in Argentina, Uruguay and, to a lesser extent, in Brazil. In Colombia and Mexico, the relative contribution of the autonomous persistence and the lags of the other determinants is more balanced. Finally, in Chile the autonomous persistence has a marginal influence. When focusing on the dynamics influenced by the lagged values of the other determinants, we found heterogeneous explanations in the countries of the sample.

JEL Codes: C32, E31.

Keywords: econometric models, inflation, Latin America.

Submitted: June 9, 2022 – *Approved:* January 16, 2023.

1. Introducción

La inflación ha constituido y constituye uno de los ejes de la política macroeconómica más relevantes para los países de América Latina y sus hacedores de política. A lo largo de la historia de la región se evidenciaron y se desencadenaron intervalos y episodios de alta inflación e hiperinflación, los cuales fueron tratados con diversos instrumentos y programas de estabilización. Teniendo en cuenta este aspecto y el hecho de que la inflación tiene efectos adversos en la distribución del ingreso, en la competitividad de la economía, en la asignación de recursos y en las decisiones de ahorro e inversión de los agentes, es fundamental contar con herramientas que contribuyan a su mejor entendimiento. En este sentido, una comprensión más profunda de la temática puede adicionalmente contribuir a verificar las implicancias de modelos monetarios, a evaluar el impacto de la política monetaria y a seleccionar modelos de pronóstico de inflación, entre otros.

Este trabajo presenta un análisis comparativo de las dinámicas de la inflación para seis economías latinoamericanas: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay para el período 2004-2019. El objetivo es recopilar una serie de hechos estilizados que puedan servir como guía para direccionar el análisis teórico/conceptual que intenta racionalizar las causas y mecanismos relevantes detrás de estas dinámicas. En otros términos, en lugar de postular un marco conceptual determinado y luego intentar verificarlo con los datos, se busca establecer regularidades empíricas que cualquier explicación específica que se desea plantear debería considerar.

El foco del análisis se centra en el componente núcleo o subyacente del índice de precios al consumidor (IPC) para los diversos países (es decir, la parte del IPC que excluye componentes estacionales y con mayor volatilidad). Se busca relacionar este índice de precios con diversas variables consideradas como “determinantes”, como ser, el tipo de cambio nominal, los salarios, la actividad, la cantidad de dinero, la tasa de interés, y los precios internacionales de la energía y alimentos.

El análisis se divide en dos etapas. En primer lugar, se realiza un estudio del comportamiento conjunto de estas variables en períodos largos de tiempo a través de métodos de cointegración (denominadas a veces también como relaciones de largo plazo). El objetivo es identificar si existen relaciones estables entre las variables que tienden a traccionar las dinámicas a lo largo del tiempo.

En segundo lugar, se postula una metodología que permite descomponer la dinámica observada de corto plazo de la inflación interanual en dos tipos de componentes. El primero está relacionado con las “noticias” o “sorpresas” que aporta cada uno de los determinantes durante el período de doce meses en cuestión. En este trabajo, definimos estas sorpresas como la parte del cambio observado en los determinantes que no puede anticiparse dado el comportamiento pasado de las distintas variables incluidas. Esta definición está inspirada en el concepto de funciones de impulso respuesta generalizadas propuesto por Pesaran y Shin (1998).

Por otro lado, el segundo componente está asociado con distintas fuentes de persistencia (*i.e.* la influencia de las distintas variables con efecto rezagado). Éste a la vez se divide en tres partes: una de persistencia propia (es decir, cómo los registros pasados de la inflación afectan al movimiento contemporáneo de la misma), otra con la contribución de los valores rezagados del resto de los

determinantes y, finalmente, las dinámicas generadas por ajustes a los desvíos de las relaciones de largo plazo en el pasado.

En cuanto al análisis de largo plazo, a pesar de que las dinámicas inflacionarias han sido algo diferentes en los distintos países, se encuentran dos relaciones similares para todos ellos. La primera vincula al índice de precios con los salarios y el tipo de cambio en todos los países; y para algunas economías también se suman los precios internacionales (este es el caso para Chile, Colombia, México y Uruguay). Esta ecuación puede interpretarse como una relación entre los precios y los principales determinantes de sus costos. Entre estos determinantes, la mayor influencia es ejercida por los salarios (con elasticidades entre 0,5 y 0,8 dependiendo del país), circunstancia que coincide con estudios previos relacionados, como Zack *et al.* (2017) y Graña Colella (2020). A su vez, la elasticidad de largo plazo entre precios y tipo de cambio está entre 0,20 y 0,35. De acuerdo con esta relación, no puede observarse una discrepancia muy persistente entre los precios, los salarios y el tipo de cambio.

La segunda relación de cointegración identificada vincula la cantidad de dinero y los precios (o saldos reales) con la actividad económica, la tasa de interés y el tipo de cambio. Esta segunda ecuación puede interpretarse como una demanda de dinero transaccional de largo plazo, y cuenta con numerosos antecedentes en la literatura relevada. La elasticidad estimada entre los saldos reales y el nivel de actividad toma valores entre 1,0 y 1,4, dependiendo el país, mientras que la relación con la tasa de interés presenta coeficientes de largo plazo en un rango entre -0,9 y -1,6. La diferencia entre países se observa principalmente en la influencia del tipo cambio en esta demanda de dinero de largo plazo. Para algunos países existe una elasticidad positiva con el tipo de cambio (Argentina y Colombia), para otros la relación es negativa (Brasil, México y Uruguay) y en otros no parece ser relevante (Chile). De acuerdo con una revisión de la literatura empírica de demanda de dinero en países de la región (detallada en el Anexo B), la elasticidad ingreso resulta parcialmente coincidente; el coeficiente asociado a la tasa de interés resulta mayor en valor absoluto que la mayoría de los antecedentes; y la inclusión y significatividad de la elasticidad de tipo de cambio marca en el presente trabajo un aspecto distintivo respecto a los estudios relacionados.

La segunda parte del análisis, que busca descomponer las dinámicas de corto plazo en los distintos componentes antes mencionados, muestra algunas diferencias en las experiencias inflacionarias entre países. Por un lado, la influencia de la persistencia de la propia inflación da cuenta de la gran parte de las dinámicas de inflación en Argentina, Uruguay y, en menor medida, Brasil. Esto implica que, para estos países, cada sorpresa inflacionaria registrada se retroalimenta en un proceso persistente, influyendo en los registros inflacionarios posteriores.

Para los casos de Colombia y México, la contribución relativa de la persistencia autónoma y de la generada por rezagos de los otros determinantes es más pareja. En el otro extremo, en el caso de Chile la persistencia autónoma tiene una influencia desechable, con las dinámicas influidas mayoritariamente por valores rezagados de los otros determinantes.

En cuanto al rol de las sorpresas, también observamos algunas diferencias entre países. En la gran mayoría de los casos, las dinámicas cambiarias influyen significativamente en los movimientos no anticipados de la inflación. Esto se observa principalmente en Uruguay, Brasil y Argentina. La dinámica salarial también es mayoritariamente relevante en Argentina, Chile y México, mientras que la evolución de la actividad ha afectado a la inflación en menor medida (en especial en México, Chile y Colombia). Para algunos episodios puntuales, los precios internacionales han jugado un rol en Uruguay y en Chile, mientras que las variables monetarias han tenido una influencia mayormente acotada en todos los países.

En la literatura se encuentran diversos antecedentes que tienen un eje de estudio similar al del presente trabajo y se enfocan en países de América Latina. Se hallan trabajos para Argentina (Zack *et al.*, 2017; Montes Rojas, 2019; Graña Colella, 2020), Brasil (da Gama Machado y Portugal, 2014; da Costa Benedy, 2019), Chile (Banco Central de Chile, 2020), Colombia (Rey García, 2020), Ecuador (Guerrero Manjarrés, 2017), México (Cortés-Espada, 2019), Uruguay (Brum *et al.*, 2011; Garayalde, 2012; Brum *et al.*, 2016) y Venezuela (Álvarez *et al.*, 2000). También existen estudios en términos comparativos para distintos países de la región como, por ejemplo, Capistrán y Ramos-Francia (2009), Trajtenberg *et al.* (2015), Rivasplata y Castillo (2017), Zarzosa Valdivia (2020) y Cherkasky (2022).¹ A diferencia de gran parte de estas investigaciones, el presente trabajo realiza un estudio de la dinámica inflacionaria que toma en cuenta relaciones tanto de largo como de corto plazo, empleando una estructura reducida que contrasta con modelizaciones como los VAR estructurales o modelizaciones más complejas. Asimismo, el presente trabajo se focaliza en la inflación subyacente en lugar del IPC general, como suele ser la norma en los estudios previos.

Si bien, como mencionamos, el objetivo de este trabajo no es brindar evidencia a favor de una teoría de la inflación en particular, vale la pena mencionar que las variables incluidas son consideradas relevantes en diversos esquemas teóricos. Por ejemplo, un enfoque enfatiza la relación de mediano y largo plazo entre la inflación y la evolución de la cantidad de dinero, donde esta última está en gran medida influida por la política fiscal (ver, por ejemplo, libros de texto como Sargent, 2013; Vegh, 2013 o Galí, 2015). Bajo esta concepción, si la cantidad nominal de dinero excede a la demanda de saldos reales consistente con sus determinantes (producto, tasas de interés y tipo de cambio) los precios eventualmente aumentarán para equilibrar esta relación (es importante señalar que este efecto en los precios no solo refiere al precio de los bienes de consumo (IPC) sino también a otros precios como los salarios y el tipo de cambio). En este esquema, diversos *shocks* (tanto internos como externos) pueden afectar los precios, salarios, tipo de cambio y actividad en el corto plazo y mediano plazo, con dinámicas diversas dependiendo de posibles rigideces y asimetrías en la economía, así como también de la respuesta de política monetaria. Pero su evolución en el largo plazo está mayoritariamente determinada por el esquema monetario y fiscal.

Otros enfoques conceptuales asignan un rol secundario a la configuración fiscal y monetaria, enfatizando en cambio que las presiones inflacionarias provienen de movimientos en los precios relativos de la economía. En particular, dada la prevalencia de rigideces de diversos precios a la baja,

¹ En la segunda sección (Datos y Metodología), se describirán más en detalle los objetivos, técnicas y resultados que alcanzan estos y otros trabajos relacionados.

el ajuste de precios relativos que debería ocurrir ante distintos *shocks* siempre se materializa con aumentos de precios, presionando así al alza al nivel general de precios (por ejemplo, Olivera, 1960 y 1964). En particular, un factor relevante de presión inflacionaria es el tipo de cambio, que tiende ajustarse para corregir desbalances en las cuentas externas, generando un efecto contractivo en la economía, con desempleo y deterioro en la distribución del ingreso (véase Díaz Alejandro, 1963), disparando dinámicas inflacionarias adicionales a través del proceso de negociación salarial que busca compensar la pérdida originada por la depreciación (Frenkel, 1986). Otros trabajos destacan el papel de la inflación importada como determinante de las presiones inflacionarias (Abeles y Parnigo, 2015; y Bastian y Setterfield, 2020). Asimismo, la literatura reciente sobre Curvas de Phillips Híbridas Neo-Keynesianas (e.g. Gordon, 2013) reconoce la relevancia de factores globales más allá de los domésticos para explicar la dinámica de la inflación.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección II describe los datos utilizados y las metodologías econométricas implementadas. La sección III contiene los resultados, divididos en una primera parte sobre las relaciones de largo plazo, y una segunda sobre la descomposición para la inflación interanual en cada país. Finalmente, la sección IV presenta algunas conclusiones. El trabajo incluye también un anexo con la definición de las variables y las fuentes de información, otro con los antecedentes de literatura de las estimaciones de demandas de dinero real y un último anexo con la metodología empleada para el cómputo de la brecha de producto utilizada para las descomposiciones de corto plazo.

2. Datos y Metodología

Las definiciones de las distintas variables para cada país y las fuentes de información se describen en el Anexo A. Para todos los países se cuenta con un muestra entre 2004 y 2019, donde la principal variable a explicar es el Índice de Precios al Consumidor en su versión Núcleo o Subyacente (P).² Adicionalmente, se consideran variables relacionadas que convencionalmente emplean distintas teorías y análisis de la inflación: el tipo de cambio nominal (E), los salarios (W), la actividad (Y), la cantidad de dinero (M), la tasa de interés para depósitos en moneda doméstica (i), los precios internacionales de la energía (*Energía*) y los precios internacionales los alimentos (*Alimentos*).

El análisis se divide en dos partes. En una primera etapa se estudia el comportamiento promedio entre las variables en períodos largos de tiempo, caracterizando relaciones que eventualmente tienden a traccionar las dinámicas. Este análisis de “largo plazo” o cointegración intenta encontrar relaciones que tiendan a mover el comportamiento conjunto de las variables; no la evolución mes a mes, sino en promedio durante períodos largos de tiempo. En ese sentido, “largo plazo” no refiere a lo que ocurrirá en un futuro lejano, sino simplemente relaciones que se han verificado en promedio durante intervalos largos de tiempo (frecuencias bajas).

Para esta primera etapa se implementa la metodología de Johansen (1988), Johansen y Juselius (1990) y Juselius (2006), que permite modelar las variables conjuntamente en un sistema. Además

² Todas las variables son tomadas en logaritmos naturales y, en caso necesario, fueron desestacionalizadas por medio de la metodología X13-ARIMA.

de identificar estas relaciones de cointegración, se realiza una evaluación de exogeneidad débil; analizando cuál de las variables del sistema responde a las desviaciones de la relación de largo plazo (ver Johansen, 1992; Urbain, 1992; Ericsson, 1994; Juselius, 2006). Este análisis permite identificar cuáles son las variables que tienden a ajustar más rápidamente cada vez que se producen desvíos en las relaciones de “largo plazo” identificadas.³

La segunda etapa del presente trabajo busca descomponer la evolución de la inflación acumulada en 12 meses. Idealmente, sería deseable descomponer la inflación observada en la contribución de cada uno de sus componentes. Sin embargo, como las distintas variables se determinan de manera conjunta como una interacción de equilibrio general (en lugar de ser cada una de éstas independientes entre sí) tal tarea requiere supuestos adicionales de identificación.⁴ Una alternativa posible sería estimar un modelo multivariado para el conjunto de variables, y realizar una identificación de los diversos *shocks* estructurales que se consideren (existen distintas alternativas, como modelos VAR o VEC Estructurales, o modelos DSGE). Tal tarea requería imponer un gran número de supuestos teóricos o conceptuales adicionales. Sin embargo, tal como mencionamos en la introducción, el objetivo del trabajo no es el de emplear un marco conceptual particular sino el de tratar de brindar un conjunto de regularidades empíricas que puedan ser de utilidad para juzgar teorías alternativas en trabajos futuros.

Así, el enfoque utilizado en este trabajo está inspirado en las funciones de impulso respuesta generalizadas de Pesaran y Shin (1998). Ellos proponen analizar el efecto de las “noticias” para un determinante dado en la variable de interés; donde “noticias” refiere a la parte del cambio contemporáneo observado en el determinante que no puede ser explicado por el pasado de las distintas variables consideradas. La ventaja de este enfoque es que no requiere tomar partida por un orden de causalidad particular entre las variables, aunque presenta la limitación de que los distintos determinantes evaluados no son ortogonales entre sí (que, como mencionamos, requeriría de supuestos teóricos adicionales). Esta metodología provee una estrategia conveniente dado el objetivo de este trabajo. En lugar de implementarlo con modelos VAR o VEC como lo proponen Pesaran y Shin (1998), utilizamos una alternativa basada en Proyecciones Locales como la propuesta en Marcellino *et al.* (2006) y Jordà (2005).⁵

En particular, consideremos en primer lugar la siguiente ecuación para la inflación acumulada en h períodos ($\pi_{t,t+h} \equiv P_{t+h} - P_{t-1}$):

$$\pi_{t,t+h} = \tilde{\beta}_h X_{t,t+h} + \tilde{\delta}_h(L)\pi_{t-1} + \tilde{\gamma}_h(L)X_{t-1} + \tilde{\theta}_h dlp_{t-1} + \tilde{u}_{t,t+h}. \quad (1)$$

³ Esto no quita que las otras variables respondan también eventualmente, sólo que su ajuste es menos inmediato.

⁴ Bajo el supuesto de economía pequeña y abierta, que es razonable para las economías estudiadas, sí puede considerarse como estrictamente exógenas a las variables internacionales incluidas. Pero este supuesto no es válido para el resto de los determinantes.

⁵ Como muestran Plagborg-Møller y Wolf (2021), las funciones de impulso respuesta estimadas por modelos VAR y proyecciones locales son las mismas poblacionalmente. La estimación por proyecciones locales otorga más flexibilidad para considerar distintos determinantes y rezagos para diferentes variables (sin aumentar exponencialmente el número de parámetros estimados), lo cual resulta útil en este contexto pues consideraremos un número amplio de determinantes y rezagos.

Aquí, $X_{t,t+h} \equiv X_{t+h} - X_{t-1}$, donde $X_{t,t+h}$ es un vector que incluye el cambio acumulado en h períodos de todos los determinantes considerados y, por tanto, $\tilde{\beta}_h X_{t,t+h}$ puede considerarse como la contribución de los valores contemporáneos de los distintos determinantes. Además, $\tilde{\delta}_h(L)$ y $\tilde{\gamma}_h(L)$ son polinomios en el operador de rezagos, y por tanto $\tilde{\delta}_h(L)\pi_{t-1}$ y $\tilde{\gamma}_h(L)X_{t-1}$ dan cuenta de la influencia de los rezagos de, respectivamente, la propia inflación mensual y del cambio mensual en los determinantes; a veces referida también como persistencia. Finalmente, dlp_{t-1} son los desvíos de las relaciones de cointegración identificadas (siendo así $\tilde{\theta}_h dlp_{t-1}$ la contribución del ajuste a los desvíos de las relaciones de largo plazo) mientras que $\tilde{u}_{t,t+h}$ es el término residual. Al incluir los desvíos de la relación de largo plazo en la ecuación, con la metodología de proyecciones locales estamos estimando las respuestas análogas a las obtenidas con un modelo VEC.

Una descomposición similar es implementada, por ejemplo, para un panel de países de Latinoamérica en Trajtenberg *et al.* (2015) y en Cherkasky (2022). Adicionalmente, en el segundo estudio una variante de la técnica de Jordà (2005) se aplica en estimaciones individuales para Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Uruguay.

Una limitación del enfoque basado en (1) es que los valores contemporáneos de los determinantes incluidos en $X_{t,t+h}$ están en parte explicados por valores pasados de las distintas variables (por ejemplo, la evolución contemporánea del salario puede estar afectada por valores pasados de la inflación, debido a dinámicas de negociación salarial rezagadas). Si bien el estimador del coeficiente $\tilde{\beta}_h$ sí controla por esta posibilidad, al computar el producto $\tilde{\beta}_h X_{t,t+h}$ estaríamos contabilizando como parte del efecto contemporáneo la influencia del rezago de otras variables. Para dar cuenta de esta posibilidad, implementamos un proceso en dos etapas. En una primera etapa, para cada uno de los determinantes x_t^i en X_t estimamos la ecuación:

$$x_{t,t+h}^i = \Gamma_h(L)\pi_{t-1} + \Phi_h(L)X_{t-1} + \Lambda_h dlp_{t-1} + v_{t,t+h}^i. \quad (2)$$

De la estimación de esta ecuación por MCO, computamos los residuos $\hat{v}_{t,t+h}^i$, que dan cuenta de la parte contemporánea del cambio en el determinante entre t y $t+h$ que no puede explicarse por el pasado de las variables consideradas; y en ese sentido identifica las “noticias” del enfoque de Pesaran y Shin (1998). En una segunda etapa, estimamos:

$$\pi_{t,t+h} = \beta_h \hat{V}_{t,t+h} + \delta_h(L)\pi_{t-1} + \gamma_h(L)X_{t-1} + \theta_h dlp_{t-1} + u_{t,t+h}. \quad (3)$$

donde $V_{t,t+h}$ es el vector que colecta los distintos residuos $\hat{v}_{t,t+h}^i$ de la primera etapa.⁶ Con esto, descompondremos la inflación acumulada en un horizonte de h períodos según la contribución de los siguientes componentes:

⁶ Notar que si bien la variable a explicar acumula la inflación en varios períodos (en los resultados de la sección 3.2 usamos $h = 12$, es decir, la inflación interanual), la parte relacionada con la inflación del lado derecho ($\delta_h(L)\pi_{t-1}$) es función de los rezagos de la inflación mensual, no de la acumulada por varios períodos. Así, si bien utilizar una variable acumulada en varios períodos podría inducir espuriamente persistencia en modelos donde en el lado derecho también aparecen rezagos de la inflación interanual (por ejemplo, en los modelos de rezagos distribuidos, ADL), esto no es un problema con la metodología de proyecciones locales aquí utilizada.

- $\beta_h^i \hat{v}_{t,t+h}^i$: sorpresa contemporánea en el determinante i .
- $\delta_h(L)\pi_{t-1}$: persistencia propia de la inflación.
- $\gamma_h(L)X_{t-1}$: persistencia del resto de las variables.
- $\theta_h dlp_{t-1}$: ajuste a los desvíos de las relaciones de largo plazo.
- $u_{t,t+h}$: residuo contemporáneo.

Finalmente, dada la cantidad de determinantes incluidos, tanto en la ecuación (2) como en la (3), existe un gran número de parámetros a estimar; con la posibilidad de perder potencialmente muchos grados de libertad. Para limitar este problema, implementamos una metodología de selección automática de regresores conocida como GETS, desarrollada por Pretis *et al.* (2018). Este algoritmo comienza desde el modelo más general posible, y luego lo va diseccionando en varios modelos diferentes, cada uno con un set de variables similares, pero no idénticas. Mediante pruebas de hipótesis se descartan los regresores no significativos para cada grupo y finalmente se comparan los candidatos finales mediante criterios de información para llegar al modelo final.

La aproximación que se propone para la dinámica de la inflación cuenta con numerosos antecedentes relacionados en América Latina. Entre los estudios más recientes, que estudian un intervalo temporal relativamente similar al del presente trabajo, se encuentra Zack *et al.* (2017), Graña Colella (2020), Rodríguez Pinzón *et al.* (2019), Rey García (2020), Guerrero Manjarres (2017), da Costa Benedy (2019), Trajtenberg *et al.* (2015) y Cherkasky (2022). En primer lugar, Zack *et al.* (2017) estima dos modelos VECM para estudiar la dinámica de distintas series de tiempo (entre ellas, los precios medidos por el IPC) en el período octubre 2004 – febrero 2016 en Argentina, sin tener que establecer restricciones sobre la relación causal entre ellas y sin especificar un modelo estructural. Por un lado, considera un “Modelo Monetarista” donde las variables explicativas son la oferta monetaria y el nivel de actividad. Por otro lado, utiliza un “Modelo Ampliado”, donde a las variables mencionadas se agregan el nivel de salarios y el tipo de cambio. Para ello, luego de realizar las pruebas de Johansen, se estiman las relaciones de largo plazo y se realizan test de causalidad de Granger. Finalmente, con un VECM se analizan las funciones-impulso respuesta (a través de distintas ortogonalizaciones de los errores de las ecuaciones basadas en la descomposición de Cholesky) y se aplica una descomposición de la varianza, para tener una aproximación a la dinámica de corto y mediano plazo de las variables. El trabajo concluye que resulta más apropiada la utilización del segundo modelo, con una impronta mayor del componente inercial y el tipo de cambio. En contraste, los salarios y la oferta monetaria tienen un rol menor.

En una aproximación similar para la inflación argentina, Graña Colella (2020) estima un VECM de frecuencia trimestral para el intervalo 2003-2019, considerando como potenciales variables relevantes al IPC General, el costo laboral unitario, el tipo de cambio nominal, el agregado monetario M1 y una canasta de precios internacionales de alimentos y energía. El trabajo concluye que en el largo plazo la inflación se ve afectada en mayor medida por los costos laborales unitarios, seguido por el tipo de cambio. A su vez, los precios internacionales y agregados monetarios no resultan significativos.

Por otro lado, da Costa Benedy (2019) utiliza datos trimestrales de precios (medidos por el IPC General), tipo de cambio real efectivo amplio, tasa real de interés *ex post*, desempleo y el agregado monetario M2 de Brasil para estimar un VECM que cubre el período 2002T1-2014T4. Como resultado, se sugiere que las variables se encuentran cointegradas. Mientras que la oferta de dinero (M2), la tasa real de interés y el tipo de cambio real (siendo mayor cuanto más depreciado se encuentra) poseen una relación positiva con los precios (con parámetros estimados de 0,073, 1,045 y 0,381, respectivamente), la tasa de desempleo presenta un coeficiente asociado negativo (-5,724). En tanto, el término de corrección al equilibrio es significativo en el corto plazo.

Usando información trimestral durante el período 1984T1-2019T4 para Colombia, Rey García (2020) encuentra una relación bidireccional de largo plazo entre los costos laborales (aproximados como los salarios nominales por hora promedio de los ocupados asalariados) y los precios (medidos por el IPC General), tanto en términos agregados como sectoriales.⁷ La ecuación de cointegración normalizada por el IPC expone que el coeficiente vinculado a los costos salariales es significativo de 0,85. En tanto, se verifica una causalidad en el sentido de Granger desde las remuneraciones a los precios.

Compartiendo el eje en Colombia, Rodríguez Pinzón *et al.* (2019) estima dos VECM para analizar los determinantes de la inflación (medida por el IPC) en el intervalo que va desde enero de 2010 a diciembre de 2018, y encuentra que existen relaciones de cointegración entre la inflación, por un lado, y la variación de una tasa de interés representativa de mercado o el cambio en el tipo de cambio real, por otro. Los coeficientes correspondientes exponen una relación positiva entre la variación de precios y las variables mencionadas (con valores de 0,28 y 1,69, respectivamente).

Otra referencia vinculada a la metodología del presente trabajo es Guerrero Manjarrés (2017), que se aboca a estudiar la inflación interanual (medida por el IPC General) en Ecuador (en su diferencial respecto a Estados Unidos) entre 2000 y 2016 (en frecuencia tanto trimestral como mensual) en su vínculo con distintas variables mediante un VECM. Este desarrollo encuentra que existe una relación de cointegración entre la diferencia de IPC, el agregado M2 y el resultado fiscal (en porcentaje del PIB), y que la primera de las tres variables reacciona a las últimas dos, las cuales son débilmente exógenas y presentan, respectivamente, signos positivos y negativos en la ecuación de cointegración.⁸ Mediante la transformación de Cholesky, luego se estudian las funciones de impulso-respuesta.

Adicionalmente, Trajtenberg *et al.* (2015) desarrolla un modelo de datos de panel dinámico para once países de América Latina (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela) en el período 1990-2013 con el objetivo de medir la contribución específica de los componentes inercial, distributivo (aproximado a partir de los costos laborales unitarios netos de la inflación en el período inmediato anterior y ajustados por productividad), importado (asimilado con el precio internacional de bienes relevantes para la canasta de consumo de cada país), cambiario y de exceso de demanda (captado por medio de la diferencia entre el producto observado y su filtro

⁷ El análisis también tiene en cuenta un índice de precios al productor (IPP).

⁸ Otras variables como los precios internacionales de *commodities*, el tipo de cambio real efectivo y el M1 no resultaron relevantes en la modelización estipulada (Guerrero Manjarrés, 2017: p. 49).

Hodrick-Prescott) sobre la tasa de inflación observada (medida por el IPC). Los resultados sustentan la especial preponderancia de los factores de la oferta (representados en el tipo de cambio nominal, los precios internacionales y el conflicto distributivo) y del componente inercial por sobre los factores de la demanda (especialmente vinculados con la brecha del producto).

En una línea similar a Trajtenberg *et al.* (2015), inicialmente Cherkasky (2022) estima un modelo de panel con frecuencia anual en el intervalo 2000-2021 para 13 economías latinoamericanas donde la inflación es explicada por distintos factores de costos, como la inflación salarial, la variación del tipo de cambio, de los precios internacionales de alimentos y de energía, así como la brecha de producto local. Este ejercicio concluye que se verifica una notoria significatividad estadística en los factores de oferta, con parámetros más altos en el caso de los salarios nominales, seguidos por el precio de los alimentos y el tipo de cambio nominal. En contraposición, el precio de la energía y la brecha de producto no resultaron significativos. En segundo lugar, Cherkasky (2022) realiza estimaciones individuales, con frecuencia trimestral en el período 2000-2021, para 6 países de la región (Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Uruguay) siguiendo, en sintonía con el presente trabajo, el método de proyección local de Jordà (2005) y una variante del modelo empírico estándar, permitiendo captar la respuesta acumulada de la inflación a 4 horizontes temporales (de 1 a 4 trimestres) frente a cambios en alguno de los regresores. Como resultado, se destaca que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio en los 6 países de América Latina se mostró significativo, alcanzando valores entre 0,05 y 0,37. Los países cuyo parámetro resultó ser más elevado son Uruguay (0,37), Perú (0,31) y Brasil (0,22). En tanto, el coeficiente asociado al precio internacional de los alimentos mostró significatividad en todos los casos con excepción de México, mientras que lo propio se evidenció con el parámetro vinculado al precio internacional de la energía (con valores que tendieron a ser menores que el de alimentos) con la excepción de Colombia.

En términos del estudio de las regularidades empíricas y descomposición de la inflación (en su vínculo con otras variables macroeconómicas), otros enfoques de alguna forma conectados con el del presente trabajo dan cuenta de una notoria amplitud respecto a las variables que se demuestran relevantes en la interacción y comovimiento con el incremento de precios en el contexto de América Latina. No sólo se han tenido en cuenta factores locales, sino que también elementos globales, los cuales se relacionan de distinta forma con las inflaciones domésticas.⁹

Por un lado, Capistrán y Ramos-Francia (2009) examinan la inflación (medida por el IPC) trimestral en diez economías latinoamericanas (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú, Uruguay y Venezuela) focalizándose en su media, su persistencia y una descomposición de su varianza en el período que va de 1980 a 2007. Para examinar la evolución de la primera medida, se configuran *test* de múltiples quiebres estructurales, en la forma de Bai y Perron (1998). En cuanto a la persistencia, se la evalúa con pruebas de raíz unitaria y la suma de coeficientes autorregresivos que surge de una reparametrización Dickey-Fuller de un modelo AR (p), considerando tanto la presencia como ausencia de quiebres estructurales y, a su vez, optando por la muestra

⁹ Borio y Filardo (2007) señalan que el rol de este tipo de variables en la explicación de la inflación de las economías emergentes se incrementó en el tiempo y, especialmente, a partir de los años noventa con la intensificación del proceso de globalización. En algunos países en particular, los factores globales parecerían estar más vinculados con el incremento de precios que las medidas nacionales de ciclo económico.

completa o el intervalo 2000-2007. Finalmente, a través de modelos de factores (siguiendo la metodología de Stock y Watson, 2002) se examina qué magnitud de la varianza de la inflación es explicada por componentes comunes (inflación global, crecimiento global, tasas de interés internacional) o idiosincráticos (elementos que captan diferencias entre países). Asimismo, ofrecen medidas de persistencia de ambos componentes. Como resultado de la investigación, surge que se verificó una caída en el grado de persistencia inflacionaria en el período de tiempo estudiado.

Zunino *et al.* (2011) modela la inflación (medida por el IPC) de Uruguay en el período 1978T1-2010T1 a partir de distintas especificaciones univariadas y multivariadas (mediante un modelo multiecuacional que adicionalmente incluye la inflación internacional, la tasa de interés internacional, la variación del tipo de cambio, del precio de los *commodities* y del precio del petróleo). Con el objetivo de distinguir si estos cambios pueden explicarse por modificaciones en el proceso generador de datos de la inflación o, alternativamente, por transformaciones en el comportamiento de sus factores explicativos, se estudia la persistencia, aproximada como la suma de los coeficientes autorregresivos o la raíz predominante del polinomio de rezagos (modelos univariados), o a través de la significatividad y duración de los *shocks* inflacionarios en las funciones impulso-respuesta (modelo multivariado). Adicionalmente, Zunino *et al.* (2011) testean la existencia de quiebres estructurales, respectivamente, a través de los procedimientos secuenciales de Bai y Perron (1998, 2003) y Qu y Perron (2007), y encuentra que el cambio en el régimen monetario en torno al año 2002 habría modificado la persistencia inflacionaria a la baja.

Rivasplata y Castillo (2017) estiman un modelo panel VAR para estudiar el rol de los factores globales e idiosincráticos en la dinámica de la inflación de una serie de países latinoamericanos (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) y Canadá. El período de estudio es 2005M01-2015M11 y se utilizan variables comunes (valor del dólar respecto a una canasta de monedas, índice de precio de *commodities* y precio del petróleo) así como domésticas (tasa de política monetaria, brecha de producto, depreciación de las monedas domésticas, inflación importada e inflación total) y exógenas para descomponer la evolución de la inflación. Los resultados exponen que los desvíos de la inflación respecto a sus niveles meta, en especial durante el período 2007-2009 y desde 2013 en adelante, se explican en gran parte por factores comunes a la región, aunque existen factores idiosincráticos que han profundizado esos desvíos en algunos países, como es el caso de Brasil.

En un vínculo muy cercano con lo anterior, esta investigación se relaciona con aquellas que analizan y estiman la persistencia inflacionaria, la cual es definida en Fuhrer (1995) como la tendencia de la inflación a permanecer alejada de su nivel promedio a partir de un *shock* que la ha impactado inicialmente. Marques (2004) y Angeloni *et al.* (2006) lo describen como la velocidad con que un *shock* inflacionario deja de jugar un rol en la inflación futura. Este fenómeno ha sido repetidamente verificado en economías desarrolladas y en desarrollo (especialmente luego de la Segunda Guerra Mundial).¹⁰

¹⁰ En este sentido, Borio y Filardo (2004) señalan que en un gran número de países desarrollados la persistencia de la inflación alcanzó su máximo en la década de 1970 y mediados de la de 1980, y habría caído en los años siguientes de la "Gran Moderación", etapa en que la desaceleración inflacionaria fue generalizada en el mundo. En ese sentido, cierta literatura señala que la inflación guarda una relación con su persistencia, de forma tal que si la primera desciende, lo mismo sucede con la segunda. Así también, una parte sustancial de esta literatura encuentra que los quiebres estructurales en la inflación o su persistencia suelen coincidir temporalmente con cambios de régimen de política monetaria (véase Marqués, 2004; Angeloni *et al.*, 2006; D'Amato *et al.*, 2007; Capistrán y Ramos-Francia, 2009; Zunino *et al.*, 2011).

Con el objetivo de tener una medida de la noción de persistencia, una amplia variedad de metodologías se ha utilizado. Fuhrer (2009) afirma que no existe un consenso claro en la literatura acerca de una forma óptima de medir la persistencia, pero que existen diversos procedimientos empleables. Al respecto, distingue dos grandes formas de persistencia. Por una parte, la “reducida” (también denominada “estadística”) se basa en la información y propiedades contenidas en la historia de la inflación observada. Por otra parte, la “estructural” hace referencia a que deviene de fuentes económicas.

Los estudios centrados en América Latina sobre la persistencia de la inflación se focalizan en países individuales de la región o comparan el comportamiento de la variable entre distintos países. Dentro del primer conjunto, cabe citar a D’Amato *et al.* (2007) para Argentina; da Gama Machado y Portugal (2017) para Brasil; Pincheira (2008) para Chile; Cortés Espada *et al.* (2019) para México; y Zunino *et al.* (2011) y Garayalde (2012) para Uruguay. Dentro del segundo grupo, a los mencionados trabajos de Capistrán y Ramos-Francia (2009), Trajtenberg *et al.* (2015) y Rivasplata y Castillo (2017) se le agrega el de Zarzosa Valdivia (2020).

Por un lado, D’Amato *et al.* (2007) estudia la persistencia inflacionaria, enfocándose en el IPC, en Argentina desde dos perspectivas. Desde la óptica de series de tiempo univariadas, se compara las medidas de persistencia en estimaciones recursivas en modelos AR(p) que incluyen una media constante o una media variable, con el fin de seleccionar la especificación más apropiada para el intervalo de estudio 1980T1-2007T2. A partir de pruebas de raíz unitaria, estimaciones recursivas y pruebas de quiebre estructural, se desprende que el proceso inflacionario no posee una raíz unitaria y no es constante en su media de largo plazo ni en el parámetro autorregresivo. Las medidas de persistencia indican que ésta habría caído desde la década del noventa respecto a los años ochenta. La segunda aproximación que emplea D’Amato *et al.* (2007) consiste en un análisis desagregado en el dominio de la frecuencia y se focaliza en la descomposición espectral de los componentes del IPC, contrastando un régimen monetario asociado a la Convertibilidad (1993-2001) y otro vinculado con la post-convertibilidad (2002-2006). En particular, teniendo en cuenta que la altura de un espectro de frecuencia cero es una medida no paramétrica de la persistencia de una serie de tiempo (y representa una transformación monótonica de la suma de coeficientes autorregresivos de un AR (p)), la segunda parte de la investigación encuentra que la volatilidad en precios es significativamente más alta en 2002-2006 respecto a 1993-2001, aunque la contribución que recibió de movimientos de alta frecuencia (temporario y estacional) fue mucho mayor en el período vinculado a la Convertibilidad.

Para el caso de Brasil, da Gama Machado y Portugal (2013) examinan la persistencia inflacionaria en el intervalo 1995T1-2011T1 a partir de modelos univariados y multivariados de componentes inobservables mediante el uso del filtro de Kalman. Consideran para ello la suma de los coeficientes autorregresivos (persistencia intrínseca), además de medidas de persistencia basada en expectativas y persistencia inducida por *shocks* macroeconómicos (desvíos de producto y de la tasa natural de interés). El análisis sugiere que el rol de las expectativas de inflación, los cambios en metas de inflación y los desvíos significativos del producto y la tasa natural de interés son fundamentales para entender la dinámica inflacionaria en el país en cuestión, al igual la persistencia basada en expectativas lo es para la comprensión de la persistencia.

Pincheira (2008) examina la persistencia inflacionaria (en el IPC, IPCX e IPC-SAE) en Chile entre agosto de 1996 y julio de 2008 a través de la vida media de un *shock* sobre la medida de inflación relevante en especificaciones ARIMA. Se distinguen tres ventanas de estimación y, hacia el final de la muestra, se verifica que hubo un incremento en las medidas de persistencia y una magnitud mayor de los *shocks* de inflación.

Cortés-Espada *et al.* (2019) estudian las frecuencias de corto plazo, mediano plazo, tendencia y estacionales (análisis de Wavelets) de la variación de precios (medido por el IPC General, un índice subyacente y otro no subyacente) de México entre enero de 2007 y diciembre de 2018. A partir de ello, se obtienen medidas de persistencia y se descompone la varianza total como la suma de las varianzas explicadas por cada una de las frecuencias. El análisis sugiere que los movimientos de la inflación subyacente son determinados en mayor medida por el componente de baja frecuencia.

Por otro lado, Garayalde (2012) analiza diversas medidas reducidas de la persistencia de la inflación (aproximada tanto por el IPC como por medidas de inflación subyacente) en Uruguay para el período 1939-2012, estudiándose además su evolución con el tiempo mediante ventanas móviles. Las técnicas consideradas, que se aplican sobre distintas frecuencias (anual, trimestral y mensual) y agregaciones temporales, para ese propósito son: la evolución de la función de autocorrelación para k retardos (el nivel de velocidad por la que desciende a cero), la autocorrelación de primer orden y la suma de coeficientes de un modelo AR(p) ajustado a la serie en un período considerado, entre otras. Los resultados de la evolución de la persistencia son heterogéneos, variando según la ventana empleada, la frecuencia y la medida de inflación.

Zarzosa Valdivia (2020) analiza la dinámica mensual de inflación (tanto del IPC como de sus componentes) para Argentina, Brasil y Chile desde mediados de la década de 1990 hasta 2019 empleando modelos SARIMA y, en caso apropiado, modelos estacionales y fraccionalmente integrados autorregresivos de promedios móviles (S-ARFIMA).¹¹ El trabajo mide la “inercia inflacionaria” a partir de la suma de los coeficientes autorregresivos, mientras que hace lo propio con la “persistencia inflacionaria” a través de la magnitud del coeficiente fraccionalmente integrado. La primera de las dos medidas presenta mayor magnitud en Argentina (2005-2019) que en Chile y Brasil.

3. Resultados

Esta sección presenta los principales resultados del trabajo. En primer lugar, se muestra el análisis de las relaciones de cointegración. Luego se estudia la descomposición de la inflación interanual mediante la metodología previamente descripta.

¹¹ Para Brasil, el período de estudio engloba enero de 1995 a abril de 2019, y para Chile, diciembre de 2009 a abril de 2019. En tanto, para Argentina, el análisis se separa en dos submuestras: enero de 1995 a diciembre de 2001 y noviembre de 2005 a abril de 2019.

3.1. Relaciones de largo plazo

Aplicando el enfoque de Johansen y Juselius a las series de interés para cada país, en cada caso se encuentran dos relaciones de largo plazo (cointegración) principales entre ellas, que se presentan en el Cuadro 1.¹²

Cuadro 1 | Relaciones de largo plazo estimadas

A. Primera Relación de Largo Plazo						B. Segunda Relación de Largo Plazo			
P	W (a)	E (b)	Energía (c)	Alimentos (d)	(a)+(b)+ (c)+(d)	M-P	Y	i	E
Argentina	0,792 (0,058)	0,206 (0,023)			0,998 [0,961]	Argentina	1,207 (0,133)	-1,441 (0,274)	0,440 (0,080)
Brasil	0,726 (0,137)	0,146 (0,019)			0,872 [0,816]	Brasil	1,263 (0,096)	-1,404 (0,226)	-0,988 (0,107)
Chile	0,481 (0,063)	0,346 (0,029)	0,081 (0,021)		0,908 [0,924]	Chile	1,236 (0,073)	-1,092 (0,058)	
Colombia	0,702 (0,059)	0,192 (0,034)	-0,036 (0,013)	0,096 (0,029)	0,954 [0,933]	Colombia	1,147 (0,047)	-1,547 (0,103)	0,604 (0,056)
México	0,617 (0,042)	0,191 (0,040)	0,061 (0,020)		0,869 [0,809]	México	1,454 (0,177)	-1,651 (0,281)	-0,901 (0,058)
Uruguay	0,704 (0,051)	0,234 (0,017)	0,066 (0,011)		1,004 [0,959]	Uruguay	1,023 (0,081)	-0,925 (0,066)	-0,553 (0,022)

Notas: entre paréntesis se muestran los desvíos estándar de los coeficientes estimados. Para la columna que reporta la suma de los coeficientes, entre corchetes se muestra el p-valor asociado a la hipótesis de que la suma de coeficientes es igual a 1.

El panel A del Cuadro 1 muestra la primera relación de cointegración, que relaciona el índice de precios (P) con los salarios (W), el tipo de cambio nominal (E) y los dos precios internacionales (Energía y Alimentos). Esta ecuación podría interpretarse como uno de los principales costos de producción y retoma, entre otros, los antecedentes de Trajtenberg *et al.* (2015), Zack *et al.* (2017) y Cherkasky (2022).¹³ Para el caso de Argentina y Brasil, sólo los salarios y el tipo de cambio nominal están relacionadas con el nivel de precios. En el caso de Chile, Colombia, México y Uruguay se agregan a dicha relación de largo plazo los precios internacionales de la energía, en sintonía, por ejemplo, con el antecedente de Brum *et al.* (2016) para el caso uruguayo y de Cherkasky (2022) en

¹² Además de estas dos relaciones, se encuentra una relación adicional de cointegración entre la actividad y el salario real, con un coeficiente unitario. Esta tercera relación, refleja la influencia de los determinantes de crecimiento de largo plazo de la economía. Dadas las otras ecuaciones, dicha relación no tiene una implicancia directa en la inflación de largo plazo.

¹³ La investigación encuentra evidencia, a partir de pruebas de cointegración para 10 países latinoamericanos, que sustenta la hipótesis de una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios locales (IPC) y los costos laborales unitarios. A diferencia del presente trabajo, Trajtenberg *et al.* (2015) señala que ese vínculo de largo plazo no tiene efectos en el corto plazo y los ajustes se efectivizan en forma instantánea dentro del período (p. 168).

las estimaciones de inflación a 1 año para Chile, México y Uruguay.^{14,15} Finalmente, para el caso de Colombia, el precio internacional de los alimentos también resultó relevante para esta relación de largo plazo con los precios domésticos, retomando parcialmente lo alcanzado por Cherkasky (2022), quien también encuentra que dicha variable es significativa en el horizonte inflacionario de 1 año en Brasil, Chile, Colombia y Uruguay.

Considerando los componentes de la primera ecuación de cointegración, la evolución de los precios parecería estar más fuertemente asociada, en todos los países, al sendero de los salarios, coincidiendo con los resultados alcanzados en estudios previos como Zack *et al.* (2017).¹⁶ Argentina presenta el coeficiente más elevado, de 0,8, mientras que Chile se encuentra en el extremo inferior con un coeficiente cercano a 0,5. El resto de los países presenta coeficientes de largo plazo para el salario entre 0,6 y 0,7. En cuanto al tipo de cambio nominal, para Argentina registra un coeficiente en torno a 0,2, y para Brasil cerca del 0,15. Chile muestra la relación de largo plazo más fuerte entre el sendero de los precios y el del tipo de cambio nominal con un coeficiente de 0,35 y también la relación positiva más fuerte con el precio internacional de la energía (0,08). México y Uruguay presentan un coeficiente cercano al 0,2 para el tipo de cambio y al 0,06 para los precios internacionales de la energía. En el caso de Colombia, el coeficiente de la relación de largo plazo de los precios con el tipo de cambio es de 0,2, presentando un signo negativo con el precio internacional de la energía (-0,04). Este comportamiento se vincula con su característica de país exportador neto de energía. Además, Colombia es el único país para el que se encuentra una relación de largo plazo con el precio internacional de los alimentos (0,09).

Una pregunta relevante para esta relación es si los coeficientes estimados suman uno; hipótesis que, como se observa en la última columna del Panel A, no puede rechazarse a niveles de significatividad tradicionales. Para aquellos países que sólo parecen mostrar una relación de largo plazo entre precios, salarios y tipo de cambio (Argentina y Brasil), si la suma de coeficientes es igual a uno podemos también interpretar esta primera ecuación de largo plazo como una relación negativa

¹⁴ Este estudio encuentra que la variación de precios internacionales (medido por un índice ponderado de precios mayoristas de los Estados Unidos que incluye textiles, metales, maquinaria, materiales de construcción, productos químicos y farmacéuticos) expresada en moneda local (multiplicada por el tipo de cambio nominal) es significativa (y presenta un coeficiente de 0,25) en una Curva de Phillips *forward-looking* (donde la variable explicada es la variación del IPC general) estimada mediante Mínimos Cuadrados en dos etapas (MC2E) para la muestra anual de 1870-2010 (p. 76). Las otras variables que incorpora tal modelo son la brecha de producto y las expectativas de inflación. Esta última incluye información del equilibrio de largo plazo en el mercado monetario (aproximado por un indicador de núcleo monetario -definido como la tasa de crecimiento tendencial de la oferta nominal de dinero que excede al crecimiento de largo plazo de la demanda real de dinero, el que es guiado por la evolución del producto potencial- ajustado por el producto) y un componente inercial. De acuerdo con los resultados del estudio, el coeficiente asociado a brecha del producto no resulta significativo, y el comportamiento de la inflación en el largo plazo puede explicarse, en las distintas especificaciones propuestas, fundamentalmente por el núcleo monetario ajustado por el producto (p. 80).

¹⁵ En contraste con el presente trabajo, Cherkasky (2022) también encuentra que el precio de la energía no es significativo para Colombia, aunque sí para Brasil.

¹⁶ El trabajo encuentra un vector de cointegración caracterizado por la siguiente ecuación de largo plazo: $IPC = 0,91 * WTOT + 0,13 * TC - 1,35$, donde IPC representa el IPC general; $WTOT$, el índice de salarios total de INDEC, y TC el tipo de cambio nominal entre peso argentino y dólar estadounidense comunicación A "3500". Índices de precios de *commodities* energéticos y no energéticos son testeados como variables exógenas pero, al igual que en el presente trabajo, resultan no significativos. La brecha entre el dólar informal y el oficial da con la misma suerte (p. 11). Por otra parte, Graña Colella (2020) estima un VECM en el cual la relación de largo plazo está dada por: $IPC = 1,727 + 0,085 * PINTER + 0,252 * TCN + 0,519 * PD + 0,305 * M1$, donde tanto $PINTER$ (precios internacionales) como $M1$ resultan no significativos y PD está dado por los costos laborales unitarios.

entre el salario real ($W - P$) y el tipo de cambio real ($E - P$). Esto es, en la muestra analizada, depreciaciones reales persistentes han estado asociadas a menores niveles de salario real en promedio, y viceversa.¹⁷ En los otros países también se observa tal relación, con la salvedad que existe también un rol para los precios internacionales.¹⁸

En el Panel B del Cuadro 1 se muestra la segunda ecuación de cointegración, que encuentra una relación entre la cantidad real de dinero ($M - P$), la actividad económica (Y), la tasa de interés (i) y el tipo de cambio (E). La interpretación intuitiva más directa es una de demanda de dinero transaccional de largo plazo. Los dos primeros componentes son los esperados para una demanda de dinero: una relación positiva con el nivel de actividad y negativa con la tasa de interés. La relación con el nivel de actividad es cercana a la unidad en todos los casos con coeficientes entre 1 y 1,4. Tal como se puede verificar en el Anexo B, donde se exhiben antecedentes empíricos de estimaciones de demanda de dinero para los países de la región que componen la muestra del presente trabajo, estos valores se muestran en un entorno similar a estudios como Brum *et al.* (2011) para Uruguay, Coelho Matos Filho (2016) para Brasil y las estimaciones de Villca *et al.* (2020) para Colombia. En contraste, se muestran en magnitudes inferiores respecto a otros estudios como Ahumada y Garegnani (2012) para Argentina, Ferrada y Tagle (2016) para Chile, Noriega *et al.* (2011) para México y Villca *et al.* (2020) para los países de la muestra exceptuando Colombia.¹⁹ En tanto, la tasa de interés estimada en el presente trabajo presenta coeficientes de largo plazo en un rango entre -0,9 y -1,6, lo cual excede a la mayoría de los antecedentes reportados en el Anexo B, exceptuando a Ahumada y Garegnani (2012) que estiman un parámetro de -1,96.

El rol del tipo de cambio en esta relación de cointegración es algo menos obvia, y su signo *a priori* depende de efectos diferentes. Por un lado, Brasil (-1,0), México (-0,9) y Uruguay (-0,5) presentan un signo negativo para el tipo de cambio. Esta relación de largo plazo negativa se podría interpretar como un dominio del efecto sustitución de monedas, es decir, a mayor tipo de cambio, menor demanda de dinero o bien como que el efecto en los precios de una caída en el tipo de cambio implica una mayor demanda de saldos reales. Por su parte, Argentina (0,4) y Colombia (0,6) presentan un signo positivo que se podría interpretar como un efecto riqueza, para quienes mantienen una porción de su ahorro en dólares, un aumento cambiario incrementa su riqueza, generando en particular una mayor demanda de saldos reales. Finalmente, en el caso de Chile no se detecta una influencia significativa del tipo de cambio en esta relación. En los antecedentes empíricos de demanda de dinero relevados para la región en el Anexo B, no se encontraron referencias de la inclusión del tipo de cambio, con la excepción de Ahumada y Garegnani (2012) en el que resulta significativo y con un coeficiente positivo, al igual que en el presente trabajo.

¹⁷ Este hecho estilizado ha sido documentado por diversos estudios en América Latina. Una referencia fundamental es Rodríguez (1984), quien analiza a Argentina en el período 1978-1983 y concluye que la intensidad de la relación (inversa) entre las dos variables es incluso mayor en entornos de inflación más elevados. A un resultado similar llega Fariña y Heymann (2019), analizando diferentes períodos históricos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay.

¹⁸ En esta sintonía, el Test de Wald realizado por Brum *et al.* (2016) para Uruguay no permite rechazar la hipótesis nula que la suma de los coeficientes asociados al crecimiento del núcleo monetario, la inflación internacional y la inflación inercial sea igual a la unidad (p. 80).

¹⁹ A su vez, el modelo de largo plazo "Monetarista" de Zack *et al.* (2017) no incorpora variables adicionales a la ecuación de cointegración entre precios y el agregado monetario M1.

Es importante notar que estas relaciones de largo plazo no pueden interpretarse en un sentido causal. De hecho, como es discutido en la literatura, las relaciones de cointegración están identificadas solo con una normalización; que en este caso elegimos para que los precios en la primera ecuación y los saldos reales en la segunda tengan un coeficiente unitario para facilitar la intuición. Pero estas relaciones sí marcan algunas características que deberían incluir explicaciones teóricas que quieran postularse para los procesos inflacionarios. Por el lado de la primera relación, el fuerte vínculo encontrado con los salarios indica que cualquier explicación sobre el origen de la inflación debe reflejarse eventualmente en los salarios (aunque cuantitativamente observamos algunas diferencias entre países). También es importante notar que, con excepción de Argentina y Brasil, los precios internacionales parecerían tener un rol relevante también para el análisis de los precios domésticos.

En cuanto a la segunda relación, la existencia de una relación estable de largo plazo entre saldos reales y determinantes habituales de la demanda de dinero parece indicar que no pudieran existir desequilibrios persistentes entre la cantidad real de dinero y aquella que el sector privado está dispuesto a demandar en el largo plazo. Sin embargo, tal relación por sí misma no permite concluir cómo se eliminarán dichas discrepancias. En este sentido, si el canal para eliminar un potencial exceso de liquidez en el sistema fuera el incremento en el nivel general de precios, el mismo podría ser el resultado de un “exceso de demanda” en el mercado de bienes. Pero también puede ocurrir como consecuencia de un reacomodamiento de la cartera del sector privado, quien, al volcar parte de sus excedentes financieros a la demanda de moneda extranjera, termina presionando el tipo de cambio y, por ende, los precios.

Como mencionamos en la sección anterior, la metodología de Johansen y Juselius permite también analizar cuáles son las variables que responden o ajustan a las desviaciones de las relaciones de largo plazo identificadas (que luego es relevante para considerar los desvíos de largo plazo para el ejercicio de descomposición de la inflación). Como se observa en el Cuadro 2, en todos los países los precios domésticos responden a las desviaciones de la primera relación de largo plazo (costos de producción). En el caso de Argentina, los salarios nominales también responden a las desviaciones de dicha relación de largo plazo.

Cuadro 2 | Evaluación de Exogeneidad Débil

País	Desviación relación de largo plazo P	Desviación relación de largo plazo (M-P)
Argentina	Responde P y W	Responde (M-P) y E
Brasil	Responde P	Responde (M-P)
Chile	Responde P	Responde (M-P) y i
Colombia	Responde P	Responde (M-P)
México	Responde P	Responde (M-P)
Uruguay	Responde P	Responde (M-P)

Considerando la segunda relación de cointegración (demanda de dinero de largo plazo), en todos los países, son los saldos reales los que responden a las desviaciones de dicha relación; en el caso

de Argentina debe agregarse al tipo de cambio nominal y en Chile a la tasa de interés como variables que también responden.²⁰

Estos resultados podrían interpretarse de la siguiente manera. En cuanto a la primera ecuación, en todos los países una depreciación sostenida tenderá a aumentar los precios domésticos, traccionados por esta relación de “costos”. En el caso de Argentina también se observan efectos directos a través de los salarios nominales.

A la vez, cuando se producen desviaciones de la segunda relación de cointegración en todos los países los saldos tienden a ajustar siempre que la cantidad de dinero está por encima de la relación de largo plazo habrá presiones a la baja en la misma. Si este desvío es producido por un aumento en los saldos nominales, este mecanismo indica que el ajuste se dará por un cambio en el nivel de precios. Para el caso de Argentina se observa también que el tipo de cambio nominal ajusta a desvíos de esta relación de cointegración, con una presión al alza en el mismo para restaurar a esta relación. Finalmente, para el caso de Chile además del efecto sobre los saldos reales habrá también un efecto al alza en la tasa de interés para restaurar la relación de la demanda de dinero real de largo plazo.

3.2. Descomposición de la inflación interanual

En esta sección se aplica la metodología de descomposición presentada en la sección 2 para la inflación acumulada en doce meses. Para este ejercicio, introducimos una consideración adicional. En el análisis de inflación de corto plazo, el vínculo entre actividad e inflación no es simplemente a través del nivel del PIB o su tasa de crecimiento, sino que en diversos análisis se lo vincula a través del concepto de brecha del producto. En otras palabras, la actividad puede afectar a la inflación en tanto sea diferente a un nivel de producto potencial; es decir, aquel consistente con una inflación estable.²¹ Así, para todos los países se computó el producto potencial utilizando una metodología de filtro multivariado, siguiendo el trabajo de Krysa y Lanteri (2018). En el Anexo C se detalla el modelo empleado, así como se presentan las series de brecha del producto finalmente obtenidas.

De todos modos, no resulta evidente si, para cada uno de los países, esta medida de brecha del producto tendrá un mayor poder explicativo para la inflación. Teniendo en cuenta esto, para cada país, se estimaron tres versiones del proceso en dos pasos discutido en la sección 2: una con el crecimiento de la variable de actividad, otra con la brecha del producto, y una final con ambas

²⁰ Estos hallazgos correspondientes a la segunda ecuación de cointegración se condicen parcialmente con los antecedentes de literatura. Por un lado, los saldos reales es la única variable que reacciona a las relaciones de largo plazo de demanda de dinero en Brum *et al.* (2011), centrado en Uruguay para 1980T1-2010T1 (p. 124), y en Noriega *et al.* (2011), enfocado en el período 1986T1-2010T2 en México (p. 716). A diferencia del presente trabajo, la misma condición se obtiene para Argentina en Ahumada y Garegnani (2012), en el intervalo 1978T1-2009T4 (p. 417), y es asumida en Ferrada y Tagle (2014) para Chile, en el intervalo comprendido entre 1986T4 y 2014T2 (p. 94).

²¹ Este enfoque puede encontrarse, por ejemplo, en los estudios de Okun (1970), Mishkin (2007) y Benes *et al.* (2010), entre otros. Existen también otras definiciones o perspectivas sobre el producto potencial. Bajo aquella denominación u otras alternativas como “producto tendencial”, cierta literatura lo asocia con un sendero de largo plazo que está influenciado por características estructurales de las economías, como el crecimiento poblacional y de la productividad (para una discusión de las diferencias entre estos conceptos, ver Albagli y Naudon, 2015). También, algunos autores lo relacionan con el producto sostenible desde el punto de vista del ciclo financiero (véase Borio *et al.*, 2013; Meloninna y Tóth, 2016). Adicionalmente, los modelos estructurales Neo Keynesianos perciben al producto potencial como un estado estacionario donde prevalecen precios y salarios puramente flexibles (véase Galí y Gertler, 1999; Kiley, 2013).

medidas.²² Para cada una de estas versiones computamos cuatro criterios de información, eligiendo la alternativa que provee un mejor ajuste a la ecuación de inflación en la muestra.²³ El resumen de ese proceso de selección se muestra en el Cuadro 3.

Cuadro 3 | Selección de Variables de Actividad

Determinante de Actividad	Criterios de Información							
	AIC	BIC	AICc	HQIC	AIC	BIC	AICc	HQIC
Argentina				Colombia				
ΔY	-849	-735	-829	-803	-1178	-1076	-1163	-1137
Brecha	-867	-750	-846	-820	-1174	-1076	-1160	-1134
$\Delta Y, Brecha$	-897	-758	-866	-840	-1196	-1069	-1171	-1144
Brasil				México				
ΔY	-1180	-1095	-1170	-1146	-1321	-1204	-1301	-1274
Brecha	-1227	-1126	-1211	-1186	-1306	-1208	-1292	-1266
$\Delta Y, Brecha$	-1221	-1105	-1200	-1174	-1343	-1216	-1318	-1291
Chile				Uruguay				
ΔY	-1113	-1020	-1100	-1075	-1113	-1031	-1103	-1080
Brecha	-1215	-1103	-1195	-1169	-1110	-1009	-1095	-1069
$\Delta Y, Brecha$	-1201	-1164	-1170	-1146	-1117	-1019	-1103	-1078

Nota: en negrita se reporta la alternativa seleccionada para cada país.

Como puede observarse, para los casos de Brasil y Chile la versión del modelo con brecha del producto como variable de actividad provee un mejor ajuste a la inflación observada en 12 meses. Para el resto de los países, la versión que considera ambas medidas de producto es preferible; esto es, ambas variables poseen una capacidad explicativa no trivial para la inflación dentro de la muestra. Así, los resultados presentados a continuación corresponden a la alternativa seleccionada para cada país mediante este procedimiento.

Para tener una primera aproximación de los resultados, el Cuadro 4 muestra la varianza explicada por distintos componentes, expresados como porcentaje de la varianza observada de la inflación en 12 meses. En particular, agrupamos a los componentes en las siguientes denominaciones: el aporte contemporáneo de las distintas “noticias”, tanto explicadas como residuales (en términos de la notación, la suma $\beta_{12}\hat{V}_{t,t+12} + \delta_{12}u_{t,t+12}$), el componente de persistencia vinculado a la propia inflación (Pers. Autónoma, $\delta_{12}(L)\pi_{t-1}$), el efecto de los rezagos de otras variables (Pers. Otros, $\gamma_{12}(L)X_{t-1}$), la influencia del ajuste a desvíos de las relaciones de largo plazo relevantes (Ajuste al LP, $\theta_{12}dlp_{t-1}$), y la última fila agrupa todos los componentes que afectan con rezagos (Rezagos total, $\delta_{12}(L)\pi_{t-1} + \gamma_{12}(L)X_{t-1} + \theta_{12}dlp_{t-1}$).²⁴ Este ejercicio intenta resumir la variabilidad que cada

²² La medida de brecha del producto incluida en el vector $X_{t,t+h}$ en la terminología de la sección 2 corresponde a la brecha promedio entre t y $t+h$.

²³ Criterio de Información de Akaike (AIC), Criterio de Información Bayesiano (BIC), Criterio de Información de Akaike Corregido (AICc) y Criterio de Información de Hannan-Quinn (HQIC).

²⁴ Dos aclaraciones son relevantes aquí. En primer lugar, la suma del componente Contemporáneo y de Persistencia total no es 100%, pues se trata de ratios de varianza dentro de la muestra y no una descomposición asintótica de la varianza (es decir, aun cuando estos componentes son independientes entre sí, existe una diferencia por realizar el

componente aporta en promedio durante la muestra para dar cuenta de la varianza observada de la inflación. Más adelante analizaremos la evolución a lo largo del tiempo en cada caso.

Cuadro 4 | Varianza aportada por cada componente como porcentaje de la varianza de la inflación de 12 meses

Componente	ARG	BRA	CHL	COL	MEX	URY
Contemporáneo	5%	4%	13%	5%	4%	4%
Pers. autónoma	108%	55%	0%	20%	42%	79%
Pers. otros	7%	8%	83%	35%	12%	4%
Ajuste al LP	4%	5%	4%	1%	2%	1%
Rezagos total	92%	97%	83%	95%	94%	94%

En primer lugar, se observa que los componentes contemporáneos tienen un aporte acotado para dar cuenta de la variabilidad de la inflación observada. El ratio de varianzas está en torno al 5% para todos los casos, con excepción de Chile en donde los componentes contemporáneos representan cerca de 13% de la varianza observada para la inflación. En otras palabras, en promedio, la variabilidad observada está más relacionada con efectos que toman tiempo en afectar a la inflación.

Al analizar los componentes que influyen con rezagos, existe una marcada diferencia en cuanto al porcentaje de la volatilidad observada que está asociada a volatilidad en el componente de persistencia propio, vis a vis la parte relacionada con los rezagos de otras variables (en todos los casos, el ajuste a los desvíos de las relaciones de largo plazo aporta una volatilidad más limitada). En los casos de Argentina y Uruguay, el componente de inflación propia da cuenta del 80% de la volatilidad de la inflación. Para Brasil, México y Colombia (en ese orden), esta persistencia propia también es relevante, pero con una contribución algo menor. A la vez, en especial para los casos de Colombia y México, el efecto rezagado de los otros determinantes parecería tener una importancia mayor. En el otro extremo, observamos el caso de Chile, donde los efectos rezagados en la inflación parecerían estar más relacionados con la influencia de los otros determinantes; con una contribución nula de la persistencia autónoma.

En el resto de esta sección presentamos un ejercicio de descomposición de la evolución observada de la inflación de 12 meses para cada país. Cada caso está basado en el análisis de dos gráficos. El primero muestra una línea negra con la evolución de la inflación observada en la muestra, una línea roja con la inflación implicada por el conjunto de los componentes de persistencia (la suma $\delta_{12}(L)\pi_{t-1} + \gamma_{12}(L)X_{t-1} + \theta_{12}dlp_{t-1}$), y un conjunto de barras que indican el aporte de cada uno de estos tres sumandos. El segundo gráfico muestra el componente contemporáneo inferido (la suma $\beta_{12}\hat{V}_{t,t+12} + \delta_{12}u_{t,t+12}$) y un conjunto de barras que la descompone según el aporte de las "noticias" de los determinantes: Salarial, Cambiario, Monetario (la suma de la influencia de

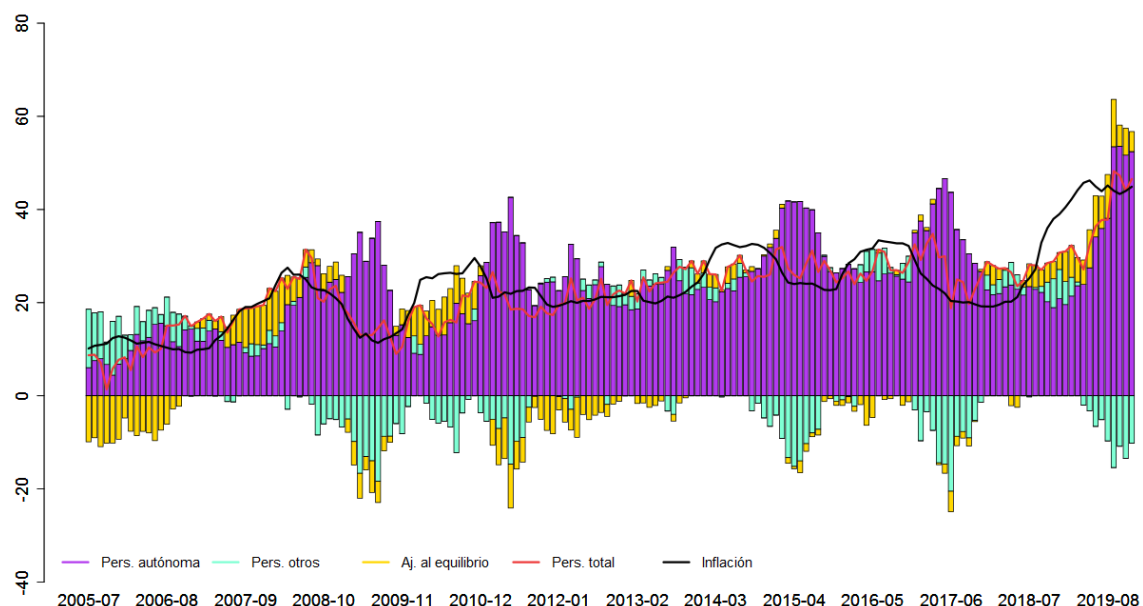
cómputo en una muestra pequeña). En segundo lugar, como los distintos componentes que afectan con rezagos no son independientes entre sí, la suma de las contribuciones de cada uno de ellos no es igual al valor indicado en la fila de Persistencia total: si la suma en las filas 2 a 4 es mayor (menor) a lo reportado en la última fila, existe una correlación negativa (positiva) entre alguno de los componentes.

“noticias” en los saldos reales y la tasa de interés), Actividad (cambio en el producto, brecha o ambos, según el caso), Externo (la influencia de ambos precios internacionales), y Residual.

3.2.1. Argentina

La inflación argentina muestra una tendencia positiva durante la muestra, desde variaciones interanuales en torno al 10% en 2005 hasta un entorno de 40% hacia fines de 2019. Por un lado, se encuentra que el aumento no ha sido constante en el tiempo: se observan períodos de aumento entre 2007 y mediados de 2008, desde mediados de 2009 a principios de 2011, durante 2014, durante 2016, y a partir de 2018; que, con excepción del último, mostraron desaceleraciones posteriores.²⁵ Pero también puede observarse como cada uno de estos aumentos pone un piso para la baja de la inflación posterior (luego de cada uno de estos episodios de suba, a pesar de la desaceleración no se llega a registros menores a los observados antes de la aceleración). Este proceso es capturado en el modelo por la persistencia propia (barras violetas en el Gráfico 1), que constituye el factor dominante en la descomposición. Este resultado se encuentra en sintonía con una de las conclusiones de D’Amato *et al.* (2007) que, mediante un análisis de dominio de frecuencia (en particular, el análisis espectral) de la inflación para el período de post-Convertibilidad 2002-2007, provee evidencia de que la persistencia es clave para explicar la dinámica de precios en aquel período (p. 31). Pero, por otro lado, el presente trabajo corrobora las conclusiones alcanzadas en el análisis de los determinantes de la inflación en Argentina realizado por Trajtenberg *et al.* (2015). Allí se halla que a partir de los años 2000 la inercia inflacionaria contribuye en mayor medida a la explicación de la inflación, particularmente en países y períodos con inflación por encima de determinado umbral, tal como Argentina.

Gráfico 1 | Descomposición histórica para Argentina: principal



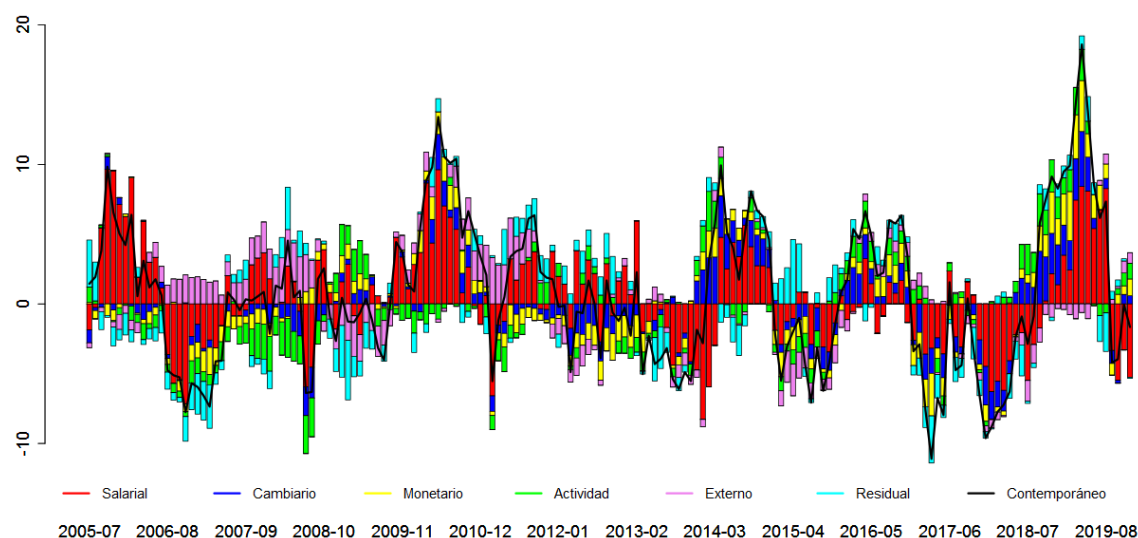
Fuente: elaboración propia.

²⁵ Un patrón común que se observa en todos los países analizados es la aceleración de la inflación en 2007 y principios de 2008 y su posterior reducción, en sintonía con los efectos de la crisis financiera internacional (fines de 2008 y primer semestre de 2009).

Se observa también que cada uno de estos procesos de aceleración de la inflación (a excepción del primero) tiene una parte que no puede explicarse por la influencia de factores rezagados. De hecho, son estas “noticias” o “sorpresas” las que luego terminan alimentando la persistencia, aportando a la tendencia creciente. Para esto, el Gráfico 2 muestra el componente contemporáneo de la inflación (línea negra) y su descomposición. Al igual que en Trajtenberg *et al.* (2015) aunque en una magnitud mucho menor, se advierte que los salarios tienen un rol preponderante.²⁶

En la descomposición que se presenta para Argentina, también se encuentra un aporte no trivial de movimientos cambiarios, en particular ante eventos con grandes depreciaciones. Por otro lado, la contribución de “sorpresas” relacionadas con variables monetarias y de actividad tiene un rol menor y solo en algunos episodios puntuales, lo cual se condice con lo expuesto por Trajtenberg *et al.* (2015). Finalmente, el presente trabajo también coincide con aquella investigación en señalar el rol relevante del sector externo y los precios internacionales en la aceleración inflacionaria de 2007 y 2008 (aunque aquí la magnitud se presenta mucho menor), al igual que el aporte para la desinflación del año siguiente. Esta situación se repite, aunque con distinta magnitud, en todos los países con excepción de Colombia.

Gráfico 2. Descomposición histórica para Argentina: efecto contemporáneo



Fuente: elaboración propia.

El rol de los salarios parecería ser diferente dependiendo del evento que se analice. En particular, en situaciones donde la inflación fue menor a lo que la persistencia hubiese dictado (entre mediados de 2006 y de 2008, durante 2013, y desde mediados de 2016 a comienzos de 2018) los salarios contribuyeron ajustándose por debajo de lo que la propia influencia del pasado hubiese indicado.²⁷ En otras palabras, los descensos (a la postre transitorios) de inflación que experimentó Argentina

²⁶ En Trajtenberg *et al.* (2015), el efecto contemporáneo de los salarios, en promedio, aporta en torno a la tercera parte para la explicación de la inflación total en 2005-2012.

²⁷ En contraste, Trajtenberg *et al.*, (2015) exhibe que tanto aceleraciones como desaceleraciones de la inflación entre 2005 y 2013 en Argentina fueron acompañadas sistemáticamente por presiones de los costos laborales unitarios hacia el incremento de precios (p. 174).

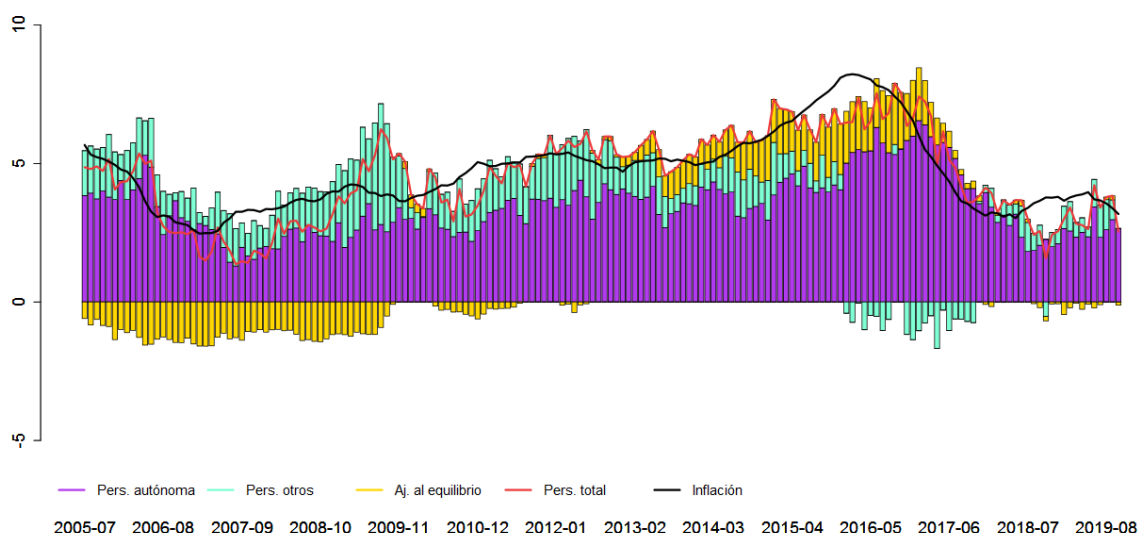
en los últimos 15 años estuvieron acompañados de aumentos salariales acotados que facilitaron esa disminución. Por otro lado, también se observa que los períodos marcados por grandes subas en el tipo de cambio anteceden a aumentos salariales, que son determinantes para la evolución de la inflación. En otras palabras, el traspaso del tipo de cambio a precios puede estar en gran medida afectado por la dinámica salarial que se observa *a posteriori*.

3.2.2. Brasil

Luego de una disminución en los años iniciales de la muestra, Brasil experimentó una leve tendencia creciente en la inflación, alcanzando valores en torno a 8% anual en 2016. A partir de ese momento comenzó una gradual disminución, para ubicarse en registros cercanos entre el 3% y 4% promedio en los últimos años de la muestra.

Como se observa en el Gráfico 3, también se aprecia la importancia del componente de persistencia propia (en sintonía con estudios previos como da Gama Machado y Portugal, 2013), aunque también hay un aporte no trivial de los componentes rezagados de los otros determinantes. En el período de aumento de la inflación que va desde 2013 a 2016 (que incluyen un año, 2015, en el que la meta de inflación no fue cumplida), el ajuste a los desvíos respecto de la relación de largo plazo jugó un rol importante.²⁸ Esto es, durante ese período, el nivel de precios estaba por debajo de los registros consistentes con la relación de largo plazo afectada por el tipo de cambio y los salarios; presionando los precios al alza. En particular, la tasa de depreciación promedio mensual en 2014 y 2015 fue algo mayor al 2%, con algunos picos en torno al 10% mensual. Con rezagos, esa depreciación contribuyó a incrementar la inflación.

Gráfico 3 | Descomposición histórica para Brasil: principal



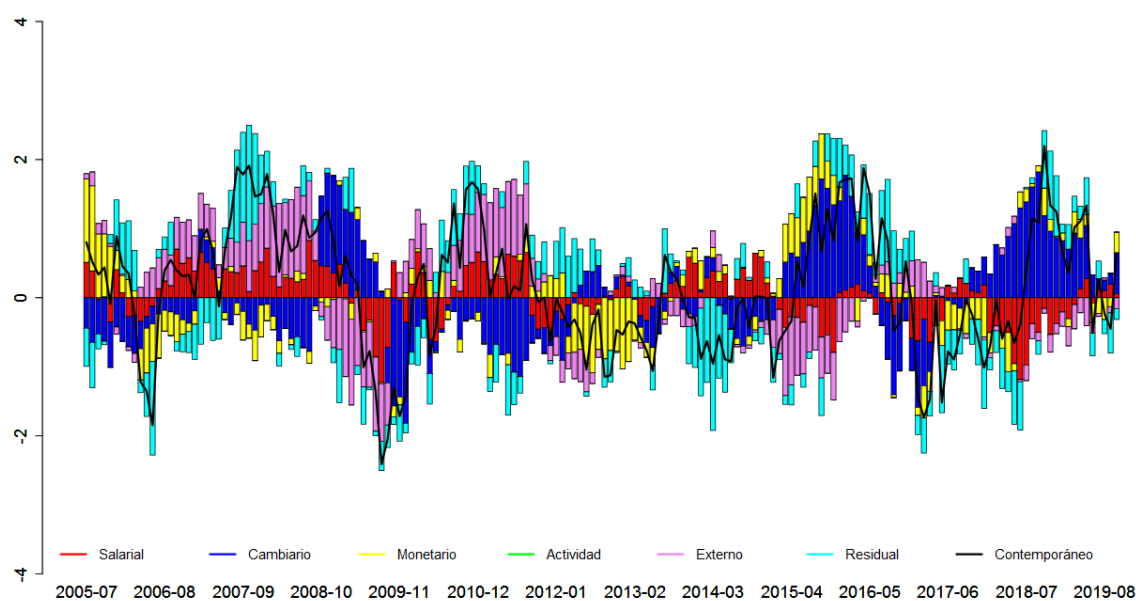
Fuente: elaboración propia.

²⁸ Rivasplata y Castillo (2017) argumenta que en torno a principios de 2015 el aumento en las expectativas de inflación constituyó otro factor relevante en el incremento observado (p. 21).

Se visualiza también en el Gráfico 3 que la caída en la inflación vino acompañada de una disminución gradual del aporte de la persistencia propia; con una contribución algo negativa de los otros determinantes rezagados. Sin embargo, se observa que el componente de persistencia propia continuó disminuyendo en 2018 y 2019, cuando la inflación detuvo su caída en ese período. Como se observa en la figura, tanto en esta etapa final como en el año 2015 hasta mediados de 2016, los componentes contemporáneos jugaron un rol no trivial.

De los determinantes contemporáneos, el Gráfico 4 indica que, en términos generales, el tipo de cambio juega un rol más preponderante para el caso de Brasil.²⁹ Este ha sido particularmente el caso en los aumentos de inflación de 2015 y 2016, y como también para el período que comienza en 2018. Los factores externos también tuvieron una contribución no-trivial para presionar la inflación al alza en la primera parte de la muestra, mientras que ayudaron a contener en parte la inflación durante los registros elevados de 2015 y 2016. Este último comportamiento es común a México y Uruguay. Finalmente, las sorpresas relacionadas con variables de actividad e inflación presentan contribuciones acotadas.

Gráfico 4 | Descomposición histórica para Brasil: efecto contemporáneo



Fuente: elaboración propia.

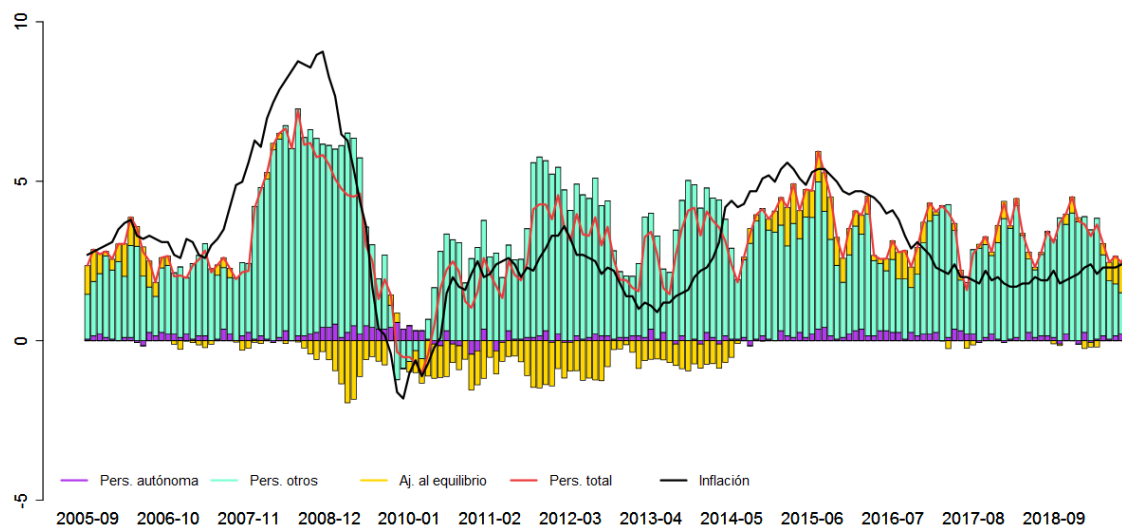
3.2.3. Chile

Durante la muestra bajo estudio, la inflación en Chile se mantuvo en torno a la meta estipulada en su esquema monetario de 3%. La excepción fue desde fines de 2007 hasta la Crisis Financiera Global de 2008, donde la inflación aumentó a registros cercanos a dos dígitos; mientras que

²⁹ Al respecto, cabe hacer algunos comentarios teniendo en cuenta los antecedentes de la literatura. En primer lugar, el análisis de Ramalho (2021) focalizado en el período enero de 1999 a diciembre de 2019 por medio de Curvas de Phillips Híbridas Neo-Keynesianas con parámetros variables en el tiempo, concluye que el tipo de cambio constituye una variable determinante de la dinámica inflacionaria desde la adopción de metas de inflación (p.46). Por otro lado, se desprende de Trajtenberg *et al.* (2015) que el tipo de cambio constituye el determinante más relevante de la inflación en 2005-2012 (ya sea para la aceleración como la desaceleración), seguido por los *shocks* (p. 175).

durante este episodio de contracción global la inflación se redujo significativamente, marcando incluso registros interanuales negativos. Como se observa en el Gráfico 5, la influencia rezagada asociada a los distintos determinantes explica en gran medida la evolución de la inflación. También se aprecia un rol casi nulo para la persistencia propia, y un moderado aporte de los ajustes a los desvíos respecto de las relaciones de largo plazo.^{30,31}

Gráfico 5 | Descomposición histórica para Chile: principal



Fuente: elaboración propia.

En contraste, el componente de “noticias” contemporáneas fue relevante para el período de aumento de la inflación anterior a la Crisis Financiera Global, y también para 2014 y 2015, como se observa en el Gráfico 6. En el primero de esos efectos, tanto la presión por los precios externos como la evolución salarial empujaron la inflación al alza, con un aporte positivo (aunque algo posterior) de la brecha del producto.³²

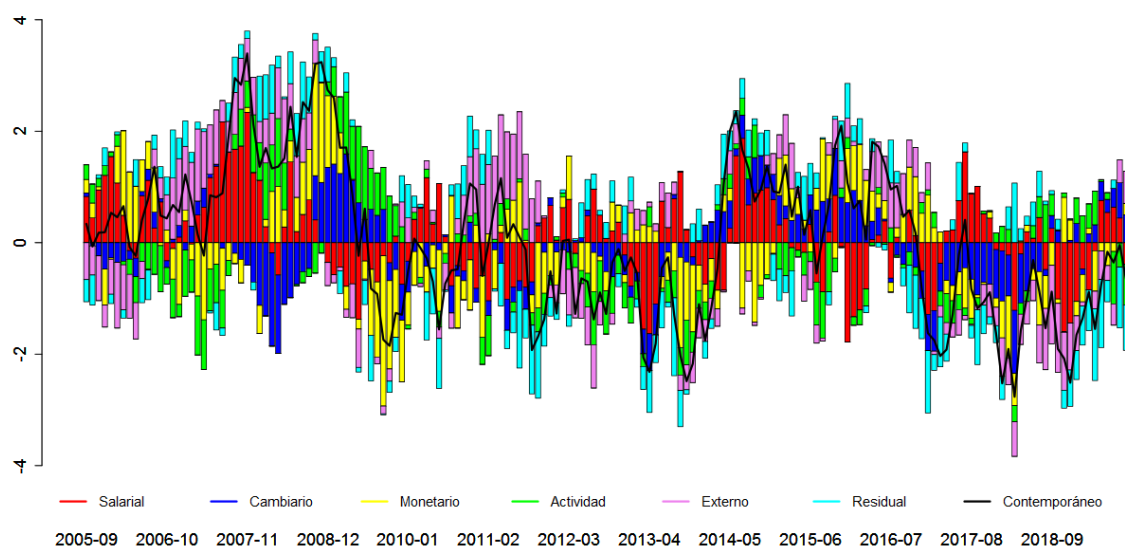
³⁰ La comparación entre los roles de la persistencia propia en Argentina, por un lado, y Brasil y Chile, por otro, se condice con las conclusiones de Zarzosa Valdivia (2020), que encuentra una mayor inercia inflacionaria del IPC en Argentina respecto a los otros dos países. Por otra parte, surge de Trajtenberg *et al.* (2015) que la inercia inflacionaria es el cuarto factor (por debajo de los *shocks*, los precios internacionales, el tipo de cambio; y por encima de la incidencia de costos salariales y la brecha del producto) en magnitud en afectar la inflación chilena entre 2005 y 2012.

³¹ El incremento en la persistencia propia a principios de 2008, aunque en magnitudes muy modestas, se muestra en sintonía con el análisis de Pincheira (2008). Aplicando modelos ARMA sobre distintas ventanas temporales (agosto 1996 - julio 2006; agosto 1997 - julio 2007 y agosto 1998 - julio 2008) y definiendo como medida de persistencia el tiempo necesario para que un *shock* original de 100 puntos básicos sobre el IPCX se reduzca a la mitad, el autor encuentra que dicha vida media pasa, en el promedio de los modelos, de aproximadamente 2 años a 20 años desde la primera o segunda muestra a la tercera. Adicionalmente, el estudio encuentra que el impacto máximo de *shocks* inflacionarios en 2008 ha sido mayor en magnitud que en el pasado, experimentando un proceso de amplificación que puede más que duplicar el efecto inicial y directo del *shock* (Pincheira, 2008: p. 7, 10).

³² En un ejercicio de descomposición histórica del IPC sin componentes volátiles a través del modelo estructural de proyección XMAS, el Banco Central de Chile (2020) encuentra que los *shocks* que generan las fluctuaciones positivas respecto a la tendencia de largo plazo en 2007 y 2008 se asocian especialmente a factores externos (entre los que, además del precio del cobre y petróleo, incluye el PIB de los socios comerciales, la tasa externa, los *shocks* a la paridad de tasas y la inflación externa) y de demanda/brecha de actividad (fiscal, consumo, inversión), entre otros. Una vez producido el estallido de la crisis financiera internacional, los *shocks* de actividad habrían generado presiones desinflacionarias. Por otro lado, los desvíos positivos del incremento de precios respecto a la meta en 2014 y 2015 están

Para el otro evento de aumento de inflación relacionado con el componente contemporáneo (Gráfico 6), observamos a comienzos de 2014 una contribución positiva de la dinámica salarial, así como también un aporte positivo de las “noticias” cambiarias al comienzo de esa etapa, y también en la segunda parte de 2015.³³

Gráfico 6 | Descomposición histórica para Chile: efecto contemporáneo



Fuente: elaboración propia.

En los últimos tres años de la muestra, las “sorpresa” contemporáneas han tendido a reducir la inflación, básicamente por la dinámica cambiaria hasta mediados de 2018, y luego por la dinámica salarial y los precios externos. Finalmente, para el caso de Chile, las “sorpresa” relacionadas con variables monetarias parecerían tener una capacidad explicativa muy menor.

3.2.4. Colombia

En la muestra analizada, Colombia experimentó una inflación relativamente estable con un promedio en torno al 4%. Luego de un incremento en la etapa inicial y hasta la Crisis Financiera Global, los registros fueron algo más elevados, mientras que entre 2009 y 2015 los valores promedio fueron más cercanos al 3%. En torno a 2014 y 2015 hubo un incremento gradual, llegando a registros en torno al 6% y siendo impulsada tanto por factores monetarios como por elementos residuales.³⁴

particularmente relacionados con los *shocks* de política monetaria (entendidos como movimientos de la tasa de política del Banco Central que no son anticipados por una regla que relaciona movimientos en esta tasa con la inflación y la brecha de actividad). Finalmente, los desvíos negativos de la inflación respecto de su meta desde 2017 están vinculados a *shocks* externos, a la brecha de actividad y, finalmente, a *shocks* migratorios que se conectan con menores presiones de costos (Banco Central de Chile, 2020: 24).

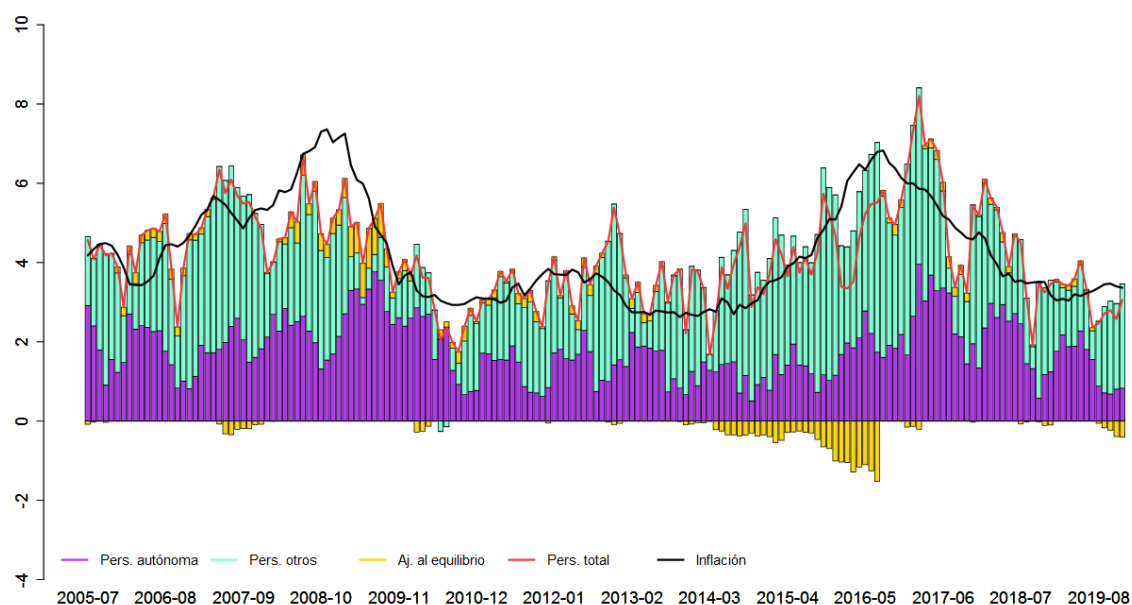
³³ Considerando como variable relevante la inflación medida por el IPC, Castillo y Rivasplata (2017) encuentra que el incremento de las tarifas eléctricas sería un factor específico de Chile que contribuyó a su inflación (pp. 26).

³⁴ Dentro de este último grupo, cabe señalar la posible influencia del fenómeno El Niño, con una fuerte intensidad en varios meses, que afectó al sector agropecuario (*shock* de oferta). Rivasplata y Castillo (2017: p. 20) señala que este episodio climático fue un factor relevante en la explicación no sólo de la evolución de la inflación (medida por el IPC) de Colombia, sino también de Perú.

Mostrando, luego, una disminución sostenida hasta el final de la muestra. Para este país, la persistencia propia y la persistencia de los demás determinantes tienen una contribución más pareja; con un aporte algo mayor de esta última (ver el Gráfico 7).

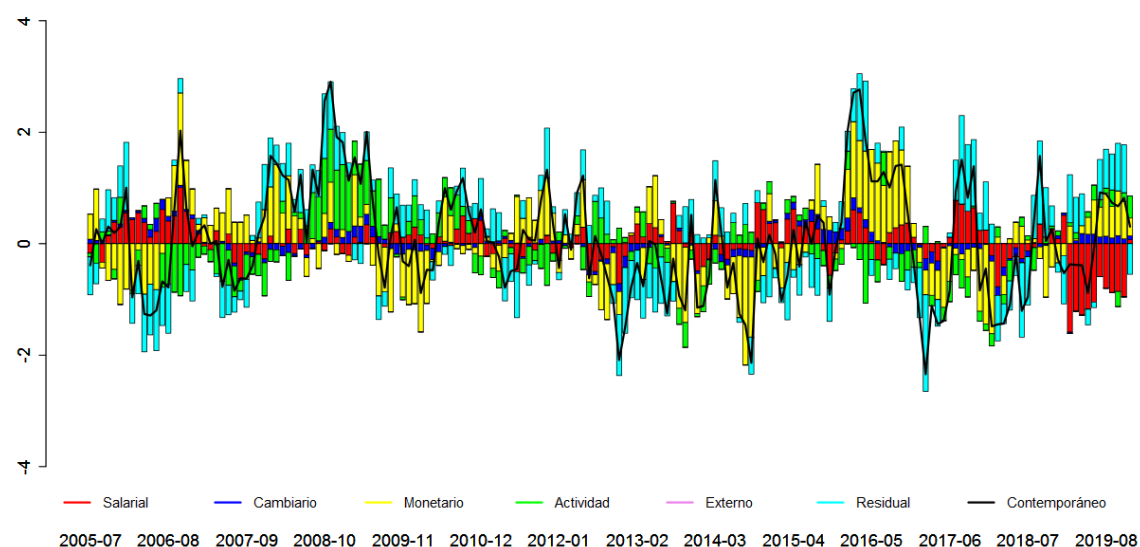
El componente contemporáneo tuvo un aporte en valores positivos importantes entre 2008 y 2009, y también desde mediados de 2015 hasta fines de 2016 (ver el Gráfico 8). En estos episodios, las “noticias” relacionadas con las variables de actividad tuvieron el mayor aporte. Por el contrario, sorprende el limitado aporte de las “sorpresas” cambiarias, aspecto que contrasta, por ejemplo, con los resultados de la descomposición de Trajtenberg *et al.* (2015).

Gráfico 7 | Descomposición histórica para Colombia: principal



Fuente: elaboración propia.

Gráfico 8 | Descomposición histórica para Colombia: efecto contemporáneo

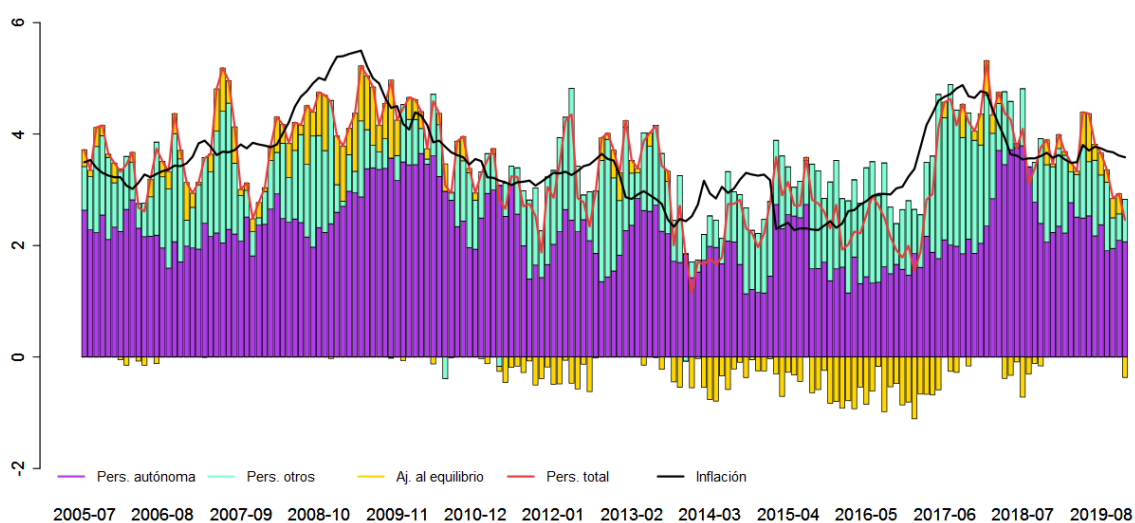


Fuente: elaboración propia.

3.2.5. México

La inflación en México en el período bajo análisis fue también relativamente estable, con valores en promedio de 4% aproximadamente. Adicionalmente, experimentó un leve aumento de estos registros justo antes de la Crisis Global de 2009, para luego evidenciar valores por debajo del promedio hasta fines de 2017, cuando comenzó a subir nuevamente. Para este país, el componente de persistencia propia tiene un rol preponderante; aunque en menor medida que en los casos de Argentina, Brasil y Uruguay (ver el Gráfico 9).

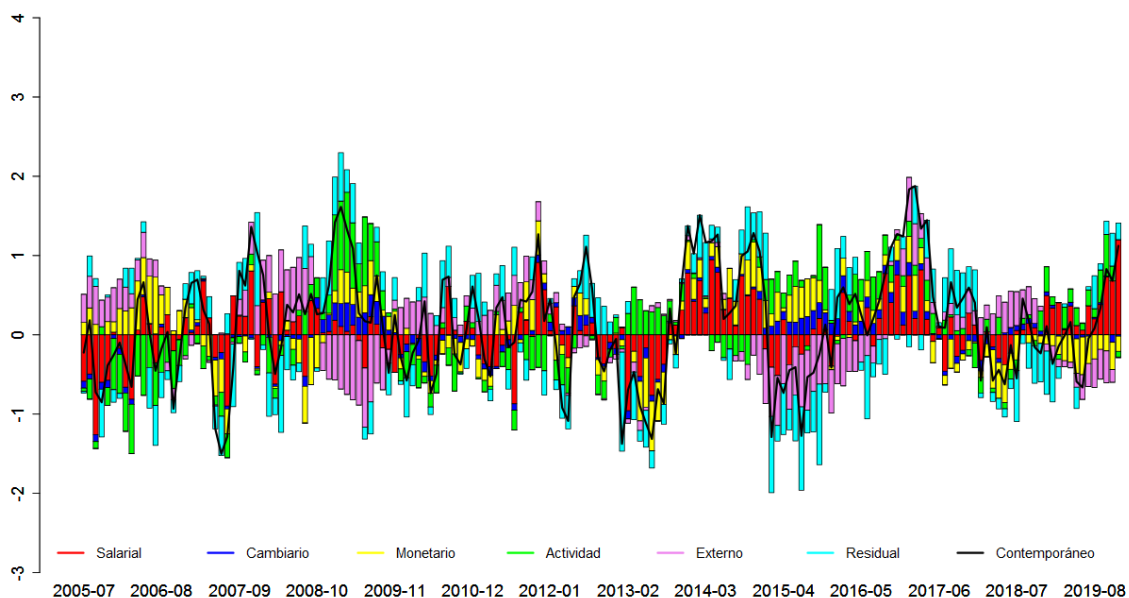
Gráfico 9 | Descomposición histórica para México: principal



Fuente: elaboración propia.

En cuanto a las “sorpresas” contemporáneas, en el primer período de contribución positiva (entre 2008 y 2009) el principal aporte fue provisto por las variables de actividad, con una contribución positiva también del tipo de cambio y otras variables monetarias (ver el Gráfico 10). A la vez, los precios internacionales tuvieron una contribución negativa en 2009, lo cual se corresponde con lo presentado en Trajtenberg *et al.* (2015). El aporte de esa variable se repite en la caída de la inflación en 2015, aspecto que es también considerado en el análisis de Castillo y Rivasplata (2017). En tanto, las “sorpresas” salariales tuvieron una contribución relevante en los eventos de 2014, así como también para los registros de 2016 y al final de la muestra.

Gráfico 10 | Descomposición histórica para México: efecto contemporáneo



Fuente: elaboración propia.

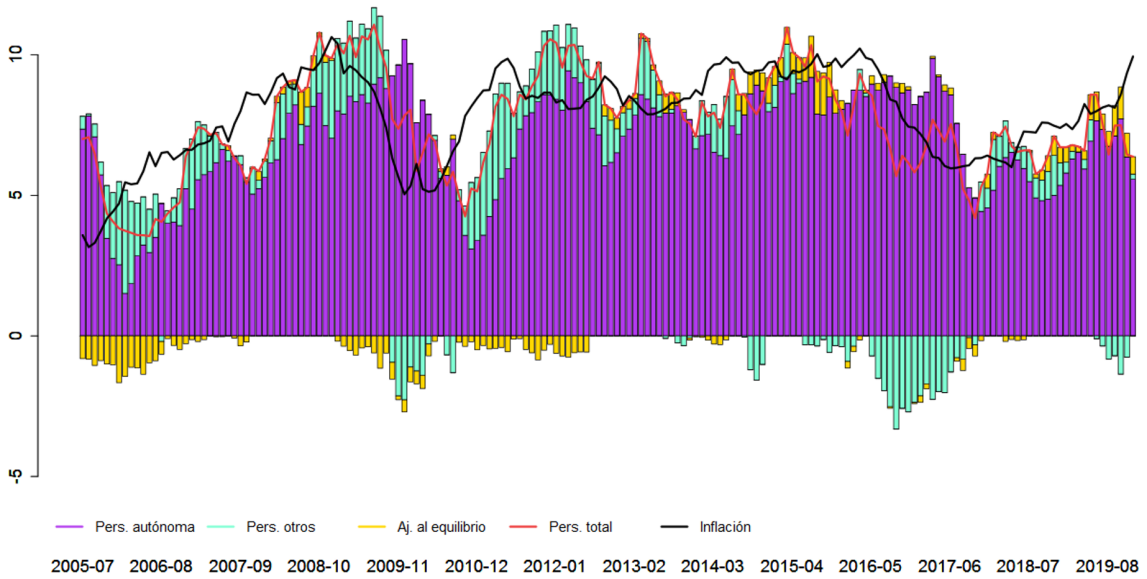
3.2.6. Uruguay

Durante la muestra, la inflación en Uruguay se ubicó en torno a un promedio de 8%, con desaceleraciones temporarias observadas en torno a la Crisis Financiera Global y comenzando 2017. Como se observa en el Gráfico 11, este es un caso también donde el componente de persistencia propia tiene la mayor capacidad explicativa; similar a los casos de Argentina y Brasil.^{35,36} De todos modos, observamos que la suma de los componentes de persistencia muestra diferencias significativas con la inflación observada.

³⁵ Este resultado es en parte compatible con las apreciaciones sobre la persistencia en Uruguay que se desprenden de Zunino *et al.* (2011) y Garayalde (2012). Estudiando la dinámica trimestral de la inflación (medida por el IPC) de Uruguay entre 1978 y 2010, el primero de los dos trabajos encuentra que su persistencia se habría moderado a partir de 2002. Adicionalmente, en su estimación multivariada en un sistema de ecuaciones, el estudio da cuenta que, en el período 2002-2010, los *shocks* son inflacionarios sólo en el trimestre en que se producen (p. 14). En tanto, Garayalde (2012) encuentra que la persistencia de la inflación subyacente, calculada con frecuencia mensual y en términos interanuales, muestra persistencia, tanto para la ventana completa (enero de 1987 - agosto de 2012) como con ventanas móviles de 10 años.

³⁶ La reducción en la persistencia propia de la inflación en Uruguay en el período inmediato a la crisis financiera internacional es también documentada en Domínguez *et al.* (2012).

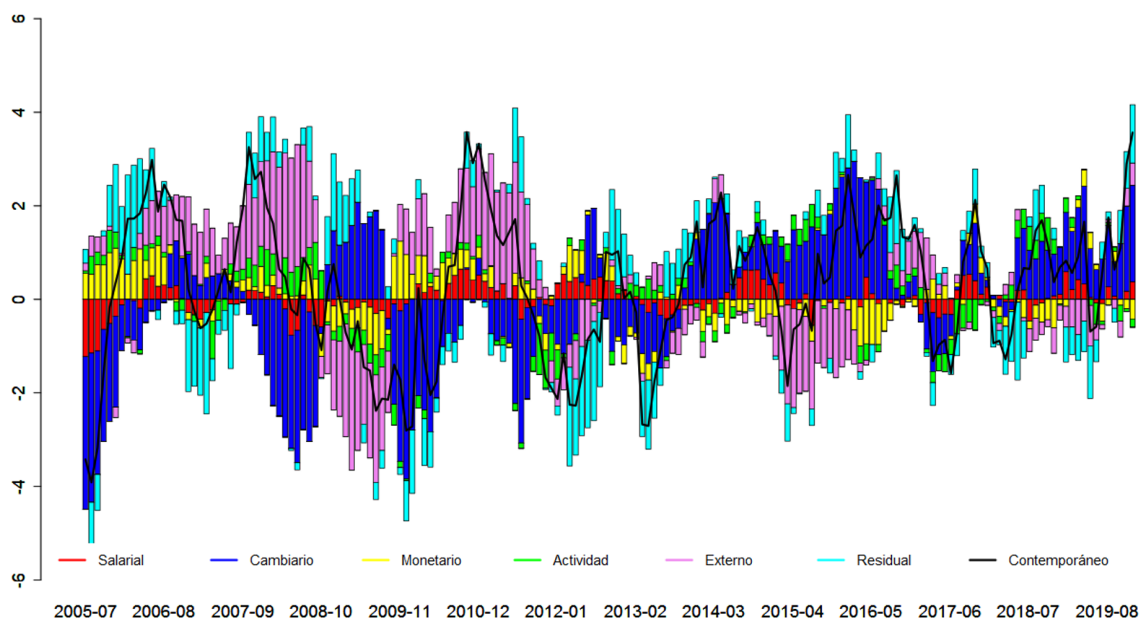
Gráfico 11 | Descomposición histórica para Uruguay: principal



Fuente: elaboración propia.

Esta diferencia, explicada por las “sorpresas” contemporáneas (como se ve en el Gráfico 12), está muy ligada a la dinámica cambiaria (con efectos positivos más bien en la segunda parte de la muestra), así como también a los precios internacionales. También se observa una contribución algo menor del efecto contemporáneo de salarios y variables monetarias.

Gráfico 12 | Descomposición histórica para Uruguay: efecto contemporáneo



Fuente: elaboración propia.

4. Conclusiones

Este trabajo presenta una variedad de regularidades empíricas que caracterizan a la dinámica inflacionaria en seis economías Latinoamericanas (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay) estudiando el período comprendido entre 2004 y 2019. Por un lado, se encuentra que en todos los países se verifican dos relaciones de cointegración asociadas a las dinámicas de los precios. Una de éstas, que retoma ciertos antecedentes de la literatura, como Zack *et al.* (2017), Guerrero Manjarrés (2017) y da Costa Benedy (2019), se asocia con los principales costos: salarios, tipo de cambio y precios externos. La segunda, con una cantidad más extensa de trabajos empíricos previos aplicados a la región, está relacionada con un balance en la relación entre las variables monetarias y cambiarias, la actividad y el nivel de precios.

La segunda parte del análisis permite descomponer la evolución de corto plazo de la inflación interanual en una parte asociada con distintos efectos de persistencia, y otra relacionada con “sorpresas” contemporáneas. Los resultados indican un rol preponderante de la persistencia propia de la inflación para los casos de Argentina, Uruguay y, en menor medida, Brasil; que *a priori* podrían limitar la posibilidad de lograr cambios permanentes en los niveles de inflación.

Por otro lado, esta persistencia en los otros países está menos vinculada con la propia dinámica inflacionaria, aunque está presente a través de los efectos rezagados del resto de los determinantes considerados. Finalmente, las principales diferencias entre países se aprecian a la hora de estudiar la influencia contemporánea de los distintos determinantes. En el conjunto de estos hechos estilizados se verifica que no hay un patrón que se relacione específicamente con la vigencia de algún régimen monetario particular. Por ejemplo, la persistencia propia es relevante para explicar la dinámica inflacionaria tanto en países que adoptaron metas de inflación como en otros con esquemas diferentes.

Referencias

- Abeles, M. y D. Panigo (2015); "Dealing with Cost-Push Inflation in Latin America: Multi-Causality in a Context of Increased Openness and Commodity Price Volatility". *Review of Keynesian Economics*, 3(4), pp. 517-535.
- Ahumada, H. A. y M. L. Garegnani (2012); "Forecasting a Monetary Aggregate under Instability: Argentina after 2001". *International Journal of Forecasting*, 28, pp. 412-427.
- Albagli, E. y A. Naudon (2015); "¿De Qué Hablamos Cuando Hablamos de Producto Potencial?". *Banco Central de Chile*. Mimeo.
- Albornoz, M. (2017); "La relación entre el tipo de cambio real y el salario real en Argentina 2001-2015: Reexaminando la evidencia". *Ensayos de Política Económica*, Vol. 2, N° 5 (11). Buenos Aires: Universidad Católica Argentina.
- Álvarez, F., M. Dorta y J. Guerra (2000); "Persistencia inflacionaria en Venezuela: Evolución, causas e implicaciones". Serie Documentos de Trabajo N° 26, Banco Central de Venezuela, Gerencia de Investigaciones Económicas.
- Andrews, D.W.K. y H-Y Chen (1994); "Approximately Median - unbiased Estimation of Autotregressive Models". *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(2), pp. 187-204.
- Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Galí, A. Levin y F. Smets (2006); "New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modeling". *Journal of the European Economic Association*, April-May, 4(2-3), pp. 562-574.
- Bai, J. y P. Perron (1998); "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica*, 66(1), pp. 47-78.
- Bai, J. y P. Perron (2003); "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), pp. 1-22.
- Banco Central de Chile (2020); "Dinámicas y determinantes de la inflación en Chile". Separata.
- Bastian, E. y M. Setterfield (2020); "Nominal exchange rate shocks and inflation in an open economy: Towards a structuralist inflation targeting agenda". *Cambridge Journal of Economics*, 44(6), pp. 1271-1299.
- Benes, J., K. Clinton, R. García-Saltos, M. Johnson, D. Laxton, P. Manchev, y T. Mathenson (2010); "Estimating Potential Output with a Multivariate Filter". IMF Working Paper WP 10/285.

Blagrave, P., R. García-Saltos, D. Laxton, y F. Zhang (2015); "A Simple Multivariate Filter for Estimating Potential Output". IMF Working Paper WP/15/79.

Borio, C. y A. Filardo (2004); "Looking back at the International Deflation Record". *North American Journal of Economics and Finance*, 15, pp. 287–311.

Borio, C. y A. Filardo (2007); "Globalisation and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation". BIS Working Papers 227, Bank for International Settlements.

Borio, C., P. Disyatat, y M. Juselius (2013); "Rethinking Potential Output: Embedding Information about the Financial Cycle". BIS Working Papers 404, Bank for International Settlements.

Brum, C., E. Bucacos y P. Carballo (2011); "La demanda de dinero en una economía dolarizada: una estimación para Uruguay". *Revista de Economía*, segunda época, Vol. 18, N° 2, pp. 101-127.

Brum, C., C. Román y H. Willebald (2016); "Un enfoque monetario de la inflación en el largo plazo. El caso de Uruguay (1870-2010)". *El Trimestre Económico*, Vol. LXXXIII (1), N° 329, pp. 61-98.

Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2009); "Inflation Dynamics in Latin America". *Contemporary Economic Policy*, 27, pp. 349-362. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2008.00128.x>

Carrera, C. (2016); "Long-run money demand in Latin American countries: A nonstationary panel data approach". *Monetaria*, 4(1), pp. 121-152.

Cherkasky (2022); "Inflación global en el bienio 2021-2022 y su impacto em América Latina". *Serie Estudios y Perspectivas-Oficina de la CEPAL en la Argentina*, N° 55 (LC/TS.2022/169, LC/BUE/TS.2022/16), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Coelho Matos Filho, J. (2016); "Demanda por Moeda no Brasil: A Evidência dos Testes de Cointegração e de Estabilidade". *Hegemonia: Revista De Ciências Sociais*, (19), 29, pp. 46-75. DOI: <https://doi.org/10.47695/hegemonia.vi19.162>

Cortés Espada, J. F., D. Sámano y R. T. Gutiérrez Villanueva (2019); "Dinámica de la Inflación en México: Un Análisis de Wavelets". Banco de México Working Papers N° 2019-17.

Da Costa Benedy, A. S. (2019); "Dissecting Inflation in Brazil". Repositorio da Universidade Nova de Lisboa, School of Business and Economics. Master Degree in Finance. DOI: <http://hdl.handle.net/10362/70546>

Da Gama Machado, V. y M. S. Portugal (2014); "Measuring Inflation Persistence in Brazil Using a Multivariate Model". *Revista Brasileira de Economia*, 68(2), pp. 225-241.

D'Amato, L., L. Garegnani y J.M. Sotes Paladino (2007); "Inflation Persistence and Changes in the Monetary Regime: The Argentine Case". BCRA Working Paper 2007-23.

Díaz Alejandro, C. (1963); "A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect". *The Journal of Political Economy*, 71(6), p. 577-580.

Domínguez, M., Lanzilotta, B., Rego, S., Regueira, P. y Rodríguez, S (2012); "Persistencia inflacionaria y pass-through salarial: diagnóstico y causalidad". Documento de Trabajo, 11/2012. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).

Engle, R. y C. Granger (1987); "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, Vol. 55 (2), pp. 251-276.

Engle, R., D.F. Hendry y J.F. Richard (1983); "Exogeneity". *Econometrica*, Vol. 51(2), pp. 277-304.

Ericsson N. (1994); "Testing Exogeneity: An Introduction" in Ericsson N. & J. Irons (eds.) *Testing Exogeneity*, Oxford University Press.

EViews (2017); *User Guide*.

Fariña, M. M. N., y D. Heymann, (2019); "Efectos de las devaluaciones sobre el salario real para diferentes niveles de inflación". Universidad de San Andrés. Departamento de Economía.

Ferrada, C. K y M. Tagle (2014); "Estimación reciente de la demanda de dinero en Chile". *Economía Chilena*, 17 (3), pp. 86-109.

Frenkel, R. (1986). "Salarios e inflación en América Latina. Resultados de investigaciones recientes en la Argentina, Brasil, Colombia, Costa Rica y Chile". *Desarrollo Económico*, 25(100), pp. 587-622.

Fuhrer, J. C. (1995); "The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation". *New England Economic Review*, January, pp. 3-16.

Fuhrer, J. C. (2009); "Inflation Persistence". Federal Reserve Bank of Boston Working Paper 09-14.

Galí, J. y M. Gertler (1999); "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis". *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 195-222.

Galí, J. (2015); *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*. Princeton University Press. 2nd ed.

Garayalde, E. G. (2012); "Persistencia de la inflación en Uruguay". Documento de Trabajo 013-2012, Banco Central del Uruguay.

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

Graña Colella, S.; (2020). "Las causas de la inflación argentina: una estimación empleando la metodología VECM para el período 2003-2019". *FACES*, 26(55), 73-86. ISSN 0328-4050.

Guerrero Manjarrés, S. J. (2017); "Determinantes de la inflación en Ecuador 2000-2016". Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Económicas, Escuela de Estudios de Posgrado. Tesis para la obtención del título de Maestría en Economía. DOI: http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/tpos/1502-0530_GuerreroManjarresSJ.pdf

Johansen, S. (1988); "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12 (2-3), pp. 231-254.

Johansen, S. (1992); "Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data". *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14 (3), pp. 313-334.

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

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

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

Kiley, M. (2013); "Output gaps". *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, Vol. 37, pp. 1-18.

Krysa, A. y L. Lanteri (2018); "Estimación del producto potencial y de la brecha del producto, para Argentina: aproximaciones a partir de un filtro multivariado y del método de la función de producción". Documentos de Trabajo del BCRA N° 80, Banco Central de la República Argentina.

Kuttner, K. (1994); "Estimating Potential Output as a Latent Variable ". *Journal of Business & Economic Statistics*, 12 (3), pp. 361-368.

Marcellino, M., K. Stock y M. Watson (2006); "A Comparison of Direct and Iterated Multistep AR Methods for Forecasting Macroeconomic Time Series". *Journal of Econometrics*, Vol. 135(1-2), pp. 499-526.

Marques, R. (2004); "Inflation Persistence: Facts or Artifacts". ECB WP N°371.

Melolinná, M. y M. Tóth (2016); "Output Gaps, Inflation and Financial Cycles in the United Kingdom". Bank of England Staff Working Paper N° 585.

Mishkin, F. S. (2007); "Estimating Potential Output". Speech, May 24, 2007.

Montes Rojas, G. (2019); "Una evaluación del pass-through en la Argentina usando funciones impulso respuesta de cuantiles multivariados". *Estudios Económicos*, Vol. 36, N° 73.

Noriega, Antonio E., M. Ramos-Francia y C. A. Rodríguez-Pérez (2011); "Demanda por dinero en México (1986-2010)". *El Trimestre Económico*, 78(312), 699-749.

Okun, A. M., 1970. *The Political Economy of Prosperity*. Washington, DC: The Brookings Institution.

Olivera, J. H. G. (1960); "La teoría no monetaria de la inflación". *El Trimestre Económico*, 27(108, 4), pp. 616-628.

Olivera, J. H. G. (1964); "On Structural Inflation and Latin-American 'Structuralism'". *Oxford Economic Papers*, 16(3), 321-332.

Ordóñez-Callamand, D., D. Parra-Amado, L. F. Melo-Velandia (2018); "Una exploración reciente a la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal". *Revista de Economía del Rosario*, 21(1), pp. 5-37.

Pesaran, H. y Y. Shin (1998); "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters*, Vol. 58(1), pp. 17-29, January.

Pincheira, P. (2008); "The Dynamics of Inflation Persistence in Chile". Working Papers Central Bank of Chile 505, Central Bank of Chile.

Plagborg-Møller, M., y C. K. Wolf (2021); "Local Projections and VARs Estimate the Same Impulse Responses". *Econometrica*, 89(2), pp. 955-980.

Pretis, F., J. Reade y G. Sucarrat (2018); "Automated General-to-Specific (GETS) Regression Modeling and Indicator Saturation for Outliers and Structural Breaks." *Journal of Statistical Software*, 86(3), pp. 1-44.

Qu, Z. y P. Perron (2007); "Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions". *Econometrica*, 75 (2), pp. 459–502

Ramalho, B. B. (2021); "Duas décadas de metas para a inflação no Brasil: uma análise da persistência inflacionária e do repasse cambial". Universidade Federal de Uberlândia, Instituto de Economia e Relações Internacionais. Disertación para la obtención del título de Maestría en Economía. DOI: <https://repositorio.ufu.br/bitstream/123456789/31558/4/DuasDecadasMetas.pdf>

Rey García, N. (2020); "La relación entre el costo laboral y la inflación de precios en Colombia". Universidad de los Andes, Facultad de Economía. Memorias de Grado. DOI: <http://hdl.handle.net/1992/49228>

Rivasplata, A. y P. Castillo (2017); "Factores globales e idiosincráticos en la dinámica de la inflación en América Latina". *Revista Estudios Económicos* (Banco Central de la Reserva del Perú), 34, pp. 9-29.

Rodríguez, C. A. (1984); "Inflación, salario real y tipo real de cambio". *Cuadernos de Economía*, 21 (64), pp. 247-261.

Rodríguez Pinzón, H. Y., S. Agudelo Galindo, L. Rincón y K. Montañez (2019); "Inflación importada vía tipos de cambio y su aplicación al caso colombiano mediante el uso de modelos VEC para el periodo enero 2010 - diciembre 2018". *Comunicaciones en Estadística*, 12 (1), pp. 33-52.

Sargent, T. (2013); *Rational Expectations and Inflation*, Princeton U. Press, 3rd ed.

Stock, J. H. y M. W. Watson (2002); "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors". *Journal of the American Statistical Association*, 97, N° 460, pp. 1167-1179.

Trajtenberg, L., S. Valdecantos y D. Vega (2015); "Los determinantes de la inflación en América Latina: un estudio empírico del período 1990-2013", en Bárcena et al. (eds.), *Estructura productiva y política macroeconómica: enfoques heterodoxos desde América Latina*, CEPAL.

Urbain J.P. (1992); "On Weak Exogeneity in Error Correction Models". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54 (2), pp. 187-207.

Vegh, C. (2013); *Open Economy Macroeconomics in Developing Countries*. MIT Press, 4th ed.

Villca, A., A. Torres, C. E. Posada, y H. Velásquez (2020); "Demanda de dinero en América Latina, 1996-2016: Una aplicación de cointegración en datos de panel". *Desarrollo y sociedad*, 85, pp. 233-264.

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

Zarzosa Valdivia, F. (2020); "Inflation Dynamics in the ABC (Argentina, Brazil and Chile) countries". *Ensayos de Política Económica*, Vol. III, N° 2, pp. 78-99.

Zunino G., B. Lanzilota, y A. Fernández (2011); "Persistencia Inflacionaria en Uruguay". Documentos de Trabajo DT 02/2011. CINVE.

Anexo A. Variables y Fuentes de Información

A continuación, se exponen una serie de cuadros donde se detallan las fuentes de información recabadas en el uso de cada variable.

Argentina

Variable	Nombre de la variable en su fuente original; Transformación o empalme (cuando corresponda)	Fuente de información
IPCX	Elaboración propia en base a: <ul style="list-style-type: none"> Índice de precios al consumidor nacional, núcleo, índice, para los períodos 2003-2006 y 2016-2019 (INDEC). Índices de precio al consumidor, núcleo, de la ciudad de Buenos Aires y de la provincia de San Luis 	INDEC, Institutos de Estadística Provinciales
TCN	Tipo de cambio "Comunicación a A3500".	BCRA
i	Tasa de interés por depósitos en caja de ahorros común y a plazo fijo. Bancos privados, serie mensual en % nominal anual, de 30 a 59 días de plazo.	BCRA
Y	Elaboración propia a partir del Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE)	INDEC
M	Agregado Monetario M2 del sector privado – Serie desestacionalizada.	BCRA
W	Remuneración promedio de los trabajadores registrados del sector privado, serie normal y permanente (desestacionalizada).	MTEySS
OG	La brecha de producto se estima de acuerdo con la metodología descrita en la sección correspondiente y en base a las siguientes variables y fuentes de información: <ul style="list-style-type: none"> Elaboración propia en base a las siguientes series: PIB real s.e. (Oferta y demanda globales); Producto bruto interno por categoría de tabulación: Valor agregado bruto a precios básicos (Agricultura, ganadería, caza y silvicultura) (Ministerio de Economía, MECON). Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BCRA, INDEC). Desempleo. Elaboración propia en base a la tasa de desocupación abierta (INDEC). Índice de tipo de cambio real multilateral (BCRA). 	BCRA, INDEC, MECON
PXINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Food and Beverage Price Index, 2016 = 100, includes Food and Beverage Price Indices.	IMF – PCP
PEINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Fuel (Energy) Index, 2016 = 100, includes Crude oil (petroleum), Natural Gas, Coal Price and Propane Indices.	IMF - PCP

Brasil

Variable	Nombre de la variable en su fuente original. Transformación o empalme (cuando corresponda)	Fuente de información
IPCX	Índice de Preços ao Consumidor-Brasil (IPC-Br) – Núcleo.	BCB
TCN	Exchange Rates, National Currency Per U.S. Dollar, Period Average, Rate.	IMF - IFS
i	Monetary and Financial Accounts, Interest Rates, Other Depository Corporations Rates, Deposit Rates, Deposit Rate, Percent per Annum.	IMF - IFS
Y	Elaboración propia en base a la serie: 28503 - Indicadores da produção (2012=100) - Geral - Dados dessazonalizados - Índice.	BCB
M	Meios de pagamento amplos - M2 (saldo em final de período) - Novo - sazonalmente ajustado - u.m.c. (mil).	BCB
W	<p>Elaboración propia en base a las siguientes series:</p> <ul style="list-style-type: none"> Rendimento médio nominal habitual do trabalho principal - RMs - R\$ - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Mensal de Emprego (IBGE/PME). Salário nominal - indústria - índice (média 2006 = 100) - SP - - - Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo, Levantamento de Conjuntura (Fiesp). 	IPEA - Data
OG	<p>La brecha de producto se estima de acuerdo con la metodología descrita en la sección correspondiente y en base a las siguientes variables y fuentes de información:</p> <ul style="list-style-type: none"> PIB no agropecuario. Elaboración propia en base a la serie: Índice de Atividade Econômica do Banco Central - IBC-Br (BCB). Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BCB). Desempleo. Elaboración propia en base a las siguientes series: 1) Taxa de desocupação das pessoas de 14 anos ou mais de idade, na semana de referencia (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua; Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, IBGE); 2) Taxa de desocupação na semana de referência, das pessoas de 10 anos ou mais de idade, por regiões metropolitanas, segundo os meses da pesquisa - mar.2002-fev.2016 (IBGE). TCR. "Índice da taxa de câmbio real efetiva" (IPCA) - Jun/1994=100 (BCB). 	BCB, IBGE
PXINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Food and Beverage Price Index, 2016 = 100, includes Food and Beverage Price Indices.	IMF – PCP
PEINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Fuel (Energy) Index, 2016 = 100, includes Crude oil (petroleum), Natural Gas, Coal Price and Propane Indices.	IMF - PCP

Chile

Variable	Nombre de la variable en su fuente original. Transformación o empalme (cuando corresponda)	Fuente de información
IPCX	Elaboración propia en base a dos series: <ul style="list-style-type: none"> Índice IPCX. Índice IPC SAE 	BCC
TCN	Exchange Rates, National Currency Per U.S. Dollar, Period Average, Rate.	IMF - IFS
i	Monetary and Financial Accounts, Interest Rates, Other Depository Corporations Rates, Deposit Rates, Deposit Rate, Percent per Annum.	IMF - IFS
Y	Elaboración propia en base a la serie: Indicadores del sector manufacturero - Producción manufacturera, INE (base 2014=100)	BCC
M	Elaboración propia en base a la serie: M1 (Monetary Aggregates - Private Sector), Monthly Average, billions of pesos.	BCC
W	Elaboración propia en base a dos series: <ul style="list-style-type: none"> Índice nominal de remuneraciones (base enero 2006=10). Índice nominal de remuneraciones (base 2016=10). 	INE - CHL
OG	La brecha de producto se estima de acuerdo con la metodología descrita en la sección correspondiente y en base a las siguientes variables y fuentes de información: <ul style="list-style-type: none"> PIB no agropecuario. Elaboración propia en base a la serie: Indicador mensual de actividad económica, Imacec no minero, volumen a precios del año anterior encadenado, series empalmadas, base promedio 2013=100 (BCC). Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BCC). Desempleo. Tasa de desocupación, nacional (BCC). TCR. Índice de tipo de cambio real – TCR, base promedio 1986=100 (BCC). 	BCC
PXINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Food and Beverage Price Index, 2016 = 100, includes Food and Beverage Price Indices.	IMF – PCP
PEINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Fuel (Energy) Index, 2016 = 100, includes Crude oil (petroleum), Natural Gas, Coal Price and Propane Indices.	IMF - PCP

Colombia

Variable	Nombre de la variable en su fuente original. Transformación o empalme (cuando corresponda)	Fuente de información
IPCX	Índice IPC Núcleo 20.	BANREP
TCN	Exchange Rates, National Currency Per U.S. Dollar, Period Average, Rate.	IMF - IFS
i	Monetary and Financial Accounts, Interest Rates, Other Depository Corporations Rates, Deposit Rates, Deposit Rate, Percent per Annum.	IMF - IFS
Y	Elaboración propia en base a la serie: Índice de producción real de la industria manufacturera colombiana (Base promedio mes 1990 = 100), Total industria	BANREP
M	Agregados monetarios, M1 desestacionalizado (efectivo + depósitos en Cuenta Corriente), mensual, miles de millones de pesos colombianos.	BANREP
W	Elaboración propia en base a las siguientes series: <ul style="list-style-type: none"> Índice de salarios nominales de la industria manufacturera (empleados y obreros) (Base: promedio mensual 1990=100). Índice de salarios nominales de la industria manufacturera total (Base: promedio mensual 2014=100). Índice de salarios nominales de comercio minorista (base 2019=100). 	BANREP
OG	La brecha de producto se estima de acuerdo con la metodología descrita en la sección correspondiente y en base a las siguientes variables y fuentes de información: <ul style="list-style-type: none"> PIB no agropecuario. Elaboración propia en base a la serie: Producto bruto interno trimestral a precios constantes de 2015 - Datos corregidos de efectos estacionales y de calendario (BANREP). Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BANREP). Desempleo. Tasas desempleo - Porcentaje de fuerza de trabajo, Total nacional (BANREP). TCR. ITCRIPC: Índice de tasa de cambio real que utiliza las ponderaciones totales y el IPC como deflactor (BANREP). 	BANREP
PXINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Food and Beverage Price Index, 2016 = 100, includes Food and Beverage Price Indices.	IMF – PCP
PEINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Fuel (Energy) Index, 2016 = 100, includes Crude oil (petroleum), Natural Gas, Coal Price and Propane Indices.	IMF - PCP

México

Variable	Nombre de la variable en su fuente original. Transformación o empalme (cuando corresponda)	Fuente de información
IPCX	Índice nacional de precios al consumidor. Base segunda quincena de Julio 2018 (mensual), Inflación, Subyacente (nueva definición), Mensual.	BANXICO
TCN	Exchange Rates, National Currency Per U.S. Dollar, Period Average, Rate.	IMF - IFS
i	Monetary and Financial Accounts, Interest Rates, Other Depository Corporations Rates, Deposit Rates, Deposit Rate, Percent per Annum.	IMF - IFS
Y	Índice de volumen de la producción industrial, desestacionalizado (2013=100)	BANXICO
M	Elaboración propia en base a la serie: M1 en moneda nacional (Billetes y monedas + depósitos de exigibilidad inmediata), saldos, mensual, miles de pesos.	BANXICO
W	Elaboración propia en base a las siguientes series: <ul style="list-style-type: none"> Nominal Wages: index (BID) Remuneraciones Medias Nominales por Personal Ocupado, 2013 = 100, Remuneraciones Medias por Persona Ocupada (BANXICO). 	BID, BANXICO
OG	La brecha de producto se estima de acuerdo con la metodología descrita en la sección correspondiente y en base a las siguientes variables y fuentes de información: <ul style="list-style-type: none"> PIB no agropecuario. Elaboración propia en base a las siguientes series: 1) Indicador global de la actividad económica (IGAE), Actividades Secundarias y Actividades Terciarias, base 2013; 2) Producto interno bruto a precios de mercado, Actividades Secundarias y Actividades Terciaria, base 2013 (BANXICO). Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BANXICO). Desempleo. Indicadores económicos de coyuntura, tasa de desocupación mensual de la ENOE, 15 años y más, Nacional (BANXICO). TCR. Índice de tipo de cambio real (ITCR) con precios al consumidor y con respecto a 111 países (BANXICO). 	BANXICO
PXINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Food and Beverage Price Index, 2016 = 100, includes Food and Beverage Price Indices.	IMF – PCP
PEINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Fuel (Energy) Index, 2016 = 100, includes Crude oil (petroleum), Natural Gas, Coal Price and Propane Indices.	IMF - PCP

Uruguay

Variable	Descripción de la variable en su fuente original. Transformación o empalme (cuando corresponda)	Fuente de información
IPCX	Inflación subyacente (IPCX, base 2010=100). No incluye los precios administrados (tarifas de empresas públicas tal como agua, energía, combustibles o regulados como la salud) y los volátiles como los precios de frutas y verduras.	BCU
TCN	Exchange Rates, National Currency Per U.S. Dollar, Period Average, Rate.	IMF - IFS
i	Monetary and Financial Accounts, Interest Rates, Other Depository Corporations Rates, Deposit Rates, Deposit Rate, Percent per Annum.	IMF - IFS
Y	Elaboración propia en base la serie: Índice de Volumen Físico de la Industria Manufacturera, CIIU Rev.3 (2006=100)	INE - UY
M	Elaboración propia en base a la serie: M1' (Circulante total + Depósitos vista en moneda nacional+ Depósitos en caja de ahorros en moneda nacional), Saldo a fin de mes en millones de pesos.	BCU
W	Índice medio de salarios del sector privado (Base julio 2008=100).	INE - UY
OG	<p>La brecha de producto se estima de acuerdo con la metodología descrita en la sección correspondiente y en base a las siguientes variables y fuentes de información:</p> <ul style="list-style-type: none"> • PIB no agropecuario. Elaboración propia en base a: Producto Interno Bruto por Industrias, Serie armonizada a precios constantes de 2005 (BCU). • Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BCU). • Desempleo. Elaboración propia en base a: 1) Tasa de desempleo por Área Geográfica, Total País (2004-2006) (INE - UY); 2) Tasa de actividad, empleo y desempleo, por sexo. Total País (5.000 o más habitantes) (2006-2019) (INE-UY). • TCR. Tipo de cambio real, Efectivo Global, Base 2017=100 (BCU). 	BCU, INE - UY
PXINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Food and Beverage Price Index, 2016 = 100, includes Food and Beverage Price Indices	IMF – PCP
PEINT	Indices of Primary Commodity Prices Index – Fuel (Energy) Index, 2016 = 100, includes Crude oil (petroleum), Natural Gas, Coal Price and Propane Indices	IMF - PCP

Anexo B. Antecedentes en estimaciones de demanda de dinero de largo plazo en América Latina

En el siguiente cuadro se resumen investigaciones empíricas que estiman ecuaciones largo plazo de demanda de dinero para países de América Latina:

Trabajo	Muestra de estimación	Variable dependiente	Elasticidad ingreso	Elasticidad - tasa de interés	Elasticidad - tipo de cambio	Metodología y observaciones
Ahumada y Garegnani (2012)	Argentina, 1978Q1-2009Q4.	M1 deflactado por IPC	2,43 (se emplea la variable "oferta total")	-1,96	1,25 (se emplea el tipo de cambio ajustado por precios)	Cointegración de Johansen/Engle-Granger. Se incluye adicionalmente una tendencia, cuyo coeficiente asociado es 0.007.
Villca et al. (2020)	Argentina, 1996-2016	M1 deflactado por IPC	4,036	-0,002		Cointegración de Johansen/Engle-Granger; Fully Modified OLS (FMOLS). Mediante un test de hipótesis, se rechaza que la elasticidad ingreso sea igual a 1.
Coelho Matos Filho (2016)	Brasil, 1980-2010	M1 deflactado por IPC	1,05	-0,12		Cointegración de Johansen/Engle-Granger. Mediante un test de hipótesis, no se rechaza que la elasticidad ingreso sea igual a 1.
Villca et al. (2020)	Brasil, 1996-2016	M1 deflactado por IPC	0,725	-0,625		Cointegración de Johansen/Engle-Granger; Fully Modified OLS (FMOLS)
Ferrada y Tagle (2014)	Chile, 2000Q1-2014Q2	M1 deflactado por IPC	2,34	-0,12		Cointegración de Johansen/Engle-Granger. Se considera un quiebre estructural en 2009Q4.
Ferrada y Tagle (2014)	Chile, 2010Q1-2014Q2	M1 deflactado por IPC	1,89	-0,09		Cointegración de Johansen/Engle-Granger.
Villca et al. (2020)	Chile, 1996-2016	M1 deflactado por IPC	2,413	-0,039*		Cointegración de Johansen/Engle-Granger; Fully Modified OLS (FMOLS). Mediante un test de hipótesis, se rechaza que la elasticidad ingreso sea igual a 1.

Villca et al. (2020)	Colombia, 1996-2016	M1 deflactado por IPC	1,363	-0,243	Idem al anterior.
Noriega et al. (2011)	México, 1986Q1-2010Q2	M1 deflactado por IPC	1,505	-1,67	Cointegración de Johansen/Engle-Granger
Villca et al. (2020)	México, 1996-2016	M1 deflactado por IPC	2,535	-0,09	Cointegración de Johansen/Engle-Granger; Fully Modified OLS (FMOLS). Mediante un test de hipótesis, se rechaza que la elasticidad ingreso sea igual a 1.
Brum et al. (2011)	Uruguay, 1981Q1-2010Q1	M1 deflactado por IPC	1,01	-0,3	Cointegración de Johansen/Engle-Granger. La variabilidad relativa de los rendimientos reales de un activo sustituto denominado en dólares respecto al del propio dinero se incluye como variable exógena, resulta significativo y posee un coeficiente asociado de 1.69. Estas estimaciones resultan consistentes y estables ante distintos tipos de test de quiebre estructural y muestras tomadas en cuenta.
Brum et al. (2016)	Uruguay, 1870-2010	M2 deflactado por IPC	1	No se incluyen variables de tasa ni de portafolio	Mediante un test de Wald, no rechaza la hipótesis nula de que el coeficiente vinculado al crecimiento del producto potencial en la demanda real de dinero tiene un valor estadísticamente igual a uno (p. 77, 78, 85).
Villca et al. (2020)	Uruguay, 1996-2016	M1 deflactado por IPC	1,576	-0,15	Cointegración de Johansen/Engle-Granger; Fully Modified OLS (FMOLS). Mediante un test de hipótesis, se rechaza que la elasticidad ingreso sea igual a 1.

*El coeficiente de tasa de interés en la ecuación estimada por Villca et al. (2020) para Chile no resultó significativo.

Anexo C. Metodología para el cómputo de brecha del producto

La estimación del producto potencial aquí se realizó por separado para cada uno de los países latinoamericanos considerados y se basó en el filtro multivariado aplicado por Krysa y Lanteri (2018) para Argentina. Éste se enmarca en los modelos de componentes no observables (véase Kuttner, 1994) y se funda la metodología desarrollada por Benes *et al.* (2010), retomada por Blagrove *et al.* (2015). A su vez, es estimado con técnicas bayesianas y empleando el filtro de Kalman. Así, un vector de variables observables (que incluyen PIB real no agropecuario, tasa de desempleo, tipo de cambio real e inflación subyacente) se descompone en sus componentes (inobservables): tendencia y ciclo. Como resultado de la estimación, se obtienen el producto potencial, la brecha de producto y otras variables de las cuales no se hará uso en el presente trabajo.

Las ecuaciones que componen el modelo, cuyas variables se expresan en logaritmos naturales, se distinguen en 3 grupos. Las primeras describen el comportamiento del producto no agropecuario observado (Y_t), el producto potencial asociado (\bar{Y}_t), la determinación del crecimiento potencial (g_t) y de la brecha del producto (y_t):

$$y_t = Y_t - \bar{Y}_t$$

$$\bar{Y}_t = \bar{Y}_{t-1} + g_t + \varepsilon_t^{\bar{Y}}$$

$$g_t = \theta g^{SS} + (1 - \theta)g_{t-1} + \varepsilon_t^g$$

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t^y$$

Donde g^{SS} es el crecimiento del PIB no agropecuario en *steady state*, aproximado como el promedio muestral de cada país; $\varepsilon_t^{\bar{Y}} \sim N(0, \sigma_{\bar{Y}}^2)$, da cuenta de un *shock* al producto potencial; $\varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_g^2)$, un *shock* al crecimiento potencial; y $\varepsilon_t^y \sim N(0, \sigma_y^2)$, un *shock* a la brecha del producto.

Un segundo conjunto de ecuaciones describe al mercado de trabajo, en particular, la NAIRU (\bar{U}_t) y la brecha de desempleo (u_t) – entendida como la diferencia entre la NAIRU y la tasa de desempleo efectivo (U_t):

$$u_t = \bar{U}_t - U_t$$

$$\bar{U}_t = (1 - \tau_4)\bar{U}_{t-1} + \tau_4\bar{U}^{SS} + \bar{U}_t^g + \varepsilon_t^{\bar{U}}$$

$$\bar{U}_t^g = (1 - \tau_3)\bar{U}_{t-1}^g + \varepsilon_t^{\bar{U}^g}$$

$$u_t = \tau_2 u_{t-1} + \tau_1 y_t + \varepsilon_t^u$$

donde \bar{U}^{SS} es la tasa de desempleo de estado estacionario, entendido para cada país como su promedio muestral correspondiente; $\varepsilon_t^{\bar{U}} \sim N(0, \sigma_{\bar{U}}^2)$, un *shock* a la tasa de desempleo NAIRU;

$\varepsilon_t^u \sim N(0, \sigma_u^2)$, un *shock* a la brecha de desempleo; \bar{U}_t^g , la variación en la tendencia de NAIRU; y $\varepsilon_t^{\bar{U}^g} \sim N(0, \sigma_{\bar{U}^g}^2)$, un *shock* a la variación en la tendencia de NAIRU.

El modelo se completa con un tercer grupo de ecuaciones, donde se describe el comportamiento de la inflación y del tipo de cambio real, y la dinámica de la Curva de Phillips. En cuanto a la primera cuestión, la especificación distingue un componente de la inflación núcleo (π_t) que es permanente (tendencia o *steady state*, π_t^{trend}) respecto de aquellos más transitorios (brecha de inflación, π_t^{gap}). El tipo de cambio real multilateral (TCR_t) también se descompone como la suma de un componente de *steady state* (TCR_t^{trend}) y una brecha (TCR_t^{gap}). El primero de estos dos se asocia a una constante ρ que surge del promedio histórico del TCR del país en cuestión; mientras que TCR_t^{gap} se determina a través de un proceso autorregresivo de orden 1. Finalmente, la Curva de Phillips describe a la brecha de inflación explicada por la brecha del producto, las expectativas sobre la inflación futura (*forward-looking*), un componente *backward-looking*, la brecha de TCR y un *shock* aleatorio $\varepsilon_t^{\pi^{gap}} \sim N(0, \sigma_{\pi^{gap}}^2)$.

$$\pi_t = \pi_t^{trend} + \pi_t^{gap}$$

$$\pi_t^{trend} = \pi_{t-1}^{trend} + \varepsilon_t^{\pi^{trend}}$$

$$TCR_t = TCR_t^{trend} + TCR_t^{gap}$$

$$TCR_t^{trend} = \rho + \varepsilon_t^{TCR^{trend}}$$

$$TCR_t^{gap} = \tau_5 TCR_{t-1}^{gap} + \varepsilon_t^{TCR^{gap}}$$

$$\pi_t^{gap} = \lambda_1 \pi_{t-1}^{gap} + \lambda_2 E(\pi_{t+1}^{gap}) + \beta y_t + \gamma TCR_t^{gap} + \varepsilon_t^{\pi^{gap}}$$

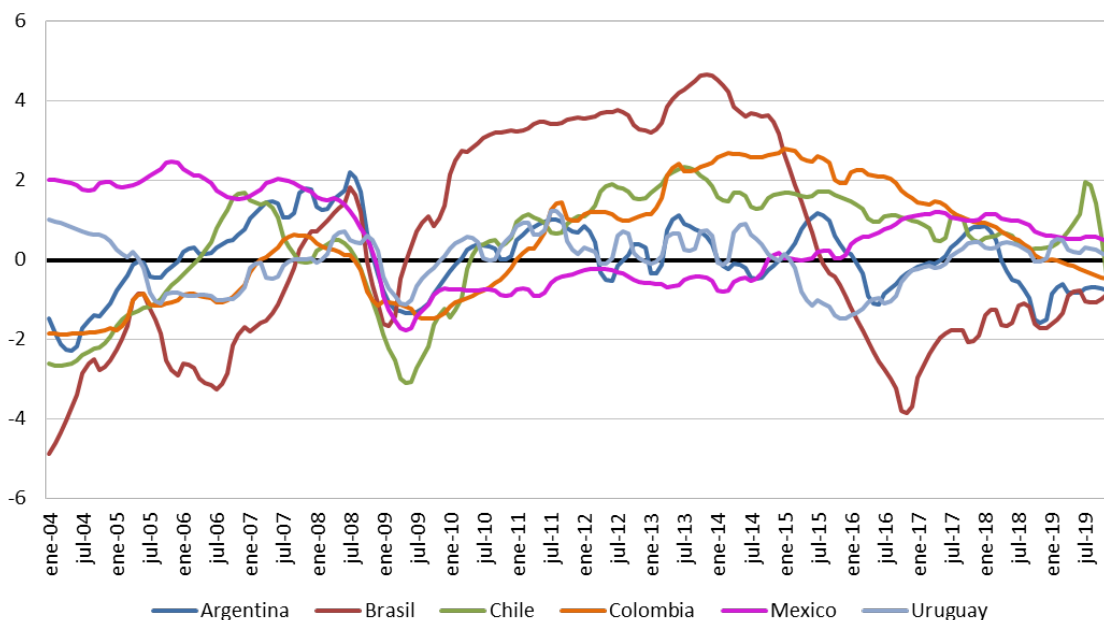
Donde $\varepsilon_t^{\pi^{trend}} \sim N(0, \sigma_{\pi^{trend}}^2)$, $\varepsilon_t^{TCR^{trend}} \sim N(0, \sigma_{TCR^{trend}}^2)$ y $\varepsilon_t^{TCR^{gap}} \sim N(0, \sigma_{TCR^{gap}}^2)$ representan, respectivamente, *shocks* aleatorios a la tendencia de inflación, a la tendencia de TCR y a la brecha de TCR.

Todas las variables observables incorporadas se incluyen desestacionalizadas. Las fuentes de información empleadas en la estimación del modelo de cada país son diversas y están detalladas en el Anexo A. En tanto, los *priors* fueron seleccionados teniendo como antecedente a Blaggrave *et al.* (2015). El modelo fue estimado con periodicidad trimestral y luego fue mensualizado a través de un método de interpolación cuadrático promedio de alta a baja frecuencia.³⁷

³⁷ Esta técnica de conversión ajusta un polinomio cuadrático local para cada observación de la serie en frecuencia baja (trimestral), y luego lo utiliza para completar todas las observaciones de la serie de alta frecuencia (mensual) asociada con el período de tiempo. El polinomio cuadrático se forma tomando conjuntos de tres puntos adyacentes y ajustando a una forma cuadrática de forma tal que el promedio de la frecuencia mensual se corresponda con los datos trimestrales observados. Para la mayoría de los puntos, se emplea una observación anterior y una posterior al período a interpolar para proveer los tres puntos mensuales finales. En cambio, para los puntos iniciales (2004Q1) o finales (2019Q4), los dos períodos considerados son extraídos del único lado para el cual está disponible la información. De acuerdo con su elaboración, la metodología es puramente local. Las curvas de interpolación resultantes no están restringidas a ser continuas en las fronteras entre los períodos adyacentes (Eviews User Guide, 2017:171-173). En el caso particular de Uruguay, la serie consiste en los residuos que surgen de regresar la serie mensual obtenida sobre una constante, una tendencia lineal y una cuadrática.

A continuación, se presentan las series de brecha de producto mensuales obtenida para los países de estudio:

Gráfico C1 | Brecha de producto en países seleccionados, ene-2004/dic-2019 (%)



Fuente: elaboración propia.

Exportaciones de servicios de negocios intensivos en conocimiento: hipótesis del mercado doméstico e interacciones con las capacidades industriales

Lorenzo Cassini*

Escuela Interdisciplinaria de Altos Estudios Sociales (IDAES-UNSAM), Argentina
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Argentina

Resumen

La transformación reciente del sector de servicios y la desindustrialización de la mayoría de las economías acrecentó el apoyo a una estrategia de desarrollo impulsada por la exportación de servicios intensivos en conocimiento (KIBS), evitando la etapa de industrialización. Sin embargo, la literatura sobre desindustrialización sugiere que los países prematuros tienden a desarrollar servicios no dinámicos porque los KIBS nacen de la demanda de soluciones complejas por parte de empresas industriales locales. El artículo examina teóricamente esta hipótesis desde argumentos estructuralistas, evolucionistas y schumpeterianos. Además, estima mediante modelos de macropaneles con efectos fijos la relación entre la demanda interna y la capacidad exportadora de KIBS. Encuentra que la demanda interna es un mecanismo relevante para la construcción de capacidades exportadoras en KIBS, pero sólo es efectiva en países que alcanzaron una industrialización avanzada.

Clasificación JEL: O14, O33, L86, L60.

Palabras clave: desindustrialización prematura, hipótesis del mercado doméstico, servicios de negocios intensivos en conocimiento.

Presentado: 28 de noviembre de 2022 – *Aprobado:* 20 de marzo de 2023.

* Estoy profundamente agradecido con Verónica Robert y Martín Schorr por su invaluable guía durante las primeras fases de este trabajo. También deseo agradecer a Germán Herrera Bartis, Sebastián Sztulwark, Alejandro Lavopa y Antonio Andreoni por sus útiles comentarios y discusiones que me ayudaron a culminar la tesis de la que se desprende este documento. El presente trabajo se basa en la tesis de doctorado del autor, que recibió el 1er puesto de la 14° edición del Premio Anual de Investigación Económica "Dr. Raúl Prebisch" (Tesis de Doctorado). Las opiniones de este trabajo son del autor y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: lcassini@unsam.edu.ar.

Exports of knowledge-intensive business services: domestic market hypotheses and interactions with industrial capabilities

Lorenzo Cassini

Interdisciplinary School of Higher Social Studies (IDAES-UNSAM), Argentina

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

Abstract

The recent transformation of the service sector and the deindustrialization of most economies has increased support for an export-led development strategy of knowledge-intensive services (KIBS), bypassing the industrialization stage. However, the literature on deindustrialization suggests that early countries tend to develop non-dynamic services because KIBS are born out of demand for complex solutions by local industrial companies. The article theoretically examines this hypothesis from structuralist, evolutionist and Schumpeterian arguments. In addition, using macro-panel models with fixed effects, it estimates the relationship between domestic demand and the export capacity of KIBS. He finds that domestic demand is a relevant mechanism for building export capacities in KIBS, but it is only effective in countries that have reached advanced industrialization.

JEL Codes: O14, O33, L86, L60.

Keywords: domestic market hypothesis, knowledge-intensive business services, premature deindustrialization.

Submitted: November 28, 2022 – *Approved:* March 20, 2023.

1. Introducción

La visión predominante por muchas décadas en las teorías del desarrollo económico ha sido que la manufactura era el sector en el que confluían los atributos necesarios para impulsar el crecimiento en forma sostenida (Fajnzylber, 1983; Hirschman, 1958; Kaldor, 1966; Lewis, 1954; Prebisch, 1949). La manufactura aumenta su productividad rápidamente, concentra los esfuerzos de innovación y contribuye a la difusión del cambio tecnológico a través de sus amplios eslabonamientos intersectoriales. Además, es transable, por lo que su expansión no está limitada por el tamaño del mercado doméstico y contribuye a evitar la restricción externa al crecimiento. La visión tradicional de los servicios, en cambio, era que son actividades que por su naturaleza no reúnen esas características, por lo que desempeñan un rol subordinado o secundario en el crecimiento económico. Por tanto, la industrialización era un requisito indispensable para la mejora significativa de la calidad de vida material de la población de un país.

Pero esta visión está siendo crecientemente cuestionada a partir de la constatación de dos hechos estilizados que comienzan a manifestarse desde la década de 1960. Por un lado, el retroceso de la manufactura en la participación en el empleo y el valor agregado de la mayoría de los países (Dasgupta y Singh, 2006; Rodrik, 2016; Tregenna, 2011). Por otro lado, el auge de los servicios como contracara de este proceso y la transformación de algunos sectores de servicios en el marco de la consolidación de un nuevo paradigma tecno-económico (Pérez, 2010) basado en las tecnologías de la información y la comunicación (TIC).

Un nuevo paradigma tecno-económico modifica la relevancia que cada sector tiene para el crecimiento económico porque algunos sectores están más vinculados a las innovaciones radicales que involucra un determinado paradigma. En el paradigma TIC, un conjunto de servicios incorpora rápidamente estas tecnologías y contribuye a su difusión hacia el resto de la economía (Castellacci, 2008). Se trata de los denominados “servicios de negocios intensivos en conocimiento” (KIBS, por su sigla en inglés). Los KIBS son servicios que producen conocimiento especializado y actúan como solucionadores de problemas para sus clientes. Incluyen programación y consultoría informática, investigación y desarrollo, servicios de ingeniería, arquitectura, legales, contabilidad, entre otros.

Los KIBS se vuelven troncales en una nueva era del capitalismo donde la generación, procesamiento y acumulación de conocimiento son pilares de la obtención de ganancia (Castells, 1999; Ramírez Gallegos y Sztulwark, 2018). Estos servicios aumentan su productividad a un ritmo similar al de la manufactura, innovan y se vinculan con otros sectores (OECD, 2001, 2005). Incluso aumentan las exportaciones de KIBS posibilitadas por las TIC, lo cual facilitaría el desarrollo de estos servicios en países en desarrollo que no cuentan con un mercado interno amplio y que además necesitan ampliar sus exportaciones para evitar la restricción externa.

Las exportaciones de KIBS aparecen como una oportunidad para el crecimiento sostenido de países no industrializados que de esta manera podrían prescindir de la etapa de desarrollo manufacturero. Se trata de una visión que se refuerza en la medida que muchos países encuentran serias dificultades para industrializarse y hay una saturación de los mercados internacionales a partir de

la industrialización de países asiáticos. Además, emerge India como caso testigo de un modelo exitoso de crecimiento traccionado por una inserción exportadora fuertemente especializada en servicios.¹ Corresponde a una visión apoyada vehementemente por organismos internacionales como el Banco Mundial (Ghani y Kharas, 2010) y el Fondo Monetario Internacional (Loungani *et al.*, 2017). Los países no industrializados deben adaptar sus estrategias de desarrollo para promover nichos de KIBS y servicios de infraestructura de red como vía para incrementar sus exportaciones (Flaen *et al.*, 2013).

Sin embargo, la literatura sobre desindustrialización advierte que el desarrollo de estos servicios con capacidad de impulsar el crecimiento económico responde a una maduración de la estructura productiva posterior a transitar un proceso de amplia industrialización. Los KIBS son principalmente servicios intermedios que nacen traccionados por la demanda de empresas manufactureras. Es decir, la literatura plantea una *hipótesis del mercado doméstico* según la cual países se especializan en la exportación de aquellos servicios para los cuáles cuentan con un mercado doméstico amplio. Se distinguen dos formas de desindustrialización. Por un lado, la forma “madura” corresponde a aquellos países que alcanzaron un nivel de industrialización alto y luego se desindustrializaron paulatinamente, especializándose en exportaciones de KIBS. Por otro lado, la forma “prematura” describe a aquellos países que no atravesaron por un período de industrialización completa y, por lo tanto, no desarrollaron una vasta demanda interna de KIBS. En estos países, el sector de servicios que reemplaza a la manufactura es de baja productividad, poco innovador y no transable, lo que podría ser perjudicial para el crecimiento económico (Herrera Bartis, 2018; Palma, 2005; Rodrik, 2016; Tregenna, 2015). Entonces la posibilidad de sostener el crecimiento económico en base a servicios en países no industrializados depende de la respuesta al siguiente interrogante: ¿los servicios con atributos dinamizantes pueden adquirir estas ventajas con autonomía del sector manufacturero?

Si bien la literatura de desindustrialización plantea esta hipótesis acerca de la vinculación entre la forma de desindustrialización y el desarrollo del sector KIBS, existen pocos trabajos que presenten evidencia empírica. El presente trabajo tiene como objetivo analizar el rol de la demanda de servicios intermedios por parte del sector manufacturero como un mecanismo específico por el cual la industrialización incide en la construcción de capacidades para la exportación de servicios. Se busca aportar a la comprensión del rol de la manufactura en la construcción de capacidades para la exportación de KIBS y la discusión sobre la viabilidad de una estrategia de crecimiento comandada por exportaciones de servicios vinculados al paradigma TIC para países que no atravesaron un proceso de industrialización completa.

Los antecedentes de este trabajo son las contribuciones que analizan la vinculación entre el sector manufacturero y el de servicios. Estas contribuciones encuentran que las firmas manufactureras que adquieren más servicios como insumos tienen mayor productividad, innovan más y tienen mejor inserción exportadora (Hoekman y Shepherd, 2015; Stehrer *et al.*, 2015). Al mismo tiempo, el sector manufacturero es relevante para la construcción de un sector de servicios con

¹ Aunque cabe señalar que India invierte fuertemente en el desarrollo industrial desde su independencia, ampliando la participación de la manufactura en la economía previo a su consolidación como exportador de servicios (Tregenna, 2015: p. 45, nota al pie 13).

características dinamizantes debido a sus eslabonamientos hacia adelante y hacia atrás (Francois y Woerz, 2008; Guerrieri y Meliciani, 2005). Las empresas manufactureras son las principales demandantes de estos servicios y se abastecen mayormente de proveedores locales debido a la necesidad de proximidad para el intercambio de información relevante para el suministro del servicio (Ariu *et al.*, 2018; Kuan, 2017). Incluso algunas empresas manufactureras se “servitizan” e incursionan en la venta de servicios.

Los antecedentes más cercanos son Guerrieri y Meliciani (2005), Kuan (2017) y Cassini (2023). El primero encuentra que la demanda manufacturera de servicios intermedios es una variable estratégica para el desarrollo de ventajas competitivas en los servicios al productor utilizando datos para 11 países durante el período 1992-1999. Señala que existe un elemento de histéresis en el sentido de que es difícil para los países prematuros desarrollar una economía de servicios competitiva. De manera similar y utilizando datos de matrices insumo-producto internacionales, Kuan (2017) encuentra que los servicios intermedios tienden a localizarse junto con la manufactura. Cassini (2023) encuentra que los países maduros exportan más KIBS que los países prematuros.

El presente trabajo contribuye a la literatura existente de dos maneras. En primer lugar, desde un enfoque evolucionista, schumpeteriano y estructuralista se discuten los principales argumentos teóricos sobre las posibles dificultades que podría atravesar un país no industrializado para desarrollar un sector de servicios moderno. Se fundamenta la hipótesis del mercado doméstico en relación con la construcción de capacidades en servicios a partir de dos elementos constitutivos fundamentales de un Sistema Nacional de Innovación (SNI): las relaciones usuario-productor y la estructura productiva. La industrialización no es sólo un proceso material sino también institucional que configura el SNI de una manera específica que promueve el desarrollo de capacidades de KIBS.

La segunda contribución es proporcionar evidencia sobre la demanda doméstica de servicios por parte de la manufactura como determinante de las exportaciones de KIBS, distinguiendo entre los países según su grado de industrialización alcanzado. Se estiman modelos de macropanel balanceados con efectos fijos utilizando datos de 61 países y se encuentra que la demanda de servicios intermedios por parte de la manufactura es relevante para construir capacidades en exportación de servicios, en particular, la demanda proveniente de sectores manufactureros *proveedores especializados*. Sin embargo, los resultados muestran que es necesario que el país haya transitado un proceso de industrialización profunda para que la demanda doméstica se transforme en capacidades exportadoras de servicios. Se interpreta que la demanda doméstica requeriría estar acompañada por otros elementos constitutivos del SNI que también son relevantes para la construcción de capacidades y que se adquieren durante un proceso de industrialización: capacidad de implementar políticas productivas y de CTI, infraestructura física y de red, instituciones que favorecen al aprendizaje tecnológico y redes de agentes. Esta evidencia pone en duda el potencial de los servicios como fuente autónoma de crecimiento al sugerir que la expansión de los servicios no es independiente del grado de desarrollo del sector manufacturero.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta la hipótesis del mercado doméstico y se la fundamenta teóricamente. En la Sección 3 contiene las estimaciones de los modelos de panel y se concluye en la Sección 4.

2. Hipótesis del mercado doméstico

La hipótesis del mercado doméstico, como la denomina Andersen *et al.* (1981) implica que el mercado doméstico determina en parte la especialización comercial de un país. El principal precursor de esta hipótesis es Linder (1961):

“Entre los productos no primarios, un país tiene una gama de potenciales exportaciones. Esta gama de productos exportables está determinada por la demanda interna. Es una condición necesaria, pero no suficiente, que un producto se consuma (o invierta) en el país de origen para que este producto sea un potencial producto de exportación” (Linder, 1961: p. 87, traducción propia).

La explicación de Linder (1961) se basa en tres argumentos principales. Primero, una empresa sólo produce un bien si sabe que existe una demanda para el mismo y, en un mundo de información imperfecta, la demanda que es más probable que conozca es la del mercado doméstico. Segundo, la innovación necesaria para crear el producto exportador también se genera a partir del mercado doméstico ya que es difícil que un productor innove buscando obtener una solución tecnológica para un ambiente que no es el propio. Este argumento se corresponde con el enfoque de la innovación tirada (inducida) por demanda (Schmookler, 2013). Tercero, en caso de introducción de nuevos productos, se inicia un período de prueba y error en el cual el mercado doméstico es crucial para ensayar su desempeño. Los mercados externos, con los cuales el productor no está familiarizado, difícilmente puedan constituirse en una herramienta de validación de la innovación generada.

Porter (1990) destaca el rol de los usuarios domésticos avanzados en la generación de ventajas comparativas de los países desarrollados. En estos países, la principal fuente de ventajas comparativas es la innovación y los sectores que lideran estas ventajas están vertical y horizontalmente integrados. La integración entre empresas que producen bienes de consumo y empresas proveedoras de bienes de equipamiento especializado mejora su desempeño innovador.

La importancia de la demanda doméstica para exportar también es explorada por autores que estudian el comercio intraindustrial explicado por ventajas comparativas que surgen del mercado local (Basevi, 1970; Frenkel, 1971; Weder, 2003).

2.1. La hipótesis desde la síntesis estructural-evolucionista-schumpeteriana

En la sección anterior se presentó la hipótesis del mercado doméstico, explicando que la innovación tiene un rol clave en este planteo. Además, la hipótesis del mercado doméstico involucra dinamismo, comienza con ventas en el mercado local y la construcción de capacidades en este ámbito, pero la empresa amplía sus capacidades mediante un proceso de aprender exportando (Dosi

et al., 1990). Ingresar a los mercados externos requiere de capacidades más complejas que vender en el mercado interno debido al mayor grado de competencia y los obstáculos que deben sortear las empresas para exportar, como costos de transporte, barreras burocráticas, diferencias culturales, etc. La presente subsección se propone ampliar los argumentos de la hipótesis del mercado doméstico y discutir algunos de sus límites desde la síntesis estructural-evolucionista-schumpeteriana (CEPAL, 2021; Peres y Primi, 2009), para la cual la innovación es el principal dinamizador de la economía. Para esto, se recurre a dos elementos constitutivos del Sistema Nacional de Innovación (SNI): las relaciones usuario-productor y la estructura productiva.²

2.1.1. Las relaciones usuario-productor

Lundvall (1985) es la primera referencia al concepto de interacción usuario-productor.³ Una parte considerable de las innovaciones que ocurren en el sistema capitalista tienen lugar en unidades diferentes de los usuarios de esas innovaciones. Una actividad innovadora exitosa tiene que estar basada en el conocimiento de las necesidades de los usuarios. En este sentido, las innovaciones resultan de la combinación de oportunidad técnica y necesidades del usuario. Se puede considerar que siempre existe una separación entre usuario y productor de innovaciones, incluso cuando ambos forman parte de la misma organización. Puede tratarse de diferentes individuos u departamentos dentro de una empresa que requieren de intercambiar información para innovar. No obstante, el caso de más interés para este trabajo es cuando usuario y productor de conocimiento son empresas diferentes de sectores distintos porque permite analizar las vinculaciones intersectoriales para la generación de innovaciones.⁴

En un principio, los productores detectan un cuello de botella tecnológico a partir del monitoreo de la actividad de sus usuarios. Entonces comienzan a buscar soluciones conociendo la necesidad del usuario y el potencial mercado de la innovación. Las interacciones usuario-productor son más frecuentes dentro de las fronteras nacionales debido a la importancia de la cercanía geográfica y cultural discutida anteriormente, por lo que son los productores nacionales los que tienen más probabilidades de detectar estas oportunidades. El desarrollo de la innovación que solucione la demanda insatisfecha en muchos casos exige el intercambio de información entre usuario y productor que habitualmente no es codificada, por lo que se necesita de una relación usuario-productor con canales de comunicación fluidos para que esta información pueda ser transmitida. Además, en muchos casos usuario y productor cooperan para generar conjuntamente la innovación buscada. Establecer estos canales de comunicación implica costos fijos elevados que hacen que los costos unitarios por transacción sean decrecientes, lo cual es un incentivo para mantener vinculaciones usuario-productor estables y duraderas. A su vez, relaciones estables que reducen los

² Existen diferentes definiciones del concepto de Sistema Nacional de Innovación. El SNI incluye los elementos y relaciones que participan del proceso de generación y uso de nuevo conocimiento económicamente útil dentro de las fronteras de un Estado nacional. Se trata de un sistema social que involucra la participación y vinculación de personas y es un sistema dinámico que evoluciona a lo largo del tiempo. Esta es una definición amplia de SNI que incluye todos los aspectos de la estructura económica e institucional que afectan el aprendizaje (Lundvall, 1992b). Otras definiciones pueden encontrarse en Freeman (1987), Edquist (1997) y Nelson (1993).

³ No obstante, el rol protagónico de los usuarios en los procesos de innovación ya había sido señalado por von Hippel (1976).

⁴ El marco analítico de la relación usuario-productor aborda otros elementos vinculados como el tipo de mercado al que da lugar (competitivo, oligopólico, monopólico, etc.), la decisión de una firma entre abastecerse de un bien tecnológico en forma interna o externa y características individuales del usuario y el productor.

costos de transacción, aumentan la interacción entre usuario y productor y aceleran la actividad innovadora. El usuario y el productor también pueden actuar conjuntamente para impedir la difusión de las innovaciones obtenidas y apropiarse de sus beneficios (Fagerberg, 1995).

Una vez adoptada la innovación, la vinculación usuario-productor es necesaria para evaluar y corregir la solución introducida. Los procesos de aprender haciendo, aprender usando y aprender interactuando son fundamentales en esta etapa. En suma, la estabilidad de la relación usuario-productor es una institución que permite reducir los costos de innovar, aumentar el ritmo de la innovación y apropiarse de sus beneficios, mejorando la competitividad de las empresas (Fagerberg, 1995). La experiencia acumulada por el productor a partir de la interacción con el usuario puede permitirle vender la misma solución a otros usuarios, incluso localizados en el exterior. Dado que las relaciones usuario-productor tienden a establecerse dentro de las fronteras nacionales, el mercado doméstico, es decir, la existencia de usuarios demandantes de soluciones tecnológicas condiciona la especialización internacional de un país porque los productores de tecnología pueden exportar los productos desarrollados para los usuarios locales. Este argumento es válido para productos tecnológicamente complejos y diversificados para los cuales la innovación es un factor competitivo relevante, pero no para productos estandarizados que no son fuertes demandantes de soluciones tecnológicas (Lundvall, 1988).

2.1.2. Estructura productiva

La innovación y la producción son interdependientes porque para innovar se requiere obtener información del proceso productivo y, a su vez, las innovaciones cambian la forma de producir. Las innovaciones dependen estrechamente de los procesos de aprendizaje, que a su vez están conectados con actividades rutinarias de producción, distribución y consumo. El aprendizaje que surge de la producción incluye aprender haciendo, aprender usando y aprender interactuando. Este conocimiento generado en conexión con la producción es crucial para la innovación. La estrecha vinculación entre producción e innovación hace que la innovación sea fuertemente condicionada por la estructura productiva prevaleciente (Lundvall, 1992a).

La estructura de la producción establece un conjunto de interrelaciones entre usuarios y productores que son cruciales para el aprendizaje y condicionan el proceso de innovación. Además, las relaciones de producción y las formas de organización de los mercados configuran las instituciones que integran el SNI, y éstas, a su vez, afectan la actividad innovadora. Los autores estructuralistas latinoamericanos dan cuenta de esta vinculación fundamental entre estructura productiva y cambio técnico. La frontera tecnológica avanza en forma desigual porque en algunos sectores el cambio tecnológico ocurre muy rápidamente mientras que en otros lo hace mucho más lento (Prebisch, 1949; Reinert, 1994). En un determinado momento, las oportunidades de avance tecnológico se concentran en determinadas áreas. Algunas ramas particulares de la industria caracterizadas por ser difusoras del progreso tecnológico tienen efectos sobre la competitividad de una amplia variedad de sectores, por lo que el patrón de especialización productiva condiciona el progreso técnico. Tal es el caso de la industria de la maquinaria, que realiza innovaciones a partir del requerimiento de otros sectores y luego esparce esa innovación hacia otras ramas de la industria

manufacturera. El mismo rol podrían asumir sectores como la industria química o la electrónica (Rosenberg, 1963).

La capacidad innovadora de cada sector depende del paradigma tecno-económico correspondiente a determinado contexto histórico (Pérez, 2005). La línea de investigación inaugurada por Pavitt (1984) propone que los sectores difieren en el rol que asumen para la innovación en la economía. Algunos sectores se ocupan más de la generación de innovaciones, otros las difunden y otros son adoptantes. Castellacci (2008) desarrolló una taxonomía que amplía el trabajo de Pavitt para incorporar al sector servicios –sobre la base de Miozzo y Soete (2001). Al igual que aquella propuesta por Pavitt (1984), esta taxonomía considera el contenido de conocimiento en cada rama de actividad y, fundamentalmente, las relaciones intersectoriales de compraventa en cadenas verticales, en las que están implícitas relaciones de provisión y uso de conocimiento. Esta contribución tiene dos ventajas. Respecto a la taxonomía de Pavitt (1984), incorpora al sector de servicios y reasigna las funciones que desempeñan los distintos sectores respecto a la generación, uso y difusión de conocimiento considerando la transformación que implica la irrupción del paradigma TIC.

Una de las categorías de sectores clave en la taxonomía de Castellacci son los sectores proveedores de conocimiento, que se caracterizan por sus amplias capacidades tecnológicas y la capacidad interna de crear conocimiento complejo. Generan y actualizan permanentemente la base de conocimiento de la economía que es utilizada por otros sectores, por eso se sitúan en la parte inicial de la cadena vertical. Estos sectores están constituidos por empresas de tamaño pequeño y mediano que interactúan fluidamente con sus clientes con el fin de obtener la información necesaria para proporcionar las soluciones tecnológicas adecuadas. En el paradigma tecno-económico fordista, los *proveedores especializados* son el sector generador de conocimiento por excelencia. Por ejemplo, empresas proveedoras de maquinarias que diseñan y producen las máquinas con las cuáles se elaboran productos intensivos a escala como vehículos. En el paradigma TIC, también los *KIBS* desempeñan este rol.

Otra de las categorías está integrada por los bienes de *producción en masa*, cuya característica fundamental es la producción a escala de bienes estandarizados. Debido a su posición intermedia en la cadena vertical, desempeñan un rol crucial en la difusión de conocimiento en la economía. Estos sectores demandan conocimiento de los proveedores de conocimiento avanzado y lo utilizan para crear nuevos productos que mejoran la productividad de sus clientes. Se dividen en sectores *escala intensivos* (por ejemplo, la industria automotriz), asociados al paradigma fordista, que generan conocimiento internamente, pero en forma limitada, y sectores *basados en ciencia* (por ejemplo, la producción de *hardware*), asociados al paradigma TIC, que tienen más capacidad de crear conocimiento y se nutren de la interacción con universidades y otros organismos de ciencia. En el presente trabajo, la taxonomía de Castellacci será utilizada para clasificar a los sectores manufactureros. En particular, se tomarán las categorías *proveedores especializados* y *basados en ciencia* por ser las más relevantes para la construcción de capacidades en el sector KIBS (Castellacci, 2008; Guerrieri y Meliciani, 2005; Miles *et al.*, 1995). Las relaciones intersectoriales destacadas por esta línea de investigación implican una visión sistémica del proceso de generación, uso y

difusión de conocimiento de la economía que implica que el desarrollo del sector KIBS pueda estar condicionado por la existencia de otros sectores.

En resumen, la existencia de demanda interna es condición necesaria, pero no suficiente para garantizar el desarrollo de un sector KIBS exportador. Los usuarios locales deben ser sofisticados y demandantes de soluciones tecnológicas de vanguardia. Usuarios atrasados tecnológicamente no constituyen un mercado doméstico estimulante para el desarrollo de productores que sean competitivos internacionalmente. La existencia de clientes locales facilita la interacción usuario-productor, que es fundamental para el aprendizaje tecnológico. La demanda proveniente de empresas manufactureras es de especial valor para el aprendizaje tecnológico de las empresas del sector KIBS porque requieren solucionar problemas complejos que requieren de esfuerzos de innovación. Las características de la estructura productiva, en especial en términos del peso de la manufactura, resulta determinante para la calidad del sector de servicios. Países tecnológicamente muy atrasados difícilmente sean el ambiente propicio para el desarrollo de relaciones usuario-productor virtuosas. El desarrollo del sector KIBS requiere de sectores generadores y usuarios de innovaciones, así como de instituciones de educación, ciencia y tecnología que amplíen la base de conocimiento de la sociedad. Estos sectores e instituciones existen en países que atravesaron un proceso de industrialización completa y fueron creadas durante ese proceso. En este sentido, la industrialización no es sólo un proceso material, sino también institucional que configura el SNI de una manera específica que facilita el desarrollo de capacidades de KIBS.

3. Demanda interna y exportaciones de KIBS

En esta sección se analiza empíricamente el rol de la demanda de servicios intermedios por parte de las empresas manufactureras locales para la construcción de capacidades en exportaciones de KIBS. Se estimarán modelos de macropanel para el período 1995-2011 y una muestra de 61 países, que acumulan más del 60% del producto mundial.⁵ La variable dependiente son las exportaciones de KIBS y la variable independiente son las ventas internas de KIBS a empresas manufactureras.

La fuente de los datos de exportaciones y ventas internas de servicios es la base OCDE-TiVA versión 2016 que cubre el período 1995-2011.⁶ La base permite distinguir las exportaciones de dos sectores de KIBS diferentes: los servicios de información y otros servicios de negocios.⁷ Los servicios de información incluyen actividades de programación y consultoría informática, gestión de instalaciones, procesamiento y hospedaje de datos, entre otras. Los otros servicios de negocios incluyen los servicios intermedios cuya provisión requiere de mano de obra calificada, producen información útil para las empresas que los contratan y su provisión en forma remota fue facilitada por las TIC, exceptuando las actividades que componen los servicios de información. Dentro de la

⁵ Estimación propia con datos correspondientes al año 2014 tomados de Maddison Project Database, versión 2018.

⁶ Al momento de escribir la tesis de la cual se deriva este trabajo, había sido publicada la versión 2018 de la base OCDE-TiVA, que contiene datos para 64 países y el período 2005 a 2016. Sin embargo, se utiliza la versión 2016 porque dispone de datos para una ventana temporal mayor (1995 a 2011). Considerando que se utilizan medias móviles de 3 años de las variables para reducir el impacto de los valores aberrantes, este cambio permite ampliar la ventana temporal a 15 años (utilizando la versión 2018, la ventana temporal sería de 10 años).

⁷ La versión 2016 de la base TiVA utiliza la clasificación sectorial CIIU Rev. 3.1. Los servicios de información corresponden al capítulo 72 y Otros servicios de negocios, capítulos 73 y 74.

categoría de otros servicios de negocios se incluyen actividades de arquitectura e ingeniería, investigación y desarrollo, publicidad, actividades jurídicas y contables, entre otras. En los modelos, las exportaciones de ambos sectores se utilizarán como variables dependientes alternativas con el fin de poder detectar diferencias en la relación entre exportaciones y demanda interna dentro de los sectores que componen los KIBS.

Además, se utilizan dos indicadores alternativos de las exportaciones de servicios: la ventaja comparativa revelada (VCR) y las exportaciones per cápita. La VCR es un indicador de especialización, mientras que las exportaciones per cápita son un indicador de la cantidad exportada, ajustada por el tamaño del país. Se utilizan ambos indicadores para mayor robustez. Téngase presente que el cálculo de la VCR es afectado por el tamaño relativo de otros sectores. Por ejemplo, en un país con abundancia de recursos naturales, la participación de los sectores de servicios en las exportaciones se reduce simplemente por la existencia de un sector primario grande. Por lo tanto, se estiman modelos utilizando cuatro variables dependientes alternativas: dos sectores y dos indicadores para cada sector.

Dado que no se dispone de información de la totalidad de las ventas internas de KIBS a empresas manufactureras locales, se utiliza como aproximación el valor agregado generado en empresas de KIBS locales contenido en exportaciones manufactureras o exportaciones indirectas de KIBS. Es decir, es el valor agregado del sector KIBS contenido en sus ventas a empresas manufactureras locales, que utilizan ese servicio para producir un bien industrial que luego es exportado.⁸ El indicador usado difiere en las ventas internas de KIBS a empresas manufactureras en dos aspectos. Por un lado, no tiene en cuenta las compras de KIBS por parte de empresas manufactureras para producir bienes que tienen como destino el mercado doméstico. Por otro lado, al estar medido en VA, este indicador no se corresponde exactamente con las ventas que empresas de KIBS realizan a empresas manufactureras exportadoras, sino sólo el valor agregado creado por las empresas de servicios, dado que se sustrae la compra de insumos provenientes de otros sectores que esta empresa realiza.

Entonces en los modelos estimados la variable independiente es el valor agregado exportado de un sector de KIBS (servicios de información u otros servicios de negocios) contenido en las exportaciones de manufacturas y la variable dependiente son las exportaciones del mismo sector de KIBS. Respecto a la variable independiente, se utilizarán tres alternativas de indicadores. El valor agregado contenido en todas las exportaciones manufactureras y el contenido sólo en los sectores manufactureros proveedores especializados o basados en ciencia.⁹ La razón es que, según el enfoque teórico, la demanda proveniente de estos sectores manufactureros es más relevante para generar capacidades en KIBS.

⁸ Los países incluidos en la muestra son: Alemania, Arabia Saudita, Argentina, Australia, Austria, Bélgica, Brasil, Bulgaria, Camboya, Canadá, Chile, China (República Popular de), Colombia, Costa Rica, Croacia, Chipre, República Checa, Dinamarca, Estados Unidos, Estonia, Filipinas, Finlandia, Francia, Grecia, Hong Kong, China, Hungría, India, Indonesia, Irlanda, Islandia, Israel, Italia, Japón, Corea, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, México, Marruecos, Nueva Zelanda, Noruega, Países Bajos, Perú, Polonia, Portugal, Federación Rusa, República Eslovaca, Eslovenia, Singapur, Sudáfrica, Taiwán, Tailandia, Turquía, Túnez, Reino Unido y Vietnam. La base OCDE-TiVA también incluye a Brunéi y Arabia Saudita, pero se los excluye de la muestra por tratarse de dos economías muy especializadas en la exportación de hidrocarburos.

⁹ Siguiendo la taxonomía de Castellacci (2008) las ramas manufactureras comprendidas dentro de los proveedores especializados son los C30 a C33 - Computadora, equipo electrónico y óptico, y C29 - Maquinaria y equipo, nec de la CIIU Rev. 3, mientras que las ramas manufactureras clasificadas como basada en ciencia son los capítulos C24 - Química y productos químicos, y C31 - Maquinaria y aparatos eléctricos, ncp de la CIIU Rev. 3.

Se espera que esta asociación suceda en términos secuenciales, es decir, el enfoque del mercado doméstico implica que los países exportadores de servicios tuvieron experiencia previa en producir esos servicios para el mercado interno. En esta secuencialidad los países construyen capacidades industriales para el mercado interno, que traccionan la construcción de capacidades en servicios para proveer a la manufactura local, luego comienzan a exportar bienes industriales, que contienen valor agregado generado por empresas de servicios, y finalmente exportan servicios en forma directa. De esta manera, la exportación bruta de servicios modernos hoy depende del valor de servicios contenido en las exportaciones de bienes manufactureros en el pasado. Empíricamente esto puede contrastarse rezagando el valor de la variable independiente. Se elige que el rezago temporal sea de 5 años por considerarlo un plazo prudencial suficiente para que transcurran los procesos de aprendizaje referidos, en sintonía con la literatura (Lee y Waterman, 2007). Además, se debe tener en cuenta que iniciar la exportación de un producto es una labor compleja que involucra contactar clientes en el exterior, conocer y adaptarse a sus requerimientos, cumplir con estándares internacionales, entre otras tareas. No obstante, también se estimarán modelos con un rezago temporal de 3 y 7 años para mayor robustez de los resultados y evaluar como incide el rezago temporal en los resultados.

Se incluyen como variables de control factores habitualmente utilizados en la literatura que aborda las exportaciones de KIBS (Bunyaratavej *et al.*, 2007; Eichengreen y Gupta, 2013; Freund y Weinhold, 2002; Niembro, 2017; Sáez *et al.*, 2014; Seo *et al.*, 2012). Primero, el PBI per cápita (*PBIpc*) se espera que esté asociado positivamente a las exportaciones de KIBS porque los países más ricos desarrollan una demanda de servicios mayor debido a la alta elasticidad ingreso de demanda de este sector.¹⁰ Segundo, el tipo de cambio real (*PPP*) captura la ventaja de costos, en particular de costos laborales, que tendría un país.¹¹ También se espera una asociación positiva porque cuanto más alto el tipo de cambio, menores son los costos locales, aunque la literatura encuentra resultados mixtos respecto al impacto del tipo de cambio real en las exportaciones de servicios. Tercero, la población (*pob*) es un indicador del tamaño del país y también influye en la especialización en servicios porque, por ejemplo, algunos países muy pequeños concentran sus canastas exportadoras en servicios (Hong Kong, Singapur).¹² En cuarto y quinto lugar, el acceso a internet (*internet*) y el capital humano (*CH*) son indicadores de las capacidades tecnológicas que facilitan la producción de servicios y la literatura encuentra consistentemente que están asociadas positivamente a las exportaciones.^{13,14} Finalmente, en las especificaciones de los modelos cuya variable dependiente son exportaciones per cápita se incluye las exportaciones per cápita totales del país (*EXPtotal*) como una aproximación a su desempeño exportador general.¹⁵ El Cuadro 1 muestra estadísticas resumen de los variables dependientes e independientes incluidas en los modelos.

¹⁰ Fuente: Madison Project Database.

¹¹ Fuente: Feenstra, Robert C., Robert Inklaar y Marcel P. Timmer (2015), "The Next Generation of the Penn World Table" *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182, available for download at www.gdpc.net/pwt.

¹² Fuente: Maddison Project Database, version 2018. Bolt, Jutta, Robert Inklaar, Herman de Jong y Jan Luiten van Zanden (2018), "Rebasing 'Maddison': new income comparisons and the shape of long-run economic development", Maddison Project Working paper 10.

¹³ Fuente: World Development Indicators – The World Bank (<https://databank.worldbank.org/>).

¹⁴ Índice de Capital Humano tomado de Feenstra, Robert C., Robert Inklaar y Marcel P. Timmer (2015): www.gdpc.net/pwt.

¹⁵ Fuente: OECD-TIVA.

Cuadro 1 | Estadísticas de las variables dependientes e independientes utilizadas en los modelos de panel con efectos fijos

Tipo de variable	Descripción		Variable	Media	Mediana	1er Qu.	3er Qu.	Máx.	Mín.	
Dependiente	VCR	Servicios de información	<i>VCR_info</i>	108,42	56,82	16,54	113,12	1.623,14	0,36	
		Otros servicios de negocios	<i>VCR_negocios</i>	85,16	71,55	35,44	121,23	335,9	0,96	
	Expo. cada mil hab.	Servicios de información	<i>exp_info</i>	143.533	13.321	2.270	77.817	6.079.977	26	
		Otros servicios de negocios	<i>exp_negocios</i>	309.161	123.445	20.109	347.123	5.438.853	77	
Independiente	Valor agregado exportado cada mil hab.	En bienes manufactureros	Servicios de información	<i>va_info</i>	18.687,15	6.749,30	1.107,41	26.156,72	160.735,92	10,97
			Otros servicios de negocios	<i>va_negocios</i>	155.356,20	60.852,10	11.256,60	201.474,30	31.317.761	20,7
		En Proveedores especializados.	Servicios de información	<i>va_prov_info</i>	159,74	15,84	2,54	120,08	3.008,31	0,01
			Otros servicios de negocios	<i>va_prov_negocios</i>	1.098,61	117,37	18,97	738,73	16.038,87	0,11
	En Basados en ciencia	Servicios de información	<i>va_ciencia_info</i>	101,54	11,28	2	57,86	1.794,50	0	
		Otros servicios de negocios	<i>va_ciencia_negocios</i>	983,51	126,96	17,05	549,1	20.133,18	0,08	
Control	PBI per cápita en paridad de poder adquisitivo (USD const.)		<i>PBIpc</i>	24.245	21.530	11.836	35.229	83.776	1.026	
	Tipo de cambio en paridad de poder adquisitivo		<i>PPP</i>	2,02	1,65	1,11	2,65	6,37	0,61	
	Población (en miles)		<i>pob</i>	75.509	15.530	5.336	58.268	1.337.752	267	
	Población con acceso a internet (en %)		<i>internet</i>	31,94	25,89	6,81	54,28	93,74	0	
	Índice de Capital Humano (puntaje de 0 a 4)		<i>CH</i>	2,86	2,93	2,52	3,26	3,7	1,45	
	Exportaciones indirectas cada mil hab. (todos los bienes y servicios)		<i>EXPtotalorigen</i>	8.329.775	4.547.732	1.171.891	10.072.098	168.731.281	44.437	

¹ Este valor máximo tan elevado corresponde a Suiza, que exporta indirectamente servicios de negocios (en particular, de I+D) a través de su sector de productos químicos. Las empresas de productos químicos invirtieron en I+D en Suiza más de 7.000 millones de USD durante 2018. Fuente: Cefic, the European Chemical Industry Council.

² Ídem 1.

Fuente: elaboración propia con datos de diversas bases consultadas.

Las variables cuya unidad de medida son dólares constantes o habitantes y, por tanto, tienen un rango más amplio, se introducen en el modelo luego de aplicar el logaritmo natural a fin de reducir la sensibilidad de las estimaciones a las observaciones extremas y facilitar su interpretación. Las variables independientes a las cuáles se aplica logaritmo natural son las diferentes variables de valor agregado manufacturero per cápita, el PBI per cápita y a la población. En cuanto a las distintas alternativas de indicadores de variables dependientes, se aplica logaritmo natural a las dos alternativas, incluso al indicador de VCR porque presenta algunos valores muy extremos en países cuya canasta exportadora está altamente especializada.

Se estiman modelos de datos de panel de efectos fijos que evalúan la coevolución de las variables dependiente e independientes.¹⁶ La inclusión de efectos fijos por país permite controlar por factores idiosincráticos de cada país que no son capturados por las variables de control.

¹⁶ Se verificó la estacionariedad de las series a fin de descartar correlaciones espurias que ocurren cuando las series no son estacionarias y están cointegradas. Se realizan dos pruebas de raíz unitaria para datos de panel: la prueba de Dickey y Fuller Aumentada (Granger, 1969) y la prueba de Choi (Choi, 2001). Estas pruebas se realizan para los 3 rubros de servicios y ambos indicadores de exportaciones directas utilizados (VCR y exportaciones per cápita). En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de no

El Cuadro 2 muestra las especificaciones de los modelos estimados. Se estiman modelos que incluyen interacciones con la clasificación de países por forma de desindustrialización (ver el Anexo B), para evaluar si la asociación entre exportaciones de servicios y demanda interna cambia según la forma de desindustrialización de los países. Para cada especificación (cada fila del Cuadro 2) se estiman seis modelos, para cada uno de los dos sectores de servicios (servicios de información y otros servicios de negocios) y las tres fuentes de demanda interna (todo el sector manufacturero, proveedores especializados y basados en ciencia).

Cuadro 2 | Especificaciones de los modelos para la vinculación entre exportaciones brutas de servicios y exportaciones indirectas de servicios previas

Dependiente	Especificación de los modelos
Ventaja comparativa revelada	$SS_vcr_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_1 SS_indirecta_{i,t-k} + \beta_2 PBIpc_{i,t} + \beta_3 PPP_{i,t} + \beta_4 pob_{i,t} + \beta_5 internet_{i,t} + \beta_6 hc_{i,t} + \omega_{i,t}$
Exp. brutas cada Mil habitantes	$SS_exppc_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_1 SS_indirecta_{i,t-k} + \beta_2 EXPtotal_{i,t} + \beta_3 PBIpc_{i,t} + \beta_4 PPP_{i,t} + \beta_5 pob_{i,t} + \beta_6 internet_{i,t} + \beta_7 hc_{i,t} + \omega_{i,t}$
Interacción con la categoría de desindustrialización	
Ventaja comparativa revelada	$SS_vcr_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_1 SS_indirecta_{i,t-k} + \delta_2 prematura_{i,t} * SS_indirecta_{i,t-k} + \delta_3 no_desin_{i,t} * Manufactura_{i,t-k} + \beta_2 PBIpc_{i,t} + \beta_3 PPP_{i,t} + \beta_4 pob_{i,t} + \beta_5 internet_{i,t} + \beta_6 hc_{i,t} + \omega_{i,t}$
Exp. brutas cada mil habitantes	$SS_exppc_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_1 SS_indirecta_{i,t} + \delta_2 prematura_{i,t} * SS_indirecta_{i,t} + \delta_3 no_desin_{i,t} * Manufactura_{i,t-k} + \beta_2 EXPtotal_{i,t} + \beta_3 PBIpc_{i,t} + \beta_4 PPP_{i,t} + \beta_5 pob_{i,t} + \beta_6 internet_{i,t} + \beta_7 hc_{i,t} + \omega_{i,t}$

¹ Este valor máximo tan elevado corresponde a Suiza, que exporta indirectamente servicios de negocios (en particular, de I+D) a través de su sector de productos químicos. Las empresas de productos químicos inon en I+D en Suiza más de 7.000 millones de USD durante 2018. Fuente: Cefic, the European Chemical Industry Council.

² Ídem 1.

Fuente: elaboración propia con datos de diversas bases consultadas.

El Cuadro 3 muestra las estimaciones de los modelos en los que la variable de demanda interna incluye como fuente de demanda a todas las ramas manufactureras, más adelante se presentan los resultados de los modelos que sólo consideran la demanda de sectores *proveedores especializados* o *basados en ciencia*. Como fue explicado, la demanda interna de servicios utilizada como variable independiente corresponden al mismo sector de servicios de la variable dependiente de cada modelo, por lo que se emplean alternativamente dos variables independientes diferentes, una para cada sector de servicios (servicios de información u otros servicios de negocios). Sin embargo, en el Cuadro 3 se presentan los resultados en la misma fila con el rótulo *interna* a fin de ocupar menos espacio.

En el modelo sin interacciones las ventas internas de servicios tienen asociación positiva sólo con las exportaciones de servicios de información (estadísticamente no significativa), en línea con la hipótesis del mercado doméstico. Para los servicios de negocios, en cambio, la asociación es negativa y estadísticamente significativa, contradiciendo dicha hipótesis.

estacionariedad. También se realizaron pruebas de causalidad de Granger para modelos de datos de panel (Dumitrescu y Hurlin, 2012) para las exportaciones directas e indirectas, para probar si las exportaciones indirectas anteceden a las directas. Se incluyeron 3 rezagos porque la serie no es suficientemente extensa para realizar pruebas que incluyan más rezagos. En todos los casos se rechazó la hipótesis nula de que las exportaciones indirectas no anteceden a las directas, bajo hipótesis alternativa de que las exportaciones indirectas anteceden a las indirectas en al menos un país. Mediante los modelos de datos de panel con efectos fijos se explorará la hipótesis del mercado doméstico incorporando variables de control.

Sin embargo, la asociación entre exportaciones y ventas internas es disímil por grupo de países. En los modelos que incorporan las variables *dummies* por forma de desindustrialización se observa que el coeficiente estimado para las ventas internas correspondiente al grupo base (desindustrialización madura) se vuelve positivo para las exportaciones de ambos sectores de KIBS, aunque sólo es estadísticamente significativa para el indicador de exportaciones per cápita. Este resultado, indica que el mercado local contribuye a construir capacidades en exportaciones de servicios en aquellos países que cuentan (o contaron) con capacidades manufactureras amplias.

El coeficiente para la intersección con la *dummy* correspondiente a los países no desindustrializados es negativo, de módulo grande y estadísticamente significativo en los 4 modelos estimados. Recuérdese que en los modelos con interacción para conocer la asociación entre las variables para los países de una categoría que no es la categoría base, debe sumarse el coeficiente calculado para la base con el coeficiente calculado para la interacción. Por lo tanto, el coeficiente para los países no desindustrializados es negativo. En este grupo de 11 países, 5 de ellos (Tailandia, Indonesia, Turquía, Vietnam y Túnez) aumentan muy poco sus exportaciones de servicios en el período analizado o incluso las reducen. Pero al mismo tiempo los países no desindustrializados incrementan las ventas internas porque su sector manufacturero se expande y demanda más servicios. En estos países de industrialización reciente, las capacidades en servicios construidas para abastecer la demanda por parte de la manufactura local no son lo suficientemente amplias y competitivas como para exportar. El acceso al mercado internacional parece involucrar capacidades específicas que requieren de más tiempo de aprendizaje para consolidarse.¹⁷

Respecto a la intersección con la *dummy* correspondiente a los países de desindustrialización prematura, se observan que los coeficientes obtenidos para los servicios de información tienen signos alterados, pero no son estadísticamente significativos y su módulo es muy pequeño, por lo que no alcanza a revertir la asociación positiva encontrada para el grupo base. En el caso de los servicios de negocios, el módulo es similar al obtenido para el grupo base, pero de signo contrario, por lo que la asociación entre las exportaciones directas y las ventas internas es muy baja en este caso. Estos resultados parecen explicarse porque las ventas internas permanecen estancadas durante el período en varios países del grupo debido a que su sector manufacturero no crece o está en retroceso.¹⁸ La baja varianza de la variable independiente reduce la significatividad estadística de los resultados.

¹⁷ A partir de las estimaciones de los modelos utilizando rezagos de 3 y 7 años, se observa que el transcurso del tiempo contribuye a que las capacidades productivas en servicios se transformen en capacidades exportadoras. En las estimaciones de los modelos con 3 años de rezago, la significatividad estadística y el módulo de los coeficientes estimados se reduce, a pesar de que la cantidad de observaciones es mayor debido al menor rezago entre las variables dependiente e independiente. En las estimaciones de modelos con 7 años de rezago, los resultados son muy similares a los obtenidos en los modelos con 5 años de rezago, lo cual agrega robustez a los resultados presentados. Estos modelos fueron estimados para verificar la sensibilidad de los resultados a cambios en el tiempo de rezago y sus resultados no se incluyen en esta publicación por razones de espacio, pero su autor pone a disposición los resultados para el lector que desee acceder a ellos.

¹⁸ Se trata de los países latinoamericanos (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), Hong Kong y Chipre.

Cuadro 3 | Estimaciones de los modelos de datos de panel con efectos fijos, 1996-2010. Variable causal de interés: valor agregado de servicios contenidos en las exportaciones de productos manufactureros cada mil habitantes (USD constantes) con 5 años de rezago

Variable independiente	Sin interacciones				Con interacciones			
	Serv. de información		Serv. de negocios		Serv. de información		Serv. de negocios	
	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc
<i>interna</i>	0,039 (0,049)	0,054 (0,048)	-0,102** (0,041)	-0,099** (0,041)	0,134 (0,109)	0,231** (0,108)	0,144 (0,113)	0,201* (0,113)
<i>indirecta * no desin</i>					-0,400*** (0,128)	-0,479*** (0,126)	-0,391*** (0,122)	-0,452*** (0,122)
<i>indirecta * prematura</i>					0,052 (0,113)	-0,050 (0,113)	-0,151 (0,114)	-0,209* (0,114)
<i>PBIpc</i>	-1,432*** (0,417)	-0,493 (0,509)	0,669*** (0,240)	1,138*** (0,302)	-0,929** (0,419)	0,037 (0,513)	0,873*** (0,243)	1,399*** (0,307)
<i>PPP</i>	-0,295*** (0,088)	-0,436*** (0,092)	-0,158*** (0,052)	-0,201*** (0,056)	-0,305*** (0,087)	-0,456*** (0,092)	-0,173*** (0,051)	-0,222*** (0,055)
<i>pob</i>	-0,827 (0,777)	0,511 (0,766)	-0,081 (0,450)	0,364 (0,453)	-0,686 (0,758)	0,645 (0,747)	-0,215 (0,447)	0,212 (0,447)
<i>internet</i>	0,004 (0,003)	0,015*** (0,003)	-0,001 (0,002)	0,003* (0,002)	0,0003 (0,003)	0,011*** (0,003)	-0,003* (0,002)	0,001 (0,002)
<i>hc</i>	0,353 (0,544)	0,665 (0,531)	-0,549* (0,318)	-0,343 (0,317)	0,227 (0,533)	0,502 (0,519)	-0,616** (0,313)	-0,411 (0,312)
<i>EXPtotal</i>		0,318 (0,211)		0,710*** (0,126)		0,315 (0,210)		0,689*** (0,125)
<i>N</i>	609	609	609	609	609	609	609	609
<i>R²</i>	0,039	0,558	0,108	0,754	0,091	0,582	0,138	0,764
<i>adj R²</i>	-0,078	0,503	-0,0003	0,724	-0,024	0,528	0,030	0,733
<i>F Statistic</i>	3,694***	97,516***	10,965***	237,135***	6,717***	83,255***	10,844***	193,595***

Fuente: elaboración propia con datos de las bases GGDC, ILO-STAT, OECD-STAN, OECD-TiVA, Maddison Project Database y cuentas nacionales.

Adicionalmente, se estimaron los mismos modelos del Cuadro 2 distinguiendo el sector manufacturero que compra los servicios (variable independiente). Así como en los modelos cuyos resultados se presentaron en el Cuadro 3 la variable independiente de interés era el valor agregado originado en empresas de servicios exportado contenido en bienes del sector manufacturero en su conjunto, en el Cuadro 4 y el Cuadro 5 se presentan las estimaciones de modelos en los que la variable independiente de interés es valor agregado originado en empresas de servicios exportado contenido en proveedores especializados o ramas basadas en ciencia.

Los resultados obtenidos para las ventas indirectas contenidas en proveedores especializados (Cuadro 4) refuerzan los obtenidos para la manufactura en su conjunto, con un módulo mayor y significatividad estadística más alta, en particular para los servicios de información. Estos resultados indican que la demanda doméstica procedente de proveedores especializados es más relevante para generar capacidades en exportaciones de servicios que la demanda proveniente del sector manufacturero en su

conjunto. Es un resultado esperable dado que se trata de sectores manufactureros intensivos en conocimiento que demandan servicios para encontrar soluciones a problemas complejos.

Cuadro 4 | Estimaciones de los modelos de datos de panel con efectos fijos, 1996-2010. Variable causal de interés: valor agregado de servicios contenidos en las exportaciones de productos de los sectores manufactureros proveedores especializados cada mil habitantes (USD constantes) con 5 años de rezago

Variable independiente	Sin interacciones				Con interacciones			
	Serv. de información		Serv. de negocios		Serv. de información		Serv. de negocios	
	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc
<i>interna</i>	0,127*** (0,039)	0,127*** (0,038)	-0,023 (0,036)	-0,022 (0,036)	0,308*** (0,092)	0,346*** (0,090)	0,122 (0,096)	0,163* (0,096)
<i>indirecta * no desin</i>					-0,458*** (0,111)	-0,485*** (0,109)	-0,334*** (0,106)	-0,375*** (0,108)
<i>indirecta * prematura</i>					-0,100 (0,096)	-0,149 (0,095)	-0,065 (0,097)	-0,112 (0,098)
<i>PBIpc</i>	-1,389*** (0,412)	-0,440 (0,505)	0,659*** (0,242)	1,073*** (0,303)	-0,848** (0,415)	0,098 (0,503)	0,943*** (0,244)	1,439*** (0,309)
<i>PPP</i>	-0,244*** (0,089)	-0,389*** (0,093)	-0,140*** (0,053)	-0,177*** (0,057)	-0,277*** (0,088)	-0,429*** (0,092)	-0,165*** (0,052)	-0,213*** (0,057)
<i>pob</i>	-0,821 (0,769)	0,526 (0,759)	0,006 (0,451)	0,427 (0,454)	-0,380 (0,756)	0,976 (0,746)	0,090 (0,445)	0,513 (0,446)
<i>internet</i>	0,002 (0,003)	0,014*** (0,003)	-0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	-0,001 (0,003)	0,010*** (0,003)	-0,004** (0,002)	0,001 (0,002)
<i>hc</i>	0,386 (0,539)	0,692 (0,526)	-0,657** (0,316)	-0,454 (0,316)	-0,008 (0,533)	0,281 (0,520)	-0,793** (0,311)	-0,578* (0,310)
<i>EXPtotal</i>		0,318 (0,209)		0,749*** (0,126)		0,311 (0,205)		0,700*** (0,125)
<i>N</i>	609	609	609	609	609	609	609	609
<i>R²</i>	0,057	0,566	0,099	0,752	0,104	0,588	0,140	0,763
<i>adj R²</i>	-0,058	0,512	-0,011	0,721	-0,009	0,535	0,032	0,733
<i>F Statistic</i>	5,426***	100,714***	9,895***	234,022***	7,836***	85,435***	11,004***	193,174***

Fuente: elaboración propia con datos de las bases GGDC, ILO-STAT, OECD-STAN, OECD-TiVA, Maddison Project Database y cuentas nacionales.

Respecto a los resultados obtenidos para las ventas internas contenidas en manufactura basada en ciencia (Cuadro 5) se encuentra que, para el modelo sin interacciones, los coeficientes se vuelven negativos para ambos rubros de servicios, aunque estadísticamente significativos sólo para los servicios de negocios. En general, los coeficientes encontrados tienen menor módulo y significatividad estadística que los modelos para la manufactura en su conjunto. La demanda de servicios intermedios por parte de los sectores basados en ciencia es menos relevante para generar exportaciones directas de servicios que el conjunto de la manufactura.

Este resultado no coincide con lo esperado según el enfoque teórico y antecedentes que encuentran que los países más especializados en exportaciones de KIBS también se especializan en

manufactura basada en ciencia (Robert *et al.*, 2018). Una posible explicación es que esta manufactura no favorece las exportaciones de servicios mediante la demanda, sino a partir de elementos vinculados a la oferta. La manufactura basada en ciencia invierte intensivamente en I+D y requiere interactuar con instituciones de ciencia y tecnología para generar el conocimiento que necesita para producir (Castellacci, 2008). De este modo, contribuye a ampliar la base de conocimiento de la economía y genera derrames hacia otros sectores, como los de servicios.

Cuadro 5 | Estimaciones de los modelos de datos de panel con efectos fijos, 1996-2010. Variable causal de interés: valor agregado de servicios contenidos en las exportaciones de productos de los sectores manufactureros basados en ciencia cada mil habitantes (USD constantes) con 5 años de rezago

Variable independiente	Sin interacciones				Con interacciones			
	Serv. de información		Serv. de negocios		Serv. de información		Serv. de negocios	
	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc	VCR	Expo. pc
<i>interna</i>	-0,068 (0,045)	-0,058 (0,044)	-0,086** (0,038)	-0,081** (0,038)	-0,034 (0,084)	0,026 (0,085)	0,079 (0,066)	0,103 (0,066)
<i>indirecta * no desin</i>					-0,268** (0,109)	-0,309*** (0,108)	-0,298*** (0,081)	-0,325*** (0,081)
<i>indirecta * prematura</i>					0,089 (0,091)	0,012 (0,092)	-0,112 (0,076)	-0,142* (0,078)
<i>PBIpc</i>	-1,343*** (0,418)	-0,472 (0,509)	0,681*** (0,241)	1,110*** (0,302)	-1,102*** (0,418)	-0,269 (0,517)	0,778*** (0,239)	1,290*** (0,303)
<i>PPP</i>	-0,306*** (0,087)	-0,444*** (0,092)	-0,142*** (0,051)	-0,181*** (0,055)	-0,351*** (0,087)	-0,488*** (0,093)	-0,182*** (0,051)	-0,233*** (0,056)
<i>pob</i>	-0,710 (0,778)	0,598 (0,767)	0,055 (0,449)	0,482 (0,453)	-0,507 (0,769)	0,739 (0,759)	-0,140 (0,448)	0,289 (0,449)
<i>internet</i>	0,006* (0,003)	0,017*** (0,003)	-0,001 (0,002)	0,003 (0,002)	0,002 (0,003)	0,013*** (0,003)	-0,003* (0,002)	0,002 (0,002)
<i>hc</i>	0,364 (0,543)	0,660 (0,530)	-0,546* (0,319)	-0,348 (0,319)	0,282 (0,537)	0,547 (0,526)	-0,586* (0,316)	-0,379 (0,314)
<i>EXPttotal</i>		0,364* (0,212)		0,737*** (0,125)		0,399* (0,215)		0,686*** (0,126)
<i>N</i>	609	609	609	609	609	609	609	609
<i>R²</i>	0,042	0,558	0,106	0,754	0,072	0,571	0,131	0,761
<i>adj R²</i>	-0,075	0,504	-0,002	0,723	-0,044	0,516	0,021	0,731
<i>F Statistic</i>	3,973***	97,659***	10,753***	236,429***	5,274***	79,584***	10,162***	191,017***

Fuente: elaboración propia con datos de las bases GGDC, ILO-STAT, OECD-STAN, OECD-TiVA, Maddison Project Database y cuentas nacionales.

4. Conclusiones

El análisis empírico presentado indica que la especialización en exportaciones de servicios está condicionada por la trayectoria manufacturera, tal como sugiere la literatura de desindustrialización. Los resultados de los modelos de panel de efectos fijos reflejan que la demanda de servicios por parte

de empresas manufactureras es un factor relevante para la construcción de capacidades en exportaciones de servicios. El sector manufacturero requiere adquirir servicios intermedios, conformando una fuente de demanda interna que favorece la aparición de empresas locales proveedoras de servicios que acumulan capacidades que luego les permiten ser competitivas en los mercados externos. La composición del sector manufacturero también es importante. Los *proveedores especializados* son los que demandan más soluciones a problemas más exigentes que impulsan la construcción de un sector de servicios con capacidades más complejas e internacionalmente competitivo.

Sin embargo, los resultados de los modelos que incluyen interacciones muestran que la posibilidad de construir capacidades en exportaciones de servicios a partir de la demanda de empresas manufactureras es válida principalmente para países de desindustrialización madura. La razón podría encontrarse en las características que imperan en cada SNI. Los países de desindustrialización prematura podrían carecer de activos complementarios que se adquieren durante un proceso de industrialización, tales como infraestructura adecuada, recursos humanos capacitados e instituciones de ciencia y tecnología. Es decir, la industrialización contribuye a moldear diferentes aspectos del SNI que inciden en la construcción de capacidades en servicios.

Esta evidencia cuestiona la viabilidad de un proceso de crecimiento basado en exportaciones de servicios omitiendo el desarrollo del sector manufacturero. Las exportaciones de servicios parecen ser más una consecuencia del proceso de industrialización que una vía alternativa de desarrollo. La asociación entre capacidades manufactureras previas y exportaciones de servicios actuales indica que la inserción internacional exitosa en servicios resulta de un proceso de maduración de las economías que se refleja en cambios en la composición de la estructura productiva y de la canasta exportadora.

Referencias

Andersen, E. S., Dalum, B. y Villumsen, G. (1981); *"The Importance of the Home Market for Technological Development and the Export Specialization of Manufacturing Industry"*. En Freeman, C. et al. (eds.), *Technical Innovation and National Economic Performance*, Aalborg, Aalborg University Press, pp. 49–102.

Ariu, A., Breinlich, H., Corcos, G., Mion, G., Ariu, A. y Breinlich, H. (2018); *"The Interconnections Between Services and Goods Trade at the Firm-Level"*. *Journal of International Economics*, Vol. 116, pp. 173-188. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.10.005>

Basevi, G. (1970); *"Domestic Demand and Ability to Export"*. *Journal of Political Economy*, 78(2), pp. 330–337. <https://doi.org/10.1086/259631>

Bunyaratavej, K., Hahn, E. D. y Doh, J. P. (2007); *"International Offshoring of Services: A Parity Study"*. *Journal of International Management*, 13(1), pp. 7-21. <https://doi.org/10.1016/j.intman.2006.05.002>

Cassini, L. (2023); *"Path-Dependent Productive Specialization: Should Prematurely Deindustrialized Countries Shift to a KIBS Export-Led Strategy?"* *Structural Change and Economic Dynamics*. <https://doi.org/10.1016/J.STRUECO.2023.02.016>

Castellacci, F. (2008); *"Technological Paradigms, Regimes and Trajectories: Manufacturing and Service Industries in a New Taxonomy of Sectoral Patterns of Innovation"*. *Research Policy*, 37(6-7), pp. 978-994. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2008.03.011>

Castells, M. (1999); *La era de la información. Economía, sociedad y cultura*, Vol. 1, Siglo XXI.

CEPAL. (2021); *"El futuro de la matriz productiva argentina: consensos y nuevas perspectivas"*. Programa Argentina Futura - Jefatura de Gabinete de Ministros, pp. 1-62. https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/futuros_de_la_matriz_productiva_editado.pdf

Choi, I. (2001); *"Unit Root Tests for Panel Data"*. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), pp. 249-272. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)

Dasgupta, S. y Singh, A. (2006); *"Manufacturing, Services and Premature Deindustrialization in Developing Countries: A Kaldorian Analysis"*. *UNU-WIDER Research paper*, pp. 2006-49.

Dosi, G., Pavitt, K. y Soete, L. (1990); *"The Innovative Process: International and Intersectoral Differences and Determinants"*, en *Economics of Technical Change and International Trade*, pp. 75-111.

- Dosi, G., Riccio, F. y Virgillito, M. E. (2021); "Varieties of Deindustrialization and Patterns of Diversification: Why Microchips are not Potato Chips". *Structural Change and Economic Dynamics*, 57, pp. 182-202. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.01.009>
- Dumitrescu, E. I. y Hurlin, C. (2012); "Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels". *Economic Modelling*, 29(4), pp. 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Edquist, C. (1997); *Systems of Innovation: Technologies, Institutions and Organizations*. Pinter.
- Eichengreen, B. y Gupta, P. (2013); "Exports of Services: Indian Experience in Perspective". *Indian Growth and Development Review*, 6(1), pp. 35-60. <https://doi.org/10.1108/17538251311329540>
- Fagerberg, J. (1995); "User-Producer Interaction, Learning and Comparative Advantage". *Cambridge Journal of Economics*, 19(1), pp. 243-256. <http://cje.oxfordjournals.org/content/19/1/243.abstract>
- Fajnzylber, F. (1983); *La industrialización trunca de América Latina*. Nueva Imagen.
- Flaaen, A., Ghani, E. y Mishra, S. (2013); "How to Avoid Middle-Income Traps? Evidence from Malaysia", *Policy Research Working Paper, April*. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6427>
- Francois, J. y Woerz, J. (2008); "Producer Services, Manufacturing Linkages, and Trade". *Journal of Industry, Competition and Trade*, Vol. 8, N° 3-4. <https://doi.org/10.1007/s10842-008-0043-0>
- Freeman, C. (1987); *Technology, Policy, and Economic Performance: Lessons from Japan*. Burns & Oates.
- Frenkel, J. A. (1971); "On Domestic Demand and Ability to Export". *Journal of Political Economy*, 79(3), pp. 668-672. <https://doi.org/10.1086/259776>
- Freund, C. y Weinhold, D. (2002); "The Internet and International Trade in Services". *American Economic Review*, 92(2), pp. 236-240. <https://doi.org/10.1257/000282802320189320>
- Ghani, E. y Kharas, H. (2010); "The Service Revolution in South Asia: An Overview". *The Service Revolution in South Asia*, June, pp. 1-34.
- Granger, C. W. J. (1969); "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". *Econometrica*, Vol. 37, N° 3, pp. 424-438. <https://doi.org/10.1017/ccol052179207x.002>
- Guerrieri, P. Y Meliciani, V. (2005); "Technology and International Competitiveness: The Interdependence between Manufacturing and Producer Services". *Structural Change and Economic Dynamics*, 16(4), pp. 489-502. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2005.02.002>

Haverkamp, K. y Clara, M. (2019); *"Four Shades of Deindustrialization"*. *Inclusive and Sustainable Industrial Development Working Paper Series*, N°2.

Herrera Bartis, G. (2018); El ciclo de desindustrialización de la Argentina y sus consecuencias estructurales. Un análisis de la etapa 1976-2010. Universitat de Barcelona.

Hirschman, A. (1958); *The strategy of development*. Yale University Press.

Hoekman, B. y Shepherd, B. (2015); *"Services Productivity, Trade Policy and Manufacturing Exports"*. *The World Economy*, Vol. 40, Issue 3. <https://doi.org/10.1111/twec.12333>

Kaldor, N. (1966); *Causes of The Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom: An Inaugural Lecture*. Cambridge University Press.

Kuan, M. L. (2017); *"Does Manufacturing Colocate with Intermediate Services? Analyzing the World Input-Output Database"*. En *Efficiency, Finance, and Varieties of Industrial Policy: Guiding Resources, Learning and Technology for Sustained Growth*, J. Stiglitz y A. Noman (eds.), pp. 447-482, Columbia University Press.

Lee, S. W. y Waterman, D. (2007); *"Theatrical Feature Film Trade in the United States, Europe, and Japan Since the 1950s: An Empirical Study of the Home Market Effect"*. *Journal of Media Economics*, 20(3), pp. 167-188. <https://doi.org/10.1080/08997760701290591>

Lewis, W. A. (1954); *"Economic Development with Unlimited Supplies of Labour"*. *The Manchester School*, 22(2), pp. 139-191. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x>

Linder, S. B. (1961); *"An Essay on Trade and Transformation"*. *Ekonomisk Tidskrift*, 63(4), p. 284. <https://doi.org/10.2307/3438742>

Loungani, P., Mishra, S., Papageorgiou, C. y Wang, K. (2017); *"World Trade in Services: Evidence from A New Dataset"*. *IMF Working Papers*, 17(77), p. 1. <https://doi.org/10.5089/9781475589887.001>

Lundvall, B.-Å. (1985); *"Product Innovation and User-Producer Interaction"*. En *The Learning Economy and the Economics of Hope* (2016), pp. 19-60, *Athem Press*.

Lundvall, B.-Å. (1988); *"Innovation as an Interactive Process: from User-Producer Interaction to National Systems of Innovation"*. En *Technology and Economic Theory*, G. Dosi (ed.), London: Pinter Publishers.

Lundvall, B.-Å. (1992a); *"Introduction"*. En *National Systems of Innovation: Towards a Theory of Innovation and Interactive Learning*, Lundvall (ed.), Publishers, Pinter.

Lundvall, B.-Å. (1992b); *National systems of innovation: An analytical framework*. Pinter Publishers.

Miozzo, M. y Soete, L. (2001); "Internationalization of Services: A Technological Perspective". *Technological Forecasting and Social Change*, 67(2-3), pp. 159-185. [https://doi.org/10.1016/S0040-1625\(00\)00091-3](https://doi.org/10.1016/S0040-1625(00)00091-3)

Nelson, R. R. (1993); *National Innovation Systems: A Comparative Analysis*. Oxford University Press.

Niembro, A. (2017); "Servicios Intensivos en Conocimiento y los Determinantes de su Competitividad Internacional". *Estudios Gerenciales*, 33(142), pp. 64-75. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2016.12.004>

OECD (2001); *Innovation and Productivity in Services*.

OECD (2005); *Enhancing the Performance of the Services Sector*.

Palma, J. G. (2005); "Four Sources of 'De-Industrialisation' and a New Concept of the 'Dutch Disease'". En *Beyond Reforms: Structural Dynamics and Macroeconomic Vulnerability*, J. A. Ocampo (ed.), Stanford University Press and World Bank.

Pavitt, K. (1984); "Sectoral Patterns of Technical Change: Towards a Taxonomy and a Theory". *Research Policy*, 13(6), pp. 343-373. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(84\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0048-7333(84)90018-0)

Peres, W. y Primi, A. (2009); "Theory and Practice of Industrial Policy - Evidence from the Latin American Experience". En *Desarrollo Productivo*, N° 187, Vol. 187, February, United Nations Publications.

Pérez, C. (2005); "Revoluciones tecnológicas y paradigmas tecnoeconómicos". *Tecnología y Construcción*, 21(1), pp. 77-86.

Pérez, C. (2010); "Technological Revolutions and Techno-Economic Paradigms". *Cambridge Journal of Economics*, 34(1), pp. 185-202. http://www.carlotaperez.org/downloads/pubs/Revoluciones_tecnologicas_y_paradigmas_tecnoeconomicos.pdf

Porter, M. E. (1990); "The Competitive Advantage of Nations". *Harvard Business Review*, 68(2), pp. 73-93.

Prebisch, R. (1949); "El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas". *El Trimestre Económico*, Vol. 16, N° 63 (3), pp. 347-431.

Ramírez Gallegos, R. y Sztulwark, S. (2018); "América Latina: de la inmovilidad estructural al cambio en la matriz cognitiva". *Revista Estado y Políticas Públicas*, pp. 21-37.

Reinert, E. S. (1994); "Catching-up from Way Behind. A Third World Perspective on First World History". En *The Dynamics of Technology, Trade and Growth*, Aldershot, UK, Edward Elgar Publishing.

- Reinert, E. S. (1999); "The Role of The State in Economic Growth", *Journal of Economic Studies*, 26(4-5).
- Robert, V., Obaya, M. y Cassini, L. (2018); "Tecnología, estructura productiva y desarrollo Un estudio a partir del análisis de redes y comunidades". *Desarrollo Económico*, 58, pp. 213-246.
- Rodrik, D. (2016); "Premature deindustrialization". *Journal of Economic Growth*, 21(1), pp. 1-33. <https://doi.org/10.1007/s10887-015-9122-3>
- Rosenberg, N. (1963); "Technological Change in the Machine Tool Industry, 1840-1910". *The Journal of Economic History*, 23(4), pp. 414-443. <https://doi.org/10.1017/S0022050700109155>
- Rowthorn, R. (1994); "Korea at the Cross-Roads", *Working Paper*, N°11, Centre for Business Research-Cambridge University Press.
- Sáez, S., Taglioni, D., Marel, E. van der, Hollweg, C. H. y Zavacka, V. (2014); "Valuing Services in Trade". *World Bank*.
- Schmookler, J. (2013); *Invention and Economic Growth*. Harvard University Press. <https://doi.org/10.4159/harvard.9780674432833>
- Seo, H. J., Lee, Y. S. y Kim, H. S. (2012); "The Determinants of Export Market Performance in Organisation for Economic Co-Operation and Development Service Industries". *Service Industries Journal*, 32(8), pp. 1343-1354. <https://doi.org/10.1080/02642069.2010.550140>
- Stehrer, R., Baker, P., Foster-McGregor, N., Koenen, J., Leitner, S., Schricker, J., Strobel, T., Vieweg, H.-G., Vermeulen, J. y Yagafarova, A. (2015); "The Relation between Industry and Services in Terms of Productivity and Value Creation". *wiiw Research Report*, N° 404, The Vienna Institute for International Economic Studies.
- Tregenna, F. (2011); "Manufacturing Productivity, Deindustrialization, and Reindustrialization". *UNU-WIDER Research paper*, 57.
- Tregenna, F. (2015); "Deindustrialisation, Structural Change and Sustainable Economic Growth". *UNIDO Working paper*.
- Tregenna, F. y Andreoni, A. (2020); "Deindustrialisation Reconsidered: Structural Shifts and Sectoral Heterogeneity". *Working Paper Series*, N°6, UCL Institute for Innovation and Public Purpose.
- von Hippel, E. (1976); "The Dominant Role of Users in The Scientific Instrument Innovation Process". *Research Policy*, 5(3), pp. 212-239. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(76\)90028-7](https://doi.org/10.1016/0048-7333(76)90028-7)
- Weder, R. (2003); "Comparative Home-Market Advantage: An Empirical Analysis of British and American Exports". *Review of World Economics*, 139(2), pp. 220-247. <https://doi.org/10.1007/BF02659744>

Anexo A. Clasificación de los países por su forma de desindustrialización

El criterio para la distinción de países por su forma de desindustrialización es materia de discusión actual en la literatura (Dosi *et al.*, 2021; Haverkamp y Clara, 2019; Palma, 2005; Rodrik, 2016; Rowthorn, 1994; Tregenna, 2015; Tregenna y Andreoni, 2020). Contribuir a esta discusión está fuera del alcance del presente trabajo, pero sí se utiliza aquí una metodología basada en esta literatura para clasificar a los países de la muestra.

La clasificación fue realizada en base a la definición de desindustrialización prematura de Rodrik (2016), que se vincula a la forma de "U" invertida entre ingreso per cápita y participación de la manufactura en el empleo encontrada por Rowthorn (1994). La metodología se basa en el punto de quiebre de la relación de "U" invertida, es decir, el punto en el cual la participación de la manufactura en el empleo alcanza su máximo y comienza a reducirse. Los países catalogados como de desindustrialización prematura son aquellos que comienzan a desindustrializarse a un nivel de ingreso inferior al promedio observado.

Se clasifica a los países en tres categorías: madura, prematura y no desindustrializados. Esta última categoría engloba a los países que redujeron la participación de la manufactura en el empleo menos de 7% (no puntos porcentuales), considerando desde el máximo registrado. Se incluye una categoría específica para estos países porque su trayectoria se distingue de los otros dos grupos en que aún están construyendo sus capacidades manufactureras. Además, sus capacidades manufactureras son más jóvenes que las capacidades de los países de desindustrialización madura, por lo que posiblemente aún no puedan observarse el pleno efecto de sus externalidades hacia al sector de servicios.

Entonces, la distinción entre desindustrialización madura y prematura se realiza valiéndose de dos indicadores: la máxima participación de la manufactura en el empleo y el ingreso per cápita relativo a EE. UU. en el año al cual se alcanza ese máximo.¹⁹ Se distinguen como países de desindustrialización madura a aquellos países que comenzaron a desindustrializarse con un nivel de ingreso superior al 60% del ingreso de EE. UU. La elección de este valor es arbitraria, aunque comprendido entre los valores que encuentran algunos autores cuando estiman la participación en el empleo a partir de la cual los países comienzan a desindustrializarse (Palma, 2005; Rodrik, 2016; Tregenna, 2015). Esta forma de demarcación permite establecer un criterio en sintonía con la literatura y fácilmente comprensible e interpretable. Cabe señalar que las variables de máxima participación de la manufactura en el empleo y el ingreso per cápita al cual se alcanza están estrecha y positivamente correlacionadas, dado que los países de mayor ingreso se industrializaron. Todos los países que cumplen con el requisito de ingreso establecido superan el 15% de máxima participación de la manufactura en el empleo. El Anexo B muestra la clasificación de los 61 países de la muestra.

¹⁹ Para la categorización, se calcula la media móvil de 3 años del ingreso per cápita y la participación de la manufactura en el empleo con el fin de reducir el efecto de valores aberrantes.

Anexo B. Categoría de países por forma de desindustrialización

Categoría de desindustrialización	Países
Prematura	Argentina, Bulgaria, Brasil, Chile, Chipre, Colombia, Corea del Sur, Costa Rica, Croacia, Eslovaquia, Eslovenia, España, Estonia, Filipinas, Grecia, Hong Kong, Hungría, Irlanda, Israel, Letonia, Malta, Malasia, Marruecos, México, Perú, Portugal, Rumania, Rusia, Sudáfrica, Taiwán
Madura	Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Islandia, Italia, Japón, Luxemburgo, Noruega, Nueva Zelanda, Países Bajos, Reino Unido, Singapur, Suecia, Suiza
No desindustrializados	Camboya, China, India, Indonesia, Lituania, Polonia, República Checa, Tailandia, Túnez, Turquía, Vietnam

Fuente: elaboración propia.

Forecasting Inflation in Argentina: A Probabilistic Approach

Tomás Marinozzi*
University of CEMA, Argentina

Abstract

Probability forecasts are gaining popularity in the macroeconomic discipline as point forecasts lack the ability to capture the level of uncertainty in fundamental variables like inflation, growth, exchange rate, or unemployment. This paper explores the use of probability forecasts to predict inflation in Argentina. Scoring rules are used to evaluate several autoregressive models relative to a benchmark. Results show that parsimonious univariate models have a relatively similar performance to that of the multivariate models around central scenarios but fail to capture tail risks, particularly at longer horizons.

JEL Codes: C13, C32, C53, E31.

Keywords: continuous ranked probability scores, inflation forecast, probability forecast.

Submitted: November 28, 2022 – *Approved:* April 21, 2023.

* A previous version of this work won the 1st place of the Prebisch Prize 2022 in the Young Professionals category (shared prize). The opinions expressed in this work are those of the author and do not necessarily correspond with those of the BCRA or its authorities. Email: tomasmarinozzi1996@gmail.com.

Pronósticos de inflación en Argentina: un enfoque probabilístico

Tomás Marinozzi

Universidad del CEMA, Argentina

Resumen

Los pronósticos probabilísticos están ganando popularidad en la disciplina macroeconómica ya que los pronósticos puntuales carecen de la capacidad de capturar el nivel de incertidumbre en variables fundamentales como la inflación, el crecimiento, el tipo de cambio o el desempleo. Este artículo explora el uso de pronósticos probabilísticos para predecir la inflación en Argentina. Reglas de *scoring* se utilizan para evaluar varios modelos autorregresivos en relación con un *benchmark*. Los resultados muestran que los modelos univariados parsimoniosos tienen un rendimiento relativamente similar al de los modelos multivariados en escenarios centrales, pero no capturan los riesgos de cola, particularmente en horizontes más largos.

Clasificación JEL: C13, C32, C53, E31.

Palabras clave: pronóstico de inflación, puntuaciones de rango de probabilidad continuo, pronóstico probabilístico.

Presentado: 28 de noviembre de 2022 – *Aprobado:* 21 de abril de 2023.

1. Introduction

Forecasting has played an increasing role in the economic discipline, as easier access to data and faster computers has lowered the cost of making predictions (Agrawal, Gans, & Goldfarb, 2018). For macroeconomics in particular, the implementation of forecasting techniques plays a huge role in economic policy decisions, as well as in the process of anchoring expectations. Central banks in particular use forecasts as a way to predict future behaviour of the economic system and evaluate policy implementation. Effective forecasting allows policymakers to make appropriate policy decisions, build confidence, align expectations, and induce a forward-looking perspective of the markets.

To this day, most “public” forecasts are presented in the form of baseline scenarios (point forecasts). Probability forecasting, on the other hand, attempts to quantify the uncertainty surrounding the projection of the target variable. The latter kind of forecasting has been used in other disciplines for quite some time, and along with it are techniques that allow the evaluation of probabilistic forecasts. Brier (1950), Winkler and Murphy (1968), Savage (1971) are some of the more renowned pioneers in the literature of the construction and evaluation of probability forecasting. Although probabilistic forecasts were most commonly seen in weather forecasting, over the last three decades the popularity and use of probabilistic forecasting has increased in disciplines such as computational finance (Duffie & Pan, 1997), and macroeconomic forecasting (Garratt, Lee, Pesaran, & Shin, 2003). In finance in particular, the boom of financial risks management has accelerated the standard practice of probability forecasts in the field. In macroeconomics, generally speaking, density forecasts are not standard practice but are gradually becoming more popular.

The objective of this paper is to explore a range of probabilistic forecasting models that can help quantify the uncertainty surrounding inflation in Argentina. A model of such nature could be useful for policy makers in planning economic decisions from a probabilistic perspective as well as setting contingent policy decisions. It could also improve contracts that use inflation forecasts as an input in their decision making, for example, wage negotiations, bank rates and investment-related decisions.

The paper is structured in six main sections. Section 2 discusses the need for probability forecasts in a context such as Argentina. Section 3 provides a description of the structure of the models that are used in the paper, including a set of different autoregressive models, variance treatments for simulations and a technique to combine models. Section 4 discusses the specific variables and treatments explicitly used for the ten selected models. Section 5 provides an analytical background on the evaluation strategy, describing some alternatives to evaluate probabilistic forecasts using scoring rules, as well as point forecast evaluation. Section 6 illustrates the results from the forecasting exercises, while section 7 provides concluding remarks.

2. The need for probabilistic forecasts

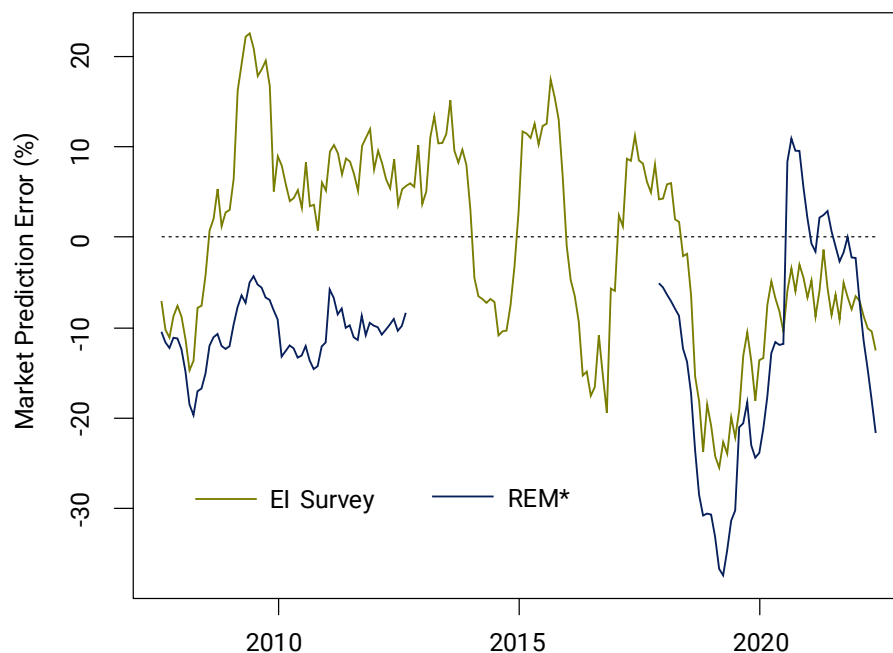
The fact that the “true” model is unknown implies that any economic forecaster faces uncertainties and has to accept some degree of inaccuracy. Modern forecasting techniques, along with faster computational power, allow forecasters to run hundreds of scenarios to better comprehend the probabilistic nature of the target variable. Surprisingly, despite the computational power to run

these models, central banks, the IMF, the World Bank, and other world-renowned institutions tend to publicise baseline scenarios (point forecast). In some cases, these institutions may even present a simple subset of alternative scenarios (upper/optimistic, lower/pessimistic), which lack applicability given that the likelihood of occurrence is usually undisclosed. Sometimes quantile-based alternative scenarios are presented, but in many cases, they come from *ad-hoc* distributions that were not necessarily tested for predictive accuracy (e.g., assuming a normal-invariant shock distribution to be the appropriate distribution when, in fact, this might not be the case). Often probabilistic forecasts are illustrated in reports using “fan charts”, however the underlying simulations or (sometimes) even the quantiles are not available for the public to download.

It is worth noting that central banks and international organizations often use a probabilistic approach to forecasting or stress testing mostly for internal purposes without disclosing the results to the public. This paper attempts to illustrate the problem that the usually provided “central” scenarios (mean or median, for instance), although they are useful in providing guidance for the future, provide very little understanding of the likelihood of such events or the risks associated with extreme events (tail risks).

Let us take inflation in Argentina as an example, which is characterized by high levels of inflation and has been particularly volatile over the past fifteen years. Figure 1 compares the year-on-year inflation prediction error derived from consumer inflation expectations (expected inflation survey from Di Tella University) and a survey of professional forecasters called the Market Expectations Survey (REM in Spanish) published by the Argentine Central Bank.

Figure 1 | 12 months inflation forecast errors

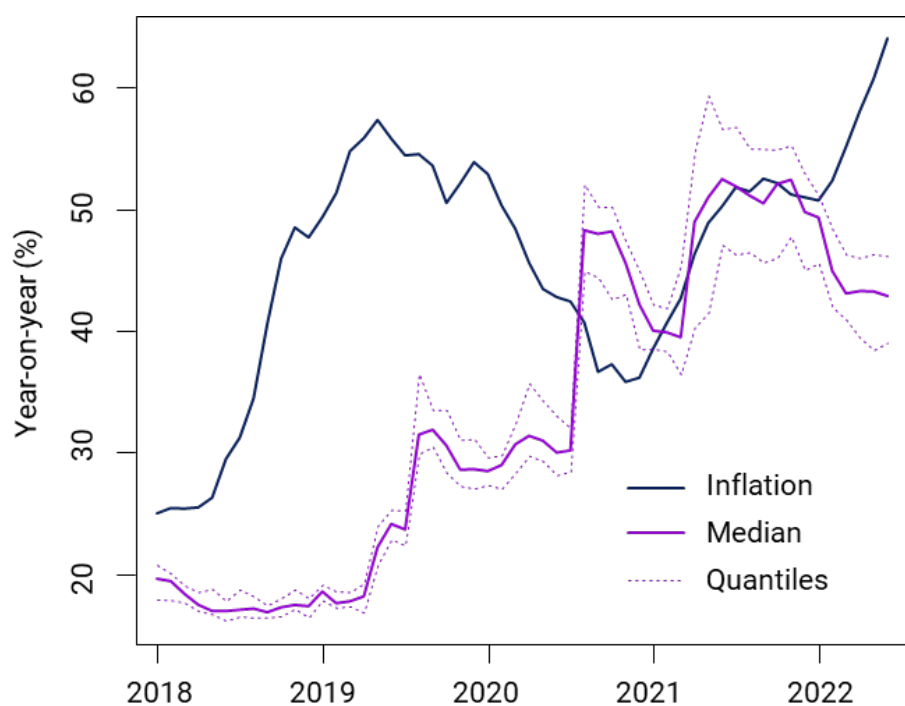


*REM was not published between September 2012 - May 2016.
Source: UTDT & BCRA.

Aside from any positive or negative trend-bias from both indicators, the margin of error is substantial: notice the Mean Absolute Error (MAE) for the sample is around 10 percentage points. In a case like this, it is evident that a point forecast does not provide enough context for inflationary risks and the usefulness for the market is limited. Notice that this likely has more to do with the volatility that inflation exhibits, rather than “flaws” in the market’s ability to appropriately forecast inflation. Therefore, the point can be made that if inflation exhibits such levels of uncertainty, then it should not be ignored but rather embraced and a way to do that is by using probabilistic models.

In order to provide additional information about the inflation outlook, Central Banks often provide quantiles derived from market surveys or professional forecaster surveys. For instance, Figure 2 shows actual inflation (12 months lagged) against the median and quantiles derived from the survey conducted by the Central Bank. Although they are sometimes understood as a measure of inflation risks, that is not what those quantiles intended to showcase.

Figure 2 | 12 months REM inflation forecast errors



Note: Inflation was lagged 12 months. Upper/lower bound represent quantile 0.75/0.25.
Source: BCRA.

In this particular case, notice how in some periods, quantiles are extremely narrow with respect to the mean (particularly for the first 24 months of the chart). This is because a distribution of baseline projection does not necessarily reflect inflation uncertainty but rather the degree of dispersion in expectations. Although it is logical to assume that a more uncertain environment is generally associated with a higher degree of dispersion in expectations, this does not properly capture tail-risk events. To adequately capture risks, probabilistic exercises must be conducted.

3. Models structure

In line with the previous section, a probabilistic forecasting exercise was conducted as a way of finding models that adequately capture inflation risks in Argentina. The following section describes the general structure and characteristics of the class of models tested. Naturally, every model has its own advantages and caveats. For instance, one could argue univariate models are unable to fully grasp the interactions driving the macroeconomic system. However, it is possible that complex multivariate models that include logical interactions among variables yield lower predictive performance than parsimonious models, as they might suffer over-specification causing overfitting. This paper in particular will focus on a selection of autoregressive models (both univariate and multivariate).

3.1. Conditional mean models

3.1.1. Univariate models (benchmark)

A series of conventional univariate models were tested to forecast inflation. Firstly, a random walk:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

The random walk is perhaps the most commonly used benchmark in macro and finance literature, mostly due to its simplicity as well as its reasonable predictive ability. However, we also tested other univariate autoregressive specifications to have an alternative baseline.¹

$$\pi_t = \rho_1\pi_{t-1} + \dots + \rho_p\pi_{t-p} + \mu_t \quad (2)$$

where $\mu_t \sim N(0, \sigma)$.²

3.1.2. Phillips curve

A version of the “Hybrid New Keynesian Phillips Curve” (NKPC), originally proposed by Galí and Gertler, was included. The specification of the open economy version is an autoregressive version of the one presented in D’Amato, Aguirre, Garegnani, Krysa, and Libonatti (2018).

$$\pi_t = \phi_1\pi_{t-1} + \phi_2E_{t-1}[\pi_t] + \delta x_{t-1} + \gamma\pi_{t-1}^* + \lambda\Delta e_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

where $E_t[\pi_{t+1}]$ represents inflation expectations and x_t is the output gap. In the following specifications, exchange rate devaluation, Δe_t , and foreign inflation, π_t^* , have a direct effect on domestic inflation (Svensson, 2000).

¹ Because of the non-stationary nature of CPI, we treat the model in log-differences for univariate models and include a constant term when required.

² Further specifications for the variance will be discuss later in the section.

3.1.3. Vector autoregressive (VAR)

Moving on to multivariate models, the vector autoregressive (VAR) model plays a significant role in the literature of economic and financial forecasting. They were first introduced by Maniz and Sims Jr. (1980) as a method for analysing macroeconomic data and they became popular because of their simplicity and their use as a flexible alternative to large scale econometric models.

A set of endogenous variables, \mathbf{Y}_t , is represented as a linear function of its own p -lags. This assumes that the endogenous variables are treated symmetrically and that there is a feedback effect between them. The possibility of exogenous regressors, \mathbf{X}_t , that could affect the behaviour of the economy was not dismissed. This may be important as we are dealing with a small open economy with inflationary dynamics that are dependent on international commodity prices, fund flows, and global activity.

The VAR model can be expressed in its reduced form as:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{v} + \mathbf{A}_1\mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p\mathbf{Y}_{t-p} + \mathbf{B}_1\mathbf{X}_{t-1} + \dots + \mathbf{B}_q\mathbf{X}_{t-q} + \mathbf{u}_t \quad (4)$$

\mathbf{Y}_t is an $N \times 1$ dimensional vector of endogenous random variables; \mathbf{X}_t is an $L \times 1$ dimensional vector of exogenous variables; \mathbf{v} is a fixed $N \times 1$ vector of constants; \mathbf{A}_i are the $N \times N$ coefficient matrices for the endogenous variables; \mathbf{B}_j are the $N \times L$ coefficient matrices for the exogenous variables; $\mathbf{u}_t \sim (0, \Sigma_t)$ is a $N \times 1$ vector of serially uncorrelated exogenous shocks ($E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_s'] = \mathbf{0} \forall s \neq t$) with constant covariance matrix of size $N \times N$ and zero mean ($E[\mathbf{u}_t] = \mathbf{0} \forall t$). The previous assumptions imply a conditional mean μ_t and a constant covariance $\Sigma_t = \Sigma_u$.

It is relevant to mention that it is assumed that exogenous variables follow a separate data generating process. This is an important point because for $h > 1$, there has to be a predetermined parallel forecast for \mathbf{X}_{t+h} feeding \mathbf{Y}_{t+h} . This might be a problem as the predictive ability of the regressor is strictly dependent on a parallel forecast. To put it simply, even if the true value of \mathbf{X} has substantial predictive content, if the data generating process (DGP) is too complex to model, poor projections on the exogenous variables could actually worsen the predictive ability of the model.³

3.1.4. Vector error correction (VEC)

Vector error correction (VEC) models are restricted versions of VAR models designed with the intention of dealing with a non-stationary series that follows a common deterministic trend and are known (or presumed) to be *co-integrated*. In essence, VEC models have co-integration relations that are specified so that it restricts the long-run behaviour of the endogenous variables to converge to their co-integrating relationships while allowing for short-run adjustment dynamics (often referred to as *Error Correction Term*).

³ In this paper exogenous variables like US CPI were modelled separately using tested versions of univariate models.

For the VEC models, a Johansen test was conducted to specify the number of co-integrating relationships and estimate the relationships. That said, following the Johansen approach is not a necessary condition given that models are ultimately judged solely on their predictive ability.

$$\Delta Y_t = \mathbf{v} + \mathbf{\Pi} Y_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \mathbf{\Gamma}_{(p-1)} \Delta Y_{t-(p-1)} + \mathbf{u}_t \quad (5)$$

where $\mathbf{\Pi} = -(\mathbf{I}_N - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_p)$ can also be written as $\mathbf{\Pi} = \mathbf{\alpha}\mathbf{\beta}'$, where $\mathbf{\beta}$ is the “cointegration matrix” and $\mathbf{\alpha}$ represents the “loading matrix”; \mathbf{v} represents the deterministic trend of the dynamic process.⁴

3.1.5. Imposing long-run equilibrium

The notion of long-term equilibrium relationships derived from VEC models is a rather appealing concept for macroeconomic forecasting, as it might be a way to exploit theories within the models, especially since there is significantly more consensus over long-term equilibrium relationships rather than short-term dynamics. This approach has been used before by other authors (Garratt, Lee, Hashem Pesaran, & Shin, 2003; Schneider, Chen, & Frohn, 2008).

We tested two models with long-run relationships. The first one includes two exchange rate relations, Purchasing Power Parity (PPP) and Uncovered Interest Rate Parity (UIP):

$$\begin{aligned} PPI: P_t &= E_t - P_t^* \\ UIP: \Delta E_t &= i_t - i_t^* \end{aligned} \quad (6)$$

Where P_t is the domestic log-price, P_t^* is the foreign log-price, E_t is the exchange rate in logarithms, i_t is the domestic interest rate, and i_t^* is the foreign interest rate.

The second model includes Money Neutrality (MN) and Real Wage Equilibrium (RWE):

$$\begin{aligned} MN: M_t - P_t &= k \\ RWE: W_t - P_t &= \delta \end{aligned} \quad (7)$$

where M_t and W_t represent money supply and nominal wages. k and δ represent constants guiding the long-term relationships.⁵

⁴ Read Lütkepohl (2005) on the different ways to model the deterministic trend, as well as the version with exogenous regressors.

⁵ One could argue the validity of k and δ as constants. In this particular exercise, given the out-of-sample window, the models were tested with constant terms, but the technology allows for a dynamic process for those variables.

3.2. Conditional volatility and non-parametric innovations

So far, a parametric (in particular a white noise) process has been assumed for the residuals, that is, zero mean with constant variance. The paper also explores non-parametric distributions based on re-sampling techniques as well as conditional volatility models.

The key behind these types of models is that σ_t^2 is conditional on past information \mathcal{F}_{t-1} . Assume z_t as a white noise series with zero mean and constant unit variance, and the conditional variance σ_t^2 is modeled by:

$$u_t = \sigma_t z_t \quad (8)$$

where z_t is a sequence of independent and identically distributed random variables with mean zero and unit variance.

3.2.1. GARCH innovations

Autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH) models describe the current variance as a function of the square of the previous periods' error terms. They were first developed by Engle (1982) and then evolved to a generalized version (GARCH) first introduced by Bollerslev (1986). The generalized version includes ARCH process with additional lag versions of the variance. Following the conventional GARCH specification, the conditional heteroskedasticity is assumed to be:

$$\sigma_t^2 = \gamma + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (9)$$

It is assumed that m and s are non-negative integers, where $\gamma > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ for all $i > 0$ and $j > 0$ and $\sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{j=1}^s \beta_j \leq 1$. The ARCH component of the model is written as $\sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2$.

An issue when modelling conditional variance, in addition to the conditional mean, is that the number of parameters escalates and could ultimately cause *overfitting*, particularly with short samples like in our case. To avoid, a significant number of parameters, a GARCH(1,1) specification was followed. This logic is partially backed by empirical evidence. (Hansen & Lunde, 2005) compare 330 different volatility models, in their case using daily exchange rate data, and they conclude that there was not significant improvement by using a forecast model different than GARCH(1,1). Although the original study focused on equity volatility, this particular specification is common practice for forecasters.

It is possible to derive a multivariate extension of the GARCH model (MGARCH), to allow the covariance matrix of the dependent variables to follow a flexible dynamic structure conditional on past information. However, for this specific analysis, these types of models are not considered, as the number of parameters grows exponentially with the number of variables. Because of the nature of the frequency of the data and the short sample used, a variation of this model was attempted

but quickly discarded as it led to overfitting and extremely poor performance, particularly in the early periods of the out-of-sample testing. These type of multivariate GARCH models will not be included in the analysis. To preserve covariance structure in multivariate models in addition to a GARCH process, bootstrapping is used to ensure that the simulated GARCH errors preserve a joint distribution.

3.2.2. Bootstrap innovations

Bootstrapping is another technique used in this paper to introduce shock innovation derived from non-parametric distributions. Bootstrapping is achieved by repeatedly sampling (with replacement) the model residuals to create simulated shock. The methodology used here is similar to the one originally proposed by Efron (1992).

Let $X = \{X_1, \dots, X_n\}$ be the residuals from a stationary process estimated by the model. Because the paper deals with multivariate structures it should be clarified that X_j is a tuple of multivariate residuals such that $X_j = \{u_j^1, \dots, u_j^s\}$ for any j in $1 \leq j \leq n$, where s stands for the number of variables in the model. Finally, the exercise consists of a simple random sample drawn with replacement from X creating an innovations matrix of size $s \times r \times h$ where r stands for the number of simulations and h the number of horizons for the s variables.

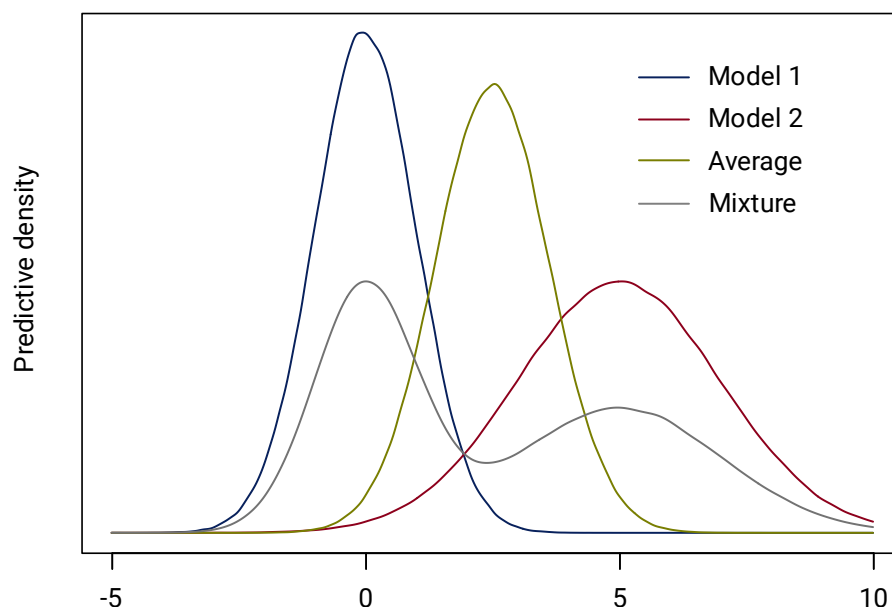
3.3. Mixture Models

In practice it is common for a forecast combination of “best” performing models to yield an even better performance than an individual model (Clemen, 1989). In this case, a combination of probabilistic distributions is used, more specifically, a *mixture* of distributions. In order to represent this mathematically, it is assumed that the target variable y is generated by a latent variable z . In this context, z is considered to be an unobserved variable named the *mixture component*. Formally, $p(z)$ is a multinomial distribution, while $p(y|z)$ can take a variety of parametric forms. We can compute the probability density function over y by marginalising out z in the following way:

$$p(y) = \sum_{i=1}^z P[Z = z_i] p(y|z = z_i) \tag{10}$$

It is important to distinguish between a mixture of distributions and a weighted average of the distributions. In practice, averaging two equal size distributions corresponds to a component-by-component weighted average. A mixture on the other hand, draws samples from the predictive distributions i according to z_i which occurs with frequency $p(z)$. An important feature is that a mixture of two Gaussian distributions with different means will not generate another Gaussian distribution. Figure 3 shows an example of two arbitrary (Gaussian) distributions for the same random variable y (black and red densities). Notice that averaging both distributions gives an in-between (Gaussian) distribution, while the mixture generates a non-Gaussian distribution which contemplates aspects of both distributions.

Figure 3 | Arbitrary distributions



Source: own calculations.

Why is it important to make this distinction between average and mixture? Imagine if the two distributions came from two different forecasters (F_1 and F_2). They clearly disagree on the most likely outcome. While F_1 says y will take a value closer to zero, F_2 says it will be closer to 5. If both distributions were averaged, the result would be the in-between distribution (green density) with the most likely outcomes at around 2.5. Notice however, even when both forecasters disagree on the most likely outcome, they both agree that the chances of variable y turning out to be around 2.5 are low. That is why from a probabilistic forecasting stance, averaging distributions might not necessarily be the best approach as it may assign a high probability to unlikely scenarios.

4. Selected models and variables included

As explained in section 1, thirty different models were tested. However, for illustration purposes, only a selection of ten models (and the benchmark) will be displayed. This section describes the selected models and the variables included in those models. The data set starts in February 2004 and ends in December 2019. The variables included in the selected models are:

- CPI: Argentina Consumer Price Index.⁶
- Expectations: Twelve months ahead mean inflation expectations. Source: Di Tella University.
- EMAE: Monthly Economic Activity Indicator. Source: INDEC.

⁶ The price index was constructed combining the index from the National Institute of Statistics and Census of Argentina (INDEC) and the Price Index of the City of Buenos Aires and San Luis prices index. The methodology is identical to the one used by the University of CEMA (see <https://ucema.edu.ar/cea/vce/serie>).

- Interest Rate: 30 to 59 day fixed deposit rates. Source: Central Bank of Argentina (BCRA).
- Wages: Mean wage of registered private sector workers. Source: Ministry of Labour.
- Money: A proxy consisted of money base and central bank short-term liabilities. Source: Central Bank of Argentina (BCRA).
- ARS/USD: Bilateral nominal exchange rate. Source: Central Bank of Argentina (BCRA).
- U.S. CPI: U.S. Consumer Price Index. Source: U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA).
- U.S. Interest Rate: 3-Month treasury bill, market rate. Source: Board of Governors of the Federal Reserve System.

Table 1 clarifies which were the selected models, the variables used and the specific variance treatment to generate the random shocks behind the simulations.

Table 1 | Models and variables included

Model	Variance Treatment	Expectations	EMAE	ARS/USD	Wages	Money Supply	Interest Rate	U.S. CPI
(0) RW	Garch (1,1)							
(1) AR(1)	Parametric							
(2) AR(2)	Garch (1,1)							
(3) AR(4)	Parametric							
(4) VAR(2)	Garch (1,1)		X		X		X	
(5) VAR(2)	Parametric		X		X		X	
(6) VEC(4)	Garch (1,1)			X	X	X		
(7) VEC(4)	Bootstrap			X	X	X		
(8) PC	Bootstrap	X	X	X				X
(9) Long-Run	Bootstrap	X	X		X	X		
(10) Mixture	-	X	X	X	X	X	X	X

For obvious reasons, all models use CPI and therefore the variable was excluded from the table.⁷ The long-run model in the table includes money neutrality and constant real wages, the alternative long-run model (with PPP and UIP) was not included due to its lower performance. The number to the left represents the ID number for the models. From now on, referring to the models by the name or by their ID number will be indifferent. A couple of mixtures were tested, but the mixture selected in the summary was a combination of multivariate models 6, 8, 9. The remaining models and variables used are displayed in Table 4 within the appendix.

⁷ Note that U.S. Interest rate was also excluded from the table because none of the models above use it as part of their input.

5. Evaluation strategy

In order to provide a comparison of the models, a recursive out-of-sample evaluation was conducted. The parameters were recursively estimated over the out-of-sample stage using all the observations available until the time of the forecast (Rossi, 2014).

From a forecasting stance, it is important to acknowledge certain aspects that contribute to a more realistic and “fair” comparison between models. The first consideration is the assumption on which day or week of the month the forecaster is regularly running the model. This is relevant because in practice, forecasters deal with missing values on variables that are lagged or simply have a later release date. In this case, it was assumed that the forecaster runs the model at the end of the month and special attention was given to match a realistic data set in the recursive process. This will be particularly relevant for the activity index and the wage index as they tend to have a lag in publication. In order to have a full panel of data, the missing values were imputed using a Kalman filter, based on a structural model that was estimated by maximum likelihood. Another important consideration is that CPI is a lagged variable versus the exchange rate. In this case, the estimation process cuts the data set based on the latest number of CPI, but in order to capture current exchange rates dynamics, ad hoc shocks are calibrated in such a way that in $h = 1$ the endogenous model replicates the actual realized value of the exchange rate.

This was the chosen way to deal with miss matches in the data, however, one should acknowledge that no out-of-sample testing was done on the imputation method for missing values. On this subject, Zanfei, Menapace, Brentan, and Righetti (2022) recognized that different imputation methods generate substantial differences in the quality of the predictions.

The last aspect to consider is the revision of the statistical series or the change in methodology. Models may be sensitive to series revisions, so in order to have a truly fair comparison, the original available series from that time should be the one used. In this specific work, a very clear case is the EMAE where the series had a methodological change and experiences constant revisions. Due to the difficulty of finding all the previous versions of the EMAE, CPI and salary index series, this point is ignored for this work, but it deserves to be clarified as the results are strictly conditional on the chosen data set (Check, Nolan, & Schipper, 2018).

After the recursive estimation, different accuracy measures were applied to evaluate the models' predictive ability. For probability forecasts, Continuous Ranked Probability Scores (CRPS) and Quantile Scores (QS) were used. Point forecasts were also derived from the distributions and compared using Root Mean Square Error (RMSE) and Mean Percentage Errors (MPE) to check model bias. Inference on probabilistic ability was computed for selected models using the Diebold-Mariano (DM) test. Finally, a probability integral transformation (PIT) approach was used to evaluate the specification on the top probabilistic model.

5.1. Point forecasts evaluation

When running an out-of-sample evaluation for a point-forecast, it is necessary to introduce some sort of performance measure to compare simulations. Usually, this refers to a loss function that maps the forecast deviation from the actual realisation across the out-of-sample window, at horizon, h . Therefore, for a specific model m and the specified loss function L , the average score Π will be defined as:

$$\Pi_h = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T L(\hat{y}_{t+h}, y_{t+h}) \quad (11)$$

where \hat{y}_{t+h} is the forecast produced h periods prior, and y_{t+h} is the observed value. The most conventional loss function to evaluating point forecast is the *Root Mean Square Error* (RMSE):

$$RMSE_h = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t+h} - y_{t+h})^2} \quad (12)$$

Mean percentage error (MPE) will also be used to visualise if the models exhibit a bias across the horizons:

$$MPE_h = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\hat{y}_{t+h} - y_{t+h}}{\hat{y}_{t+h}} \quad (13)$$

because actual rather than absolute values of the forecast errors are used in the formula, positive and negative forecast errors should be offset in the absence of bias.

5.2. Probabilistic forecasts evaluation

Similarly to the concept of loss functions described in point forecast evaluations, *scoring rules* are generally used as a summary measure for the evaluation of probabilistic predictions or forecasts.

Definition 1 (Scoring rule): Given a forecaster predicted cumulative distribution function, $F \in \mathcal{F}$, for a random variable Y , a scoring rule S is a map such that $S : \mathcal{F} \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$. Specifically, the scoring rule assigns a numerical score $S(F, y) \in \mathbb{R}$ to F after evaluating its performance relative to the actual observation y .

Analogous to point forecasts, when using scoring rules a forecaster should try to minimise the expected score. Suppose that the agent believes the true distribution is G , then the expected score should be:

$$\min_F E_G S(F, y) = \min_F \sum_y q(y) S(F, y) \quad (14)$$

Where q represents a probability. In this context it is important to recognise “fair” scoring rules that reward forecasters that seek the true distribution.

Definition 2 (Proper scoring rule): A scoring rule S is proper (with respect to class \mathcal{F}) if the expected loss is minimized at the true CDS. i.e., if $Y \sim G$ then:

$$\mathbb{E}_G S(G, Y) \leq \mathbb{E}_G S(F, Y), \quad \forall F \in \mathcal{F} \quad (15)$$

A scoring rule is **strictly proper** if its expected value is *uniquely minimized* by the true probability distribution. Improper rules should be avoided as they could encourage the forecaster to present predictions that are believed by the forecaster to be incorrect. A detailed review of this topic can be found in Gneiting and Raftery (2007) and Bröcker and Smith (2007).

5.2.1. Probability score

The *Brier Score* (BS), first introduced by Brier (1950), is a type of proper scoring rule that evaluates forecast accuracy based on the Euclidean distance between the true likelihood of a binary observation (around a threshold) and the predicted probability assigned to the outcome to that observation. Vaguely speaking, Brier scores, also known as *probability scores*, showcase the predictive distribution’s ability to capture the true probability of an event’s occurrence. Formally, the evaluation of the predictive likelihood of a discrete event $Y \in A$ with $p = P_F[Y \in A]$ is characterised by:

$$BS^A = (p - \mathbb{I}[y \in A])^2 \quad (16)$$

where \mathbb{I} is a $[0,1]$ binary distribution that assigns probability 0 to events which did not occur and 1 to those that did. In the context of probabilistic models, the forecast seeks to find the models ability of capturing the likelihood of $y \leq z$ where z is an arbitrary threshold. The mapping is relatively straightforward as any density forecast f induces a probability forecast for the binary event $Y \leq z$ via the value of the associated cumulative distribution function (CDF):

$$F(z) = \int_{-\infty}^z f(y) dy \quad (17)$$

at the threshold z . Therefore, the Brier Score can be re-written as:

$$BS_{t,h}^z(F_{t+h}(z), y_{t+h}) = (p_{t+h} - \mathbb{I}[y_{t+h} \leq z])^2 \quad (18)$$

where $p_{t+h} = P[Y_{t+h} \leq z] = F_{t+h}(z)$ for all $t = 0, 1, 2, \dots, T$. For unidimensional predictions, the Brier score is the probabilistic version of the squared error used for point forecast evaluation.⁸

5.2.2. Quantile score

If F is a monotonically increasing cumulative distribution function, then it is possible to define a unique inverse function F^{-1} , often referred to as a *quantile* function. Quantile functions allow forecasters to assess the performance of the predictive distribution across quantiles (this is particularly relevant when assessing the ability of a model to predict tail-risk events). For this purpose, the most conventional (strictly proper) scoring rule is the *quantile score* (QS) (Koenker & Bassett Jr, 1978). Formally, the quantile score is defined as:⁹

$$QS_{t,h}^{\alpha}(F_{t+h}^{-1}(\alpha), y_{t+h}) = 2(\mathbb{I}\{y_{t+h} < q\} - \alpha)(q - y_{t+h}) \quad (19)$$

Where $q = F_{t+h}^{-1}(\alpha)$ for a quantile $\alpha \in (0, 1)$.

5.2.3. Continuous ranked probability score (CRPS)

The scoring rules analysed so far evaluate a specific portion of the distribution, either a probability region or quantile of the distribution. *Continuous ranked probability score* (CRPS) allows forecasters to assess the predictive performance of the distribution as a whole.¹⁰ Formally:

$$CRPS_{t,h}(F_{t+h}, y_{t+h}) = \int_{-\infty}^{\infty} (F_{t+h}(x) - \mathbb{I}\{y_{t+h} \leq x\})^2 dx \quad (20)$$

In the context of *CRPS*, \mathbb{I} is a Heaviside step function that takes the value of 0 for any value below the true value and 1 for any value equal or above the true value (Matheson & Winkler, 1976).

One could also split the original integral into two integrals on the critical threshold $y_{t+h} = x$ to simplify the Heaviside step function:

$$CRPS_{t,h}(F_{t+h}, y_{t+h}) = \int_{-\infty}^{y_{t+h}} F_{t+h}(x)^2 dx + \int_{y_{t+h}}^{\infty} (F_{t+h}(x) - 1)^2 dx \quad (21)$$

In practice, because F_{t+h} is an empirical distribution, there are only a finite number of points to evaluate, meaning the integrals can be turned into discrete finite sums that are computationally feasible.

⁸ Some other types of scoring rules are the spherical score, logarithmic score, zero-one score.

⁹ Also known as the pinball score, and the asymmetric piece-wise linear score.

¹⁰ This is sometimes referred to as the *Stochastic euclidean error distance* presented by Diebold and Shin (2017).

Finally, notice that there is a strong link between the three scoring rules discussed so far. In fact, the first two are equivalent to CRPS when aggregated across the distribution. That is:

$$CRPS_{t,h}(F_{t+h}, y_{t+h}) = \int_{-\infty}^{\infty} BS_{t,h}^z(F_{t+h}(z), y_{t+h}) dz = \int_0^1 QS_{t,h}^\alpha(F_{t+h}^{-1}(\alpha), y_{t+h}) d\alpha \quad (22)$$

In the end, the performance of the scoring rule S at the horizon h was averaged across the sample to obtain an average score of Π_h :

$$\Pi_h = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{t,h} \quad (23)$$

5.3. Testing for equal predictive performance

Practitioners are often interesting in understanding which of two competing forecasting models have better predicting ability. For that purpose, there are some formal statistical tests available, often described as “statistical tests of relative forecast comparisons”.

For a given loss function, two competing models (say i and j) may be tested to see if they have equal predictive performance using a *Diebold-Mariano* (DM) test. The formal test of equal forecast performance can be based on the statistic:

$$t_h = \sqrt{T} \frac{\Pi_h^i - \Pi_h^j}{\hat{\sigma}_h^2} \quad (24)$$

Where:

$$\hat{\sigma}_h^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (S_{t,h}^i - S_{t,h}^j)^2 \quad (25)$$

is an estimate of the variance of the score differential. The *DM* test does not require any specific behaviour for individual scores, it does however, assume that the score differential is *covariance stationary*.

It worth noticing that the statistical test chosen in this paper (the DM Test) is a type of “global performance” test that evaluates the forecasting performance of competing models over the entire time path. However, there is also a body of literature on “local performance” that suggests the relative performance of models may change over time. Tests like the “Fluctuation test” developed by Giacomini and Rossi (2010) can be useful in circumventing issues related to model instability, which may arise in certain situations. Although this paper does not cover the latter kind of tests, further research is encouraged to explore their potential benefits.

5.4. PIT scores

The evaluation methods described so far are only useful for relative comparison against a benchmark (or other models) as there is no standard measure of an “appropriate” CRPS value. To provide a notion of an “absolute” rather than a “relative” evaluation measure of predictive performance, forecasters commonly take a calibration analysis based on the use of probability integral transform (PIT) (Diebold, Gunther, & Tay, 1997).

A probability integral transform (PIT) is the cumulative probability evaluated at the actual, realised value of the target variable. It measures the likelihood of observing a value less than the actual realised value, where the probability is measured by the density forecast. According to (Diebold *et al.*, 1997), a density forecast is correctly specified if 1) the probability integral transforms of the realisations are uniformly distributed over the interval (0,1), 2) for one step-ahead forecasts, the PITs also display independence (meaning no auto-correlation).¹¹ The conventional PIT diagnostic is not necessarily a statistical test, there are more formal versions for testing models misspecification (Rossi & Sekhposyan, 2019). However, they will not be included in this paper.

6. Results

As mentioned in previous sections, thirty different models were tested using a recursive out-of-sample estimation across twelve horizons. The evaluation starts in January 2012 until December 2019, splitting the date approximately 50% for in-sample vs out-of-sample estimation. For illustration purposes ten models were selected (plus the benchmark) to be included in the charts and tables.¹²

For a target variable like inflation, it is not obvious what transformation of prices index is more appropriate for a forecasting evaluation. For instance, it is very common for forecasters to forecast year-on-year inflation, but it is also possible that forecasters are more interested in forecasting monthly, quarterly, year-end or year-average inflation. Because of this fact, the paper evaluates the performance of the price index itself rather than a specific transformation of the data.¹³ That said, as yearly inflation is a very conventional transformation, special attention will be paid to the twelve horizon ($h = 12$) when displaying some fixed horizon charts.

6.1. Out-of-sample testing

In general, metrics including Continuous Ranked Probability Scores (CRPS), Quantile Scores (QS), Root Mean Square Errors (RMSE) were displayed in relative terms with respect to the benchmark. Readers should note that a lower CRPS is desired, therefore a lower relative performance to the

¹¹ In practice forecasters tend to test calibration on the one-step-ahead forecasts. Although there is literature on multi-step-ahead forecasts, because forecast errors tend to be serially correlated across horizons, then the PITs also tend to be serially correlated, complicating the analysis (Knüppel, 2015). The calibration of multistep-forecast goes beyond the scope of this paper, so the PIT analysis will be done on the CPI variations one-step-ahead to reduce trend effects.

¹² CRPS results for the rest of the models can be found in Table 5 within the appendix.

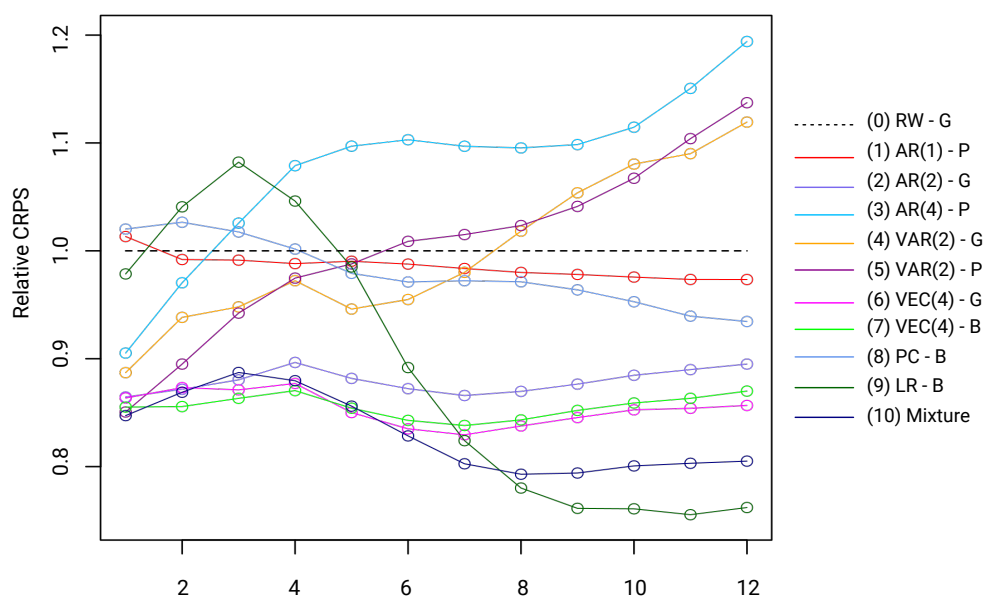
¹³ Due to the non-stationary of the CPI, the data was generally transformed to percentage differences or log differences during the estimation and forecasting process but was later reverted to CPI for comparison.

benchmark actually means predictive gains versus the benchmark (a lower relative CRPS / QS / RMSE is desired). Mean Percentage Errors (MPE) was also used, in order to check for bias across point forecasts models.¹⁴

Figure 4 shows the relative CRPS performance of the models. Notice there is a subset of models which, for the given data sample and selected out-of-sample dates, outperform the benchmark (lower relative CRPS) across all horizons, in contrast with other models which only outperform the benchmark at some horizons. For instance, the selected long-run model, which has two long-run relationships, under-performs the benchmark at shorter horizons (1-5 horizons) but it outperforms at further horizons.

On the other hand, the selected VAR models tend to outperform in shorter horizons but fail to capture longer-term dynamics. In general, outperforming models have between 5% and 15% gains when compared to the random walk, while the long-run model has clearly a better performance relative to all the other models on a 9-12 horizon (20-25% above the benchmark).

Figure 4 | Relative CRPS by horizon

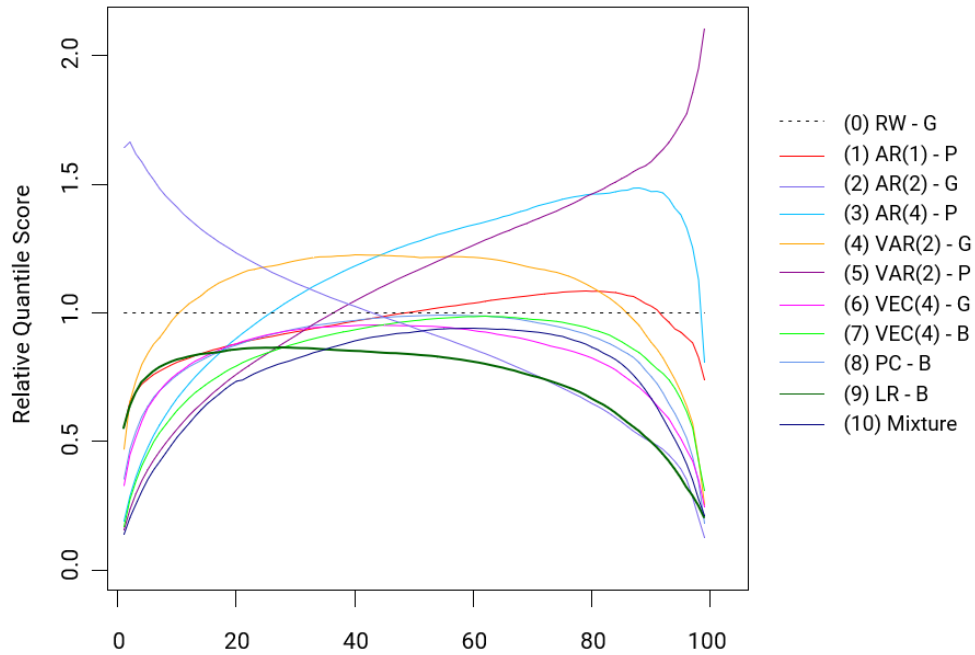


Source: own calculations.

Figure 5 shows QS at horizon 12. It is evident from the chart that the performance was very different across quantiles. Notice that in general, models tend to exhibit a rather similar performance at the median.

¹⁴ Note that in this case the performance is not compared relative to the benchmark as it could have been possible that the benchmark exhibits a substantial bias, if so, a relative comparison would be erroneous.

Figure 5 | QS by quantiles for $h = 12$

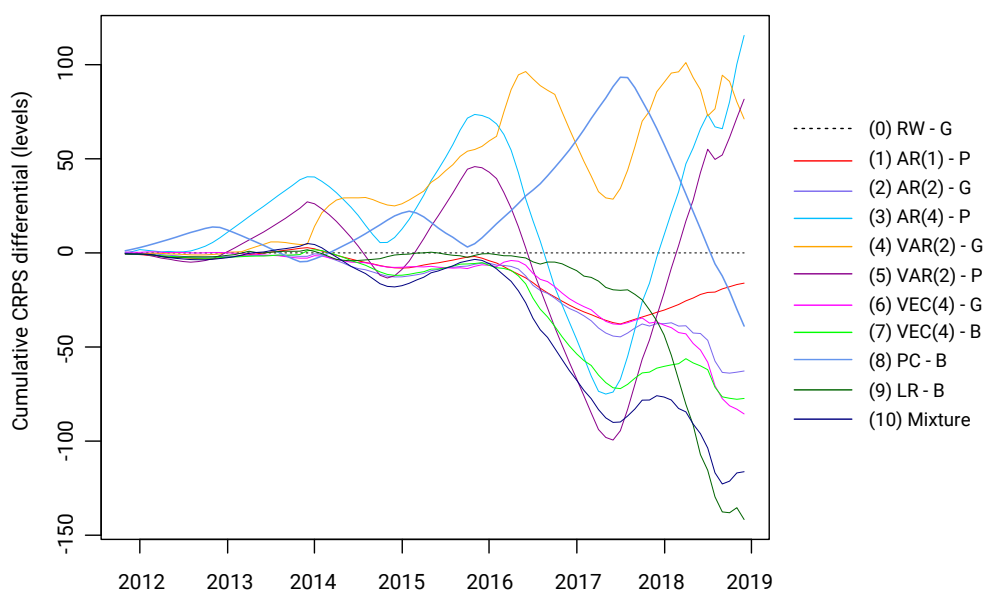


Source: own calculations.

However, there are models that are better than the benchmark at predicting one of the tails. For instance, models 3 and 4 have better performance at the left-tail, while others have better performance only at the right-tail (high-inflation-risks), like model 2. Some of the models have similar performance at the median but out-perform at both tails.

Figure 6 shows the cumulative CRPS differentials. This metric helps to understand evolution of the model performance (relative to the benchmark) across the sample. It should be noted that the metric cannot be expressed as a percentage given that in early periods the cumulative CRPS scores are approximately zero, causing instability in the performance and thus making it impossible to interpret. Therefore, the relative performance is showcased as the cumulative differences of the CRPS levels with respect to the benchmark.

Figure 6 | CCRPS across out-of-sample window for h = 12

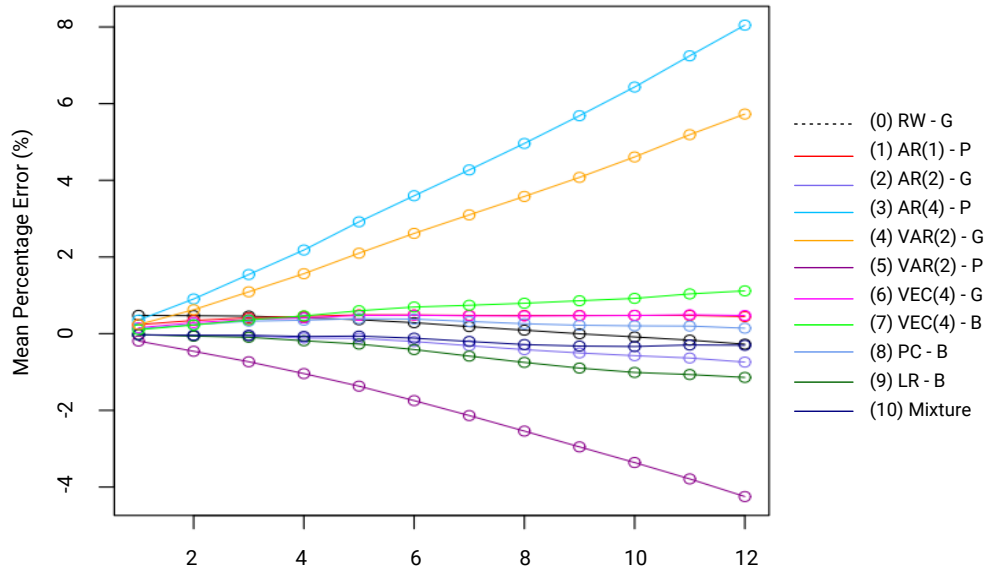


Source: own calculations.

Interestingly, most models had a similar performance to the benchmark until 2016-2017, then the performance of most models deviated significantly. In general, it can be argued that the benchmark failed to capture the accelerating inflation risks from 2016-2019 versus other models with long-run relationships like the VEC models or the Long-run model. Lastly, notice that despite the fact that the Long-run model outperformed the rest of the models at horizon twelve, the performance of this model only improved notoriously over the last 24 months. Although such a model is an option to consider, in practice, it is perhaps more appropriate to seek models with consistently better performance across the sample as opposed to specific periods in time. In this case, the mixture model, despite having a lower final CRPS score than the Long-run model, has a consistently better cumulative performance across the whole sample, with the exception of the last periods. This result highlights the attractiveness of model combinations as they may have a not only a better but also more stable performance than a single model.

A point forecast evaluation was also conducted by taking the median of the probabilistic forecast. Figure 7 shows the MPE across horizons. The results indicate that three of the selected models (models 3, 4 and 5), presented noticeable bias on their point forecasts at longer horizons. The rest of the models exhibited a bias of less than $\pm 1\%$.

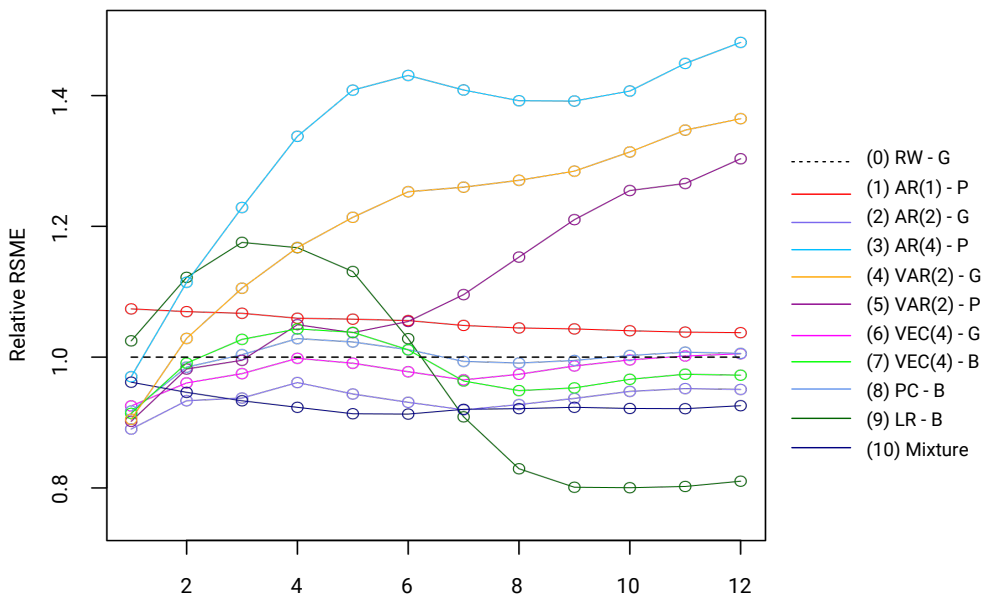
Figure 7 | MPE by horizon



Source: own calculations.

Figure 8 compares the RMSE of the point forecast. Notice that this metric unveils slightly different results than the CRPS analysis. For instance, the performance with respect to the benchmark worsened significantly for models 3, 4 and 5. This is associated with the fact that the median of these models exhibited notorious bias at longer horizons, yet the models displayed some improvements in the tails improving the overall CRPS score. With the exception of the long-run model, the relative gains of the rest of the models narrowed remarkably in contrast to the results shown by the CRPS.

Figure 8 | Relative RMSE by horizon



Source: own calculations.

Although this was somewhat expected, as the quantile score showed that models tend to have better performance at the tails than at the median the implications remain meaningful.¹⁵ One could argue that in general the difference in performance between multivariate models with parsimonious models, like random walk and AR models, might not be as evident in point forecasts. However, there is a much greater opportunity to exploit multivariate models, including models with direct links to economic theory, in probability forecast as they might be able to capture other embedded dynamics that are not present in regular (base case) scenarios.

6.2. DM test results

A Diebold-Mariano (DM) test was used to formally evaluate the predictive performance of the probabilistic models. We specifically chose to test the predictive ability of two models, the mixture model and the AR(2) against the Random Walk. The selected univariate model was chosen because it was the best univariate model across horizons. The mixture model, on the other hand, was not superior at all horizons but was selected among all the multivariate models because it yielded the best CRPS score averaged across horizons. Predictive ability was tested for both models versus the Random Walk but also against each other. As it was mentioned before, the test is only valid in those cases where the CRPS differential is stationary. An Augmented Dickey-Fuller (ADF) test was applied on the CRPS differentials across horizons (see Table 2). Horizons that failed to reject the unit root hypothesis were discarded for the DM test.

Table 2 | Augmented Dickey-Fuller (ADF) test for stationary (p-values)

Model 1 - Model 2	h_1	h_2	h_3	h_4	h_5	h_6	h_7	h_8	h_9	h_{10}	h_{11}	h_{12}
AR(2) - RW	0.01*	0.02*	0.01*	0.03*	0.06*	0.11	0.08*	0.06*	0.10*	0.90*	0.16	0.28
Mixture - RW	0.21	0.32	0.06*	0.08*	0.05*	0.05*	0.90*	0.80*	0.11	0.07*	0.09*	0.16
Mixture - AR(2)	0.01*	0.01*	0.12	0.32	0.23	0.09*	0.09*	0.10*	0.80*	0.05*	0.06*	0.05*

Horizons that exhibited a p -value ≤ 0.1 were represented by (*).

From Table 2, the accepted horizons were marked, and the DM test was enforced using the following premise:

- *Null Hypothesis*: Model 1 and Model 2 have equal predictive ability.
- *Alternative Hypothesis*: Model 1 has a superior predictive ability than Model 2.

Table 3 illustrates the p -values of the DM test between the random walk versus the selected AR model and the mixture model. The mixture model failed to reject the null hypothesis at shorter horizons (h_3, h_4), while the AR model failed to reject the hypothesis at longer horizons (h_7, h_8, h_9, h_{10}). When compared to each other, the mixture model outperformed the AR model at (h_{10}, h_{11}, h_{12}). The results are in line with some of the common premises in the macroeconomic forecasting literature: 1) random walks or some other types of parsimonious models tend to be as good as multivariate

¹⁵ Although this was only check for the twelve horizon, it is not ridicule to assume a similar situation for the other horizons.

models in shorter horizons but may under-perform in longer horizons; 2) using multivariate models with greater level of sophistication may be more effective at forecasting longer horizons.

Table 3 | Diebold-Mariano test for predictive accuracy (p-values)

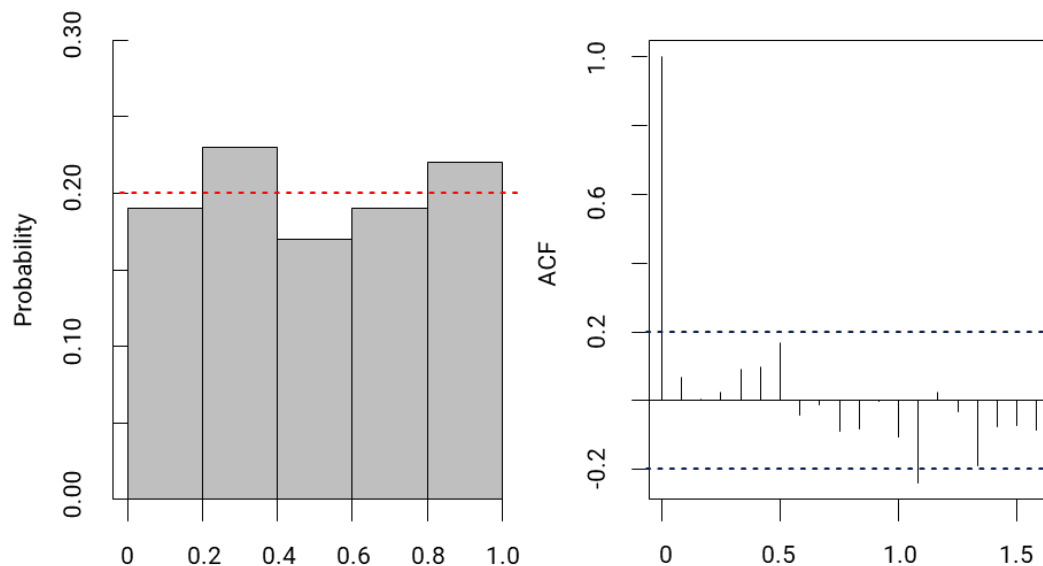
Model 1 - Model 2	h_1	h_2	h_3	h_4	h_5	h_6	h_7	h_8	h_9	h_{10}	h_{11}	h_{12}
AR(2) - RW	0.01*	0.01*	0.02*	0.02*	0.03*	-	0.16	0.19	0.17	0.37	-	-
Mixture - RW	-	-	0.30	0.14	0.07*	0.03*	0.02*	0.02*	-	0.03*	0.01*	-
Mixture - AR(2)	0.27	0.30	-	-	-	0.22	0.16	0.28	0.33	0.09*	0.4*	0.01*

Horizons that exhibited a p -value ≤ 0.1 were represented by (*).

6.3. PIT evaluation results

A PIT evaluation was conducted on the one month ahead CPI variation of the mixture model in order to assess the calibration of the model. Once again, the mixture model was chosen from all the models as it had the best performance averaged across all horizons. Following (Rossi, 2014), a histogram and ACF plot of the PITs was taken. Figure 9 does not show any signs of model misspecification. PITs do not exhibit auto-correlation suggesting independence and the histogram reveals a uniform distribution. This is a good sign in fact as it suggests a correct calibration.

Figure 9 | PIT evaluation results for one-step-ahead forecasts



Source: own calculations.

If the forecasts lacked calibration, the shape of the PIT histogram would reveal the nature of the misspecification. For instance, a U-shaped is a sign of underdispersion as many observations are considered to be too extreme when, in fact, they are more common in practice suggesting that the predictive density is too narrow. Conversely, over dispersion is reflected in a hump or \cap -shape as the distributions are too wide. Bias causes an inclinations or triangular shapes towards an extreme, generally a L- or J-shape, depending on the direction of the bias.

7. Conclusion

This paper explores the use of probability forecasts to predict inflation in Argentina using a range of autoregressive models. Different metrics were used to assess the performance of the point forecast but also the entire distribution across different horizons. A Diebold-Mariano (DM) test was applied to selected models to test predictive ability. For the mixture model, a PIT evaluation was conducted and the qualitative interpretations suggest the model was correctly calibrated.

The results show that some of the models statistically outperform the benchmark at particular horizons, but there is no unique model that outperforms the benchmark at every horizon. In general, models with structure (either VEC models or theory-related models linked to wages and money growth) have a better performance.

A key point to take from this forecasting exercise is that although some models may be better at forecasting central events (mean or median values), they may not be able to appropriately capture other moments of the distribution. For instance, the performance between the random walk and the mixture model is relatively similar at the median, however, the mixture model is significantly better at capturing tail risk events.

Equally weighted mixture models were used as a way of exploring forecast combinations. Because of the short nature of the sample, the use of other types of modelling techniques was limited. Further research should incorporate dynamic combinations, such as Bayesian model averaging or Dynamic model averaging techniques (Koop & Korobilis, 2012). Perhaps, a DMA combination of models with different theory-related structures could allow forecasters to extend the sample backwards to capture shifts in regimes (such as the hyper-inflationary phase in the 80's, or the hard peg exchange rate policy in the 90's). On the other hand, the evaluation techniques described in this paper may very well be replicated for DSGE models often used by central banks. Lastly, and this is an aspect particular to Argentina, given that the CPI is integrated of order two ($X \sim I(2)$), adding non-linear components could be an avenue to explore as a way to gain predictive ability.

References

- Agrawal, A., Gans, J., & Goldfarb, A. (2018). *Prediction Machines: The Simple Economics of Artificial Intelligence*. Harvard Business Press.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31(3), pp. 307-327.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances". *Journal of Political Economy*, 96(1), pp. 116-131.
- Brier, G. W. (1950). "Verification of Forecasts Expressed in Terms of Probability". *Monthly Weather Review*, 78(1), pp. 1-3.
- Bröcker, J., & Smith, L. A. (2007). "Scoring Probabilistic Forecasts: The Importance of Being Proper". *Weather and Forecasting*, 22(2), pp. 382-388.
- Check, A. J., Nolan, A. K., & Schipper, T. C. (2018). "Forecasting GDP: Do Revisions Matter?".
- Clemen, R. T. (1989). "Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography". *International Journal of Forecasting*, 5(4), pp. 559-583.
- Cordeiro, C., & Neves, M. (2006). "The Bootstrap Methodology in Time Series Forecasting". In *Proceedings of CompStat2006* (J. Black and A. White, Eds.), Springer Verlag, pp. 1067- 1073.
- Croushore, D., & Van Norden, S. (2018). "Fiscal Forecasts at the FOMC: Evidence from the Greenbooks". *Review of Economics and Statistics*, 100(5), pp. 933-945.
- D'Amato, L., Aguirre, M. G., Garegnani, M. L., Krysa, A., & Libonatti, L. (2018). "Forecasting Inflation in Argentina: A Comparison of Different Models". Economic Research Working Papers, BCRA.
- Diebold, F. X., Gunther, T. A., & Tay, A. (1997). *Evaluating Density Forecasts*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (1995). "Comparing Forecast Accuracy". *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp. 253-263.
- Diebold, F. X., & Shin, M. (2017). "Assessing Point Forecast Accuracy by Stochastic Error Distance". *Econometric Reviews*, 36(6-9), pp. 588-598.
- Duffie, D., & Pan, J. (1997). "An Overview of Value at Risk". *Journal of Derivatives*, 4(3), pp. 7-49.

- Efron, B. (1992). "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife". In *Breakthroughs in Statistics* (pp. 569-593). Springer.
- Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 987-1007.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 251-276.
- Garratt, A., Lee, K., Hashem Pesaran, M., & Shin, Y. (2003). "A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK". *The Economic Journal*, 113(487), pp. 412-455.
- Garratt, A., Lee, K., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). "Forecast Uncertainties in Macroeconomic Modeling: An Application to the UK Economy". *Journal of the American Statistical Association*, 98(464), pp. 829-838.
- Giacomini, R., & Rossi, B. (2010). "Forecast Comparisons in Unstable Environments". *Journal of Applied Econometrics*, 25(4), pp. 595-620.
- Gneiting, T., & Katzfuss, M. (2014). "Probabilistic Forecasting". *Annual Review of Statistics and Its Application*, 1, pp. 125-151.
- Gneiting, T., & Raftery, A. E. (2007). "Strictly Proper Scoring Rules, Prediction, and Estimation". *Journal of the American Statistical Association*, 102(477), pp. 359-378.
- Granger, C. W. (1981). "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". *Journal of Econometrics*, 16(1), pp. 121-130.
- Hansen, P. R., & Lunde, A. (2005). "A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH(1, 1)?". *Journal of Applied Econometrics*, 20(7), pp. 873-889.
- Knüppel, M. (2015). "Evaluating the Calibration of Multi-Step-Ahead Density Forecasts Using Raw Moments". *Journal of Business & Economic Statistics*, 33(2), pp. 270-281.
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). "Regression Quantiles". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 33-50.
- Koop, G., & Korobilis, D. (2011). "UK Macroeconomic Forecasting with Many Predictors: Which Models Forecast Best and When Do They Do So?". *Economic Modelling*, 28(5), pp. 2307-2318.
- Koop, G., & Korobilis, D. (2012). "Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging". *International Economic Review*, 53(3), pp. 867-886.

- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Science & Business Media.
- Manz, C. C., & Sims Jr., H. P. (1980). "Self-Management as a Substitute for Leadership: A Social Learning Theory Perspective". *Academy of Management Review*, 5(3), pp. 361-367.
- Matheson, J. E., & Winkler, R. L. (1976). "Scoring Rules for Continuous Probability Distributions". *Management Science*, 22(10), pp. 1087-1096.
- Riofrío, J., Chang, O., Revelo-Fuelagán, E., & Peluffo-Ordóñez, D. H. (2020). "Forecasting the Consumer Price Index (Cpi) of Ecuador: A Comparative Study of Predictive Models". *International Journal on Advanced Science, Engineering and Information Technology*, 10(3), pp. 1078-1084.
- Rossi, B. (2014). "Density Forecasts in Economics, Forecasting and Policymaking". *Els Opuscles del CREI*, N° 37.
- Rossi, B., & Sekhposyan, T. (2019). "Alternative Tests for Correct Specification of Conditional Predictive Densities". *Journal of Econometrics*, Vol. 208, 2, pp. 638-657.
- Savage, L. J. (1971). "Elicitation of Personal Probabilities and Expectations". *Journal of the American Statistical Association*, 66(336), pp. 783-801.
- Schneider, E., Chen, P., & Frohn, J. (2008). "A Long-Run Structural Macroeconometric Model for Germany: An Empirical Note". *Economics*, 2(1).
- Stenberg, E. (2016). *On the Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models*. Thesis, Upsala University, Statistics Department.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2008). "Phillips Curve Inflation Forecasts". NBER Working Papers, N° 14322.
- Svensson, L. E. (2000). "Open-economy Inflation targeting". *Journal of International Economics*, 50(1), pp. 155-183.
- Winkler, R. L., & Murphy, A. H. (1968). "'Good' Probability Assessors". *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 7(5), pp. 751-758.
- Zahara, S., & Sugianto, S. (2020). "Multivariate Time Series Forecasting Based Cloud Computing for Consumer Price Index Using Deep Learning Algorithms". In *2020 3rd International Seminar on Research of Information Technology and Intelligent Systems (ISRITI)*, pp. 338-343.
- Zanfei, A., Menapace, A., Brentan, B. M., & Righetti, M. (2022). "How Does Missing Data Imputation Affect the Forecasting of Urban Water Demand?". *Journal of Water Resources Planning and Management*, 148(11).

Appendix

Table 4 | The rest of the models and variables included

Model	Variance Treatment	Expectations	EMAE	ARS/USD	Wages	Money Supply	Interest Rate	U.S. CPI	U.S. interest rate
(11) AR(1)	Garch (1,1)								
(12) AR(2)	Parametric								
(13) AR(3)	Parametric								
(14) AR(3)	Garch (1,1)								
(15) AR(4)	Garch (1,1)								
(16) VAR(2)	Bootstrap		X		X		X		
(17) VAR(3)	Parametric	X		X		X	X		
(18) VAR(3)	Garch (1,1)	X		X		X	X		
(19) VAR(3)	Bootstrap	X		X		X	X		
(20) VAR(4)	Parametric	X	X		X		X		X
(21) VAR(4)	Garch (1,1)	X	X		X		X	X	
(22) VAR(4)	Bootstrap	X	X		X		X	X	
(23) VEC(2)	Parametric		X			X			
(24) VEC(2)	Garch (1,1)		X			X			
(25) VEC(3)	Bootstrap			X		X			
(26) VEC(3)	Garch (1,1)			X		X			
(27) VEC(4)	Parametric	X		X			X	X	X
(28) VEC(4)	Garch (1,1)	X		X			X	X	X
(29) PC	Parametric	X	X	X				X	
(30) Long-Run alt.	Bootstrap		X	X			X	X	X

Table 5 | CRPS by horizon for the remaining models

Model	h_1	h_2	h_3	h_4	h_5	h_6	h_7	h_8	h_9	h_{10}	h_{11}	h_{12}
Random Walk	0.622	1.181	1.745	2.304	2.863	3.399	3.964	4.574	5.193	5.81	6.398	7.30
Model 11	0.741	1.651	2.451	3.136	3.806	4.603	5.226	6.002	6.729	7.541	8.744	10.094
Model 12	0.749	1.683	2.494	3.208	3.92	4.781	5.473	6.351	7.233	8.180	9.668	11.415
Model 13	0.576	1.170	1.828	2.573	3.199	3.766	4.266	4.768	5.289	5.955	6.764	7.660
Model 14	0.591	1.233	1.910	2.596	3.213	3.861	4.582	5.427	6.345	7.361	8.392	9.432
Model 15	0.665	1.447	2.282	3.117	3.969	4.772	5.609	6.625	7.702	8.659	9.479	10.159
Model 16	0.567	1.211	1.871	2.543	3.123	3.803	4.544	5.405	6.382	7.402	8.417	9.412
Model 17	0.549	1.144	1.803	2.511	3.209	3.917	4.564	5.311	6.108	6.994	7.916	8.724
Model 18	0.628	1.279	1.941	2.641	3.264	4.016	4.779	5.767	6.878	8.033	9.178	10.237
Model 19	0.798	1.678	2.371	3.353	4.092	4.975	5.708	6.613	7.66	8.542	9.911	11.395
Model 20	0.580	1.212	1.877	2.562	3.162	3.737	4.243	4.805	5.427	6.166	6.977	7.843
Model 21	0.694	1.417	2.153	2.974	3.537	4.185	4.724	5.217	5.991	6.904	8.011	9.256
Model 22	0.717	1.541	2.398	3.264	4.077	5.003	5.733	6.372	7.367	8.625	10.117	11.832
Model 23	0.689	1.479	2.291	3.257	3.988	4.711	5.388	6.132	7.106	8.293	9.454	10.702
Model 24	0.739	1.588	2.374	3.423	4.171	4.959	5.673	6.449	7.366	8.467	9.576	10.646
Model 25	0.536	1.068	1.660	2.267	2.847	3.452	4.044	4.701	5.427	6.239	7.103	7.909
Model 26	0.755	1.599	2.34	3.343	4.343	5.252	6.114	7.201	8.398	9.683	11.247	12.979
Model 27	0.944	1.933	2.557	3.215	3.812	4.338	4.969	5.737	6.122	6.942	8.146	9.307
Model 28	0.924	1.884	2.594	3.188	3.867	4.531	5.125	5.888	6.657	7.406	8.215	9.184
Model 29	0.764	1.613	2.350	3.026	3.861	4.608	5.426	6.527	7.576	8.759	9.975	11.316
Model 30	1.013	2.145	2.835	3.479	3.883	4.122	4.599	5.284	6.037	6.306	6.905	8.052

La dinámica de los préstamos de consumo en 2020 en Argentina: una aproximación mediante modelos de corrección de error

Maximiliano Gómez Aguirre

Banco Central de la República Argentina

Ariel David Krysa*

Banco Central de la República Argentina

Resumen

Con el objetivo de cuantificar el efecto de la caída de la tasa de interés en los préstamos al consumo en Argentina entre marzo y diciembre de 2020, se estiman modelos mensuales de corrección de error y se desarrollan escenarios contrafactuales para cada una de las líneas. La muestra que se utiliza comprende el período 2004-2020 y los determinantes son las tasas de interés correspondientes y la actividad económica. Se considera el caso alternativo en que la tasa de interés hubiera quedado fija en 2020 a los valores de febrero de ese año y/o la situación en la que los parámetros que operaban en los mercados de préstamos al consumo fueran los previos a la crisis del COVID-19. Según las situaciones alternativas implementadas en el marco de los modelos econométricos, la disminución de las tasas de interés activas habría amortiguado, con distintas magnitudes a lo largo de 2020, la caída ocasionada por los efectos de la pandemia tanto en los préstamos de tarjeta como en los personales.

Clasificación JEL: C01, E21, E50.

Palabras clave: Argentina, crisis del COVID-19, préstamos al consumo, préstamos personales, tarjetas de crédito.

Presentado: 27 de julio de 2022 – *Aprobado:* 2 de febrero de 2023.

* Los autores agradecen los valiosos aportes y comentarios de Ariel Dvoskin, Germán Feldman, Javier García Cicco, Laura Cuccaro, Tamara Burdisso y de dos referís durante la realización del trabajo, así como también las sugerencias recibidas por parte de participantes de las VI Jornadas Argentinas de Econometría, la LVII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP) y las XIV Jornadas del CESE (EIDAES-UNSAM), instancias donde fueron presentadas versiones anteriores del documento. Las opiniones de este trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Emails: mauricio.gomezaguirre@bcra.gob.ar, ariel.krysa@bcra.gob.ar, arielbcen@outlook.com.

Consumer loans dynamics in 2020 in Argentina: an approach using error correction models

Maximiliano Gómez Aguirre

Central Bank of Argentina

Ariel David Krysa

Central Bank of Argentina

Abstract

In order to quantify the effect of the decrease in interest rates on consumer loans in Argentina between March and December 2020, we estimate monthly error correction models, and develop counterfactual scenarios for each of the credit lines. The sample that is used includes the period 2004-2020 and the determinants are the corresponding interest rates and economic activity measures. As an alternative case, we assume that interest rates would have been fixed in 2020 at the values of February that year and/or that the parameters of elasticities that operated in the consumer credit markets were those associated with the pre-COVID-19 context. The counterfactual scenarios implemented within the econometric models suggest that the decline in the interest rate would have cushioned, with different magnitudes throughout 2020, the fall caused by effects of the pandemic both in the credit cards and personal loans real balances.

JEL Codes: C01, E21, E50.

Keywords: Argentina, consumption credit, COVID-19 crisis, credit cards, personal loans.

Submitted: July 27, 2022 – *Approved:* February 2, 2023.

1. Introducción

En gran parte de las economías del mundo, entre ellas la argentina, el consumo constituye un componente fundamental de la demanda agregada y se encuentra impulsado por diferentes factores. Las investigaciones tradicionales sobre las funciones de ahorro y consumo (en relación, por ejemplo, a las teorías de Ciclo de Vida o la Hipótesis de Ingreso Permanente) incluyen como variables determinantes en ellas a la dinámica de la actividad económica, la distribución del ingreso y la riqueza, el ingreso pasado, las expectativas de ingreso futuro y la tasa de interés, entre otras.¹ Otro elemento que resulta clave en su evolución es el acceso al crédito provisto por el sistema financiero. Estos instrumentos les permiten a los hogares cubrir reducciones temporarias en los flujos de ingresos, adelantar consumo y, así, costear su gasto presente.² Las líneas de préstamos están provistas bajo determinadas condiciones que varían de acuerdo con características propias del prestamista (entidades financieras bancarias y no bancarias, y entidades no financieras) y del prestatario, así como también de las normativas e instituciones vigentes, de las condiciones macroeconómicas y de la estructura del mercado en cuestión.^{3,4} En forma similar, aquellos rasgos inciden sobre la decisión del repago del endeudamiento contraído.

Desde mediados de la década pasada, el consumo constituye el principal destino de los préstamos en pesos al sector privado no financiero (SPNF) en Argentina. Entendiéndolo como la suma de los préstamos de tarjeta de crédito y los personales, ese tipo de financiamiento triplicó su volumen en términos reales entre 2004 y 2018, alcanzando en este año recién un 5% del PIB. Luego sobrevino un estancamiento y achicamiento que fue reimpulsado durante la crisis del COVID-19, la cual supuso cambios abruptos y profundos en la dinámica del mercado en cuestión, cuyo stock real durante 2020 disminuyó 12% en promedio para ubicarse en torno a un 4% del PIB. En términos generales, tanto los segmentos de oferta como de demanda sufrieron ciertos efectos, algunos de los cuales son:

Demanda

- **Menor gasto de consumo.** En Argentina, en particular, el consumo privado registró una caída —ajustada por estacionalidad— de 18% en el segundo trimestre de 2020, parcialmente compensado por incrementos de 11% y 4%, respectivamente, en el tercero y cuarto trimestre). Esta evolución, al igual que en otros países, estuvo influenciada en parte por el menor ingreso

¹ Los trabajos pioneros en esta línea fueron realizados entre 1953 y 1954 por Modigliani y Brumberg (“Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data”).

² En términos de las teorías convencionales, los hogares buscan suavizar su consumo dada una restricción presupuestaria intertemporal.

³ El contrato firmado incorpora usualmente cláusulas relacionadas con la devolución de fondos (plazos, tasa de interés, moneda, períodos de gracia, posibilidad de indexación del capital adeudado), los gastos administrativos del préstamo, los intereses punitivos y las consecuencias de la ocurrencia de mora.

⁴ Al respecto, se ha extendido el uso de tecnologías de evaluación, con métodos objetivos y cuantificables, del perfil de riesgo de los tomadores de crédito (*scoring/rating*). Esto les permite a las entidades prestamistas evitar o aminorar los problemas de *moral hazard* y selección adversa. Entre las variables analizadas se encuentran los ingresos mensuales, la condición laboral y los antecedentes de deuda del prestatario. En función de estos parámetros, la agencia financiera establece el monto máximo a otorgar, el plan de pago y las tasas de interés.

disponible agregado de los hogares (motivado, entre otros, por el cierre de empresas, la reducción en los niveles de actividad, los cuellos de botella en las cadenas de valor y las restricciones a la oferta y movilidad de trabajo). A modo de ejemplo, la masa salarial de los trabajadores formales presentó una reducción promedio real de 4,3% entre el primer y segundo trimestre de 2020.⁵ Esa caída en los ingresos fue menor en aquellos hogares con remuneraciones “aseguradas”, en aquellos con reducciones en el gasto cotidiano debido a las reglas de distanciamiento social (OCDE, 2021: p. 8), y en aquellos cuya actividad principal se inserta en los sectores “esenciales”, o bien se relaciona con éstos por medio de relaciones insumo-producto más intensas (Guerrieri *et al.*, 2020: p. 22). En muchos casos, los efectos señalados fueron parcialmente mitigados por transferencias monetarias de emergencia otorgadas por el Estado.⁶ Finalmente, el consumo también se vio relegado por un *shock* negativo a las expectativas, el aumento en el ahorro “precautorio” y las restricciones a la movilidad (con sus implicancias en los obstáculos a cierto consumo) impuestas en el contexto de emergencia sanitaria (BCRA, 2020a: pp. 7- 8; BCRA, 2021a: p. 14).⁷

- **Transformaciones en las necesidades, preferencias y composición de consumo.** Estas modificaciones se vinculan íntimamente con el riesgo de contagio y factores médicos relacionados, externalidades negativas en el consumo social, restricciones al consumo “no esencial”, y recomendaciones y limitaciones introducidas por el Estado. Así, en términos generales y agregados, la fase inicial de confinamiento en gran parte de los países se caracterizó por una expansión relativa del consumo de productos y servicios consumibles en el hogar —como comestibles (Baker *et al.*, 2020; Grashuis *et al.*, 2020), farmacia y mantenimiento del hogar— en detrimento de las categorías de gastos que no contaban con aquella característica —como combustibles, transporte, turismo, vestimenta (Coibion *et al.*, 2020), servicios de educación y ocio (Guglielminetti y Rondinelli: p. 8; Yilmazkuday, 2021: p. 1).⁸
- **Modificaciones en los medios de pago utilizados.** Se registraron cambios en la preferencia por liquidez y en el uso de efectivo por la contagiosidad del COVID-19 y por el potenciamiento de tendencias previas enmarcadas en el contexto de la revolución tecnológica. Estas últimas se refieren especialmente a fenómenos globales relacionados con la inclusión e innovación financiera, que permitió que en los últimos años surgieran jugadores, mercados y herramientas no tradicionales —como los neobancos, los Proveedores de Servicios de Pago (PSP), las billeteras digitales, los micropagos, las transacciones P2P y las interfaces con funciones integradas a plataformas tecnológicas— que ofrecen alternativas de pago a mayores segmentos

⁵ Este indicador se elabora a partir de los datos de remuneración promedio de los trabajadores registrados (del Observatorio de Empleo y Dinámica Empresarial), de empleo privado registrado total (de la Encuesta de Indicadores Laborales), y de un índice de precios al consumidor (IPC). La fuente de información de las primeras dos series es el Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS); mientras que las correspondientes al IPC se detallan en la sección 3.

⁶ Para el caso argentino, cabe mencionar el Ingreso Familiar de Emergencia (IFE) y el Programa de Asistencia de Emergencia al Trabajo y la Producción (ATP).

⁷ Al igual que durante la crisis financiera internacional de 2008-2009, los consumidores adoptaron una actitud “wait-and-see” frente la gran incertidumbre presentada durante la pandemia COVID-19, especialmente durante sus inicios. Ambos *shocks* se propagaron rápido globalmente con ayuda de los medios de comunicación y las redes sociales (Baldwin y Weder di Mauro, 2020: p. 16).

⁸ A modo de ejemplo, las compras en restaurantes fueron sustituidas por pedidos de *delivery* de comida (Baker, 2020: p. 11).

de la población y, en algunos casos, brindan mejores condiciones económicas.^{9,10} En varios países, este proceso fue acompañado y estimulado por los respectivos Bancos Centrales a través del establecimiento de los denominados sistemas minoristas de pagos rápidos y el impulso de los medios electrónicos de pago (BCRA, 2022: pp. 88-92). La crisis del COVID-19, los escenarios de cuarentena y los desembolsos relacionados con asignaciones sociales para asistir a los sectores más afectados ofrecieron una gran oportunidad para la multiplicación de cuentas bancarias y no bancarias, una mayor digitalización en general y la difusión del comercio electrónico.¹¹ Estas transformaciones se tradujeron —en forma parcial y dependiendo del país en cuestión— en un avance significativo de las compras *online* respecto a las *offline* (Carvalho *et al.*, 2020; Yilmazkuday, 2021: p.1) y en un aumento relativo de uso del crédito.¹²

Oferta

- **Mayor riesgo de entrega (morosidad) de los préstamos.** Los prestamistas incorporaron en sus evaluaciones, *scoring* y políticas crediticias la mayor incertidumbre, la inestabilidad financiera, el *shock* al ingreso de los hogares y una mayor probabilidad de *default* (Berger *et al.*, 2021). En ciertas ocasiones esto implicó, *ceteris paribus*, una retracción en la oferta, tanto en el margen extensivo (menores emisiones de tarjetas) como en el intensivo (disminución de límites de financiamiento, o mayores tasas de interés a tarjetas nuevas emitidas), en mayor magnitud hacia prestatarios riesgosos (Horvath, Kay y Wix, 2021: p. 3). En otros casos —algunos de los cuales estuvieron intervenidos por cambios normativos desde las autoridades reguladoras estatales— se registraron incrementos en límites y reducciones en comisiones a las transacciones con tarjeta, exenciones y alivios de intereses y diferimientos de pagos y otro tipo de asistencias a los clientes, permitiendo sostener el financiamiento de consumo (BCRA, 2022: p. 88; OCDE, 2021: pp. 28, 29, 36; Santucci, 2020: p. 2).
- **Disrupciones en la provisión de servicios financieros.** Los sistemas de pago e instituciones financieras con mayor nivel de penetración de tecnologías de la información estuvieron mejor preparados (por ejemplo, en la generación de aprobaciones remotas de aplicaciones a préstamos) para abastecer la demanda de préstamos en el marco de mayores restricciones de

⁹ Como correlato, se alteraron las actitudes hacia la planificación a largo plazo: el enfoque de ahorro, usualmente asociado con sectores de ingresos medios y altos, se extendió a hogares de bajos ingresos (Americas Market Intelligence y Mastercard, 2020).

¹⁰ A modo de ejemplo, los neobancos favorecen el uso de servicios financieros digitales al reducir y eximir tarifas, facilitar los requisitos para la apertura de cuentas bancarias y ofrecer una experiencia móvil completa.

¹¹ Esto fue visible, por ejemplo, en el mayor uso de aplicaciones digitales para el manejo de liquidez (BCRA, 2021b). Cabe señalar que este fenómeno estuvo acompañado por una multiplicación de estafas por fraude asociadas con servicios *online*, proceso que resultó disuasorio hacia la operatoria remota por parte de cierto público con escasa experiencia en comunicaciones digitales (OCDE, 2021: pp. 20-21).

¹² De datos del Global Findex del Banco Mundial, se desprende que mientras un 20% de la población de América Latina (excluyendo países de ingreso alto) mayor de 15 años que a 2021 realizaba compras *online* vía pagos digitales, un 3% lo hizo por primera vez después de la irrupción del COVID-19. Para Argentina esos porcentajes son, respectivamente 24% y 5%. Esto implica que alrededor de un 20% de los argentinos que opera por canales de pago remotos se digitalizó a partir de la pandemia. Para el caso de Japón, Watanabe y Omori (2020) exhibe que las compras *online* crecieron especialmente por los consumidores que ya estaban familiarizados con ese tipo de canales de consumo previo al COVID-19.

distanciamiento social que dificultaban la provisión física de servicios (Branzoli *et al.*, 2021; OCDE, 2021: p. 18).

- **Dificultades en la estabilidad financiera de las instituciones prestatarias.** La irrupción de la crisis de la pandemia significó un incremento en el riesgo de las actividades de préstamo. Este desenvolvimiento fue contenido por las autoridades monetarias, que propendieron a incentivar relajaciones en los requerimientos de liquidez y capital asociados al marco Basilea III (Danilowska, 2021; OCDE, 2021: pp. 18, 37).

Por otra parte, la crisis del COVID-19 tuvo un desarrollo con ciertas singularidades que la distinguen de otros episodios previos de turbulencia. A diferencia de eventos como la Crisis Financiera Global (CFG) de 2008/2009 —en la que las dificultades se desencadenaron en los mercados financieros y se propagaron a la economía real (con sus implicancias en condiciones de crédito más rígidas)—, la crisis del COVID-19 se caracterizó por imponer medidas severas que afectaron inicialmente a la economía real y luego se propagaron al sector financiero (Cavallino y De Fiore, 2020). Adicionalmente, en contraste con la CFG, la pandemia encontró al sistema financiero mejor estructurado, destacándose hojas de balance y posiciones de capital más sólidas (en gran medida por las reformas posteriores a la CFG) y una mayor disponibilidad de liquidez y fuentes de financiamiento.¹³

Ante tal escenario, los bancos centrales del mundo rápidamente reaccionaron con diferentes instrumentos, que en parte considerable tomaron en cuenta las lecciones aprendidas durante la CFG. Así, ya desde fines de febrero y principios de marzo de 2020 buscaron sostener el nivel de actividad y consumo, en particular respondiendo por medio de la reducción de las tasas de interés y con la provisión de refuerzos de liquidez adicional (BCRA, 2020b: 19, 20; Muellbauer, 2020).¹⁴ El caso de Argentina no fue una excepción: el recorte de las tasas de interés por parte del Banco Central de la República Argentina (BCRA) y la extensión de programas como el Programa de Fomento al Consumo y a la Producción de Bienes y Servicios (“AHORA12”) y ciertos beneficios en el pago y uso de tarjetas de crédito favoreció, mediado por el sistema financiero, a una reducción en el costo de los préstamos, con su potencial impacto en el amortiguamiento del impacto del *shock* contractivo.¹⁵

En el panorama planteado, tener un seguimiento del *stock* real de los préstamos al consumo contribuye a complementar los análisis sobre la dinámica del consumo y el ciclo económico a nivel agregado, así como a nivel sectorial. Adicionalmente, un entendimiento del mercado de préstamos de consumo genera un mayor conocimiento sobre el estado del sistema financiero y los

¹³ Asimismo, durante la crisis del COVID, los bancos constituyeron un mecanismo de transmisión fundamental para el soporte, tanto económico como operativo (a través de la digitalización de las transacciones), de los paquetes fiscales lanzados (World Economic Forum, 2020).

¹⁴ Otras medidas específicas incluyen la compra de bonos del Tesoro y las disminuciones en los requerimientos de ratios de reserva (Cavallino y De Fiore, 2020; Aguilar y Cantú, 2020; World Economic Forum, 2020). Paralelamente, los reguladores y supervisores financieros de distintos países participaron de la respuesta mediante la implementación de procedimientos designados para proteger e informar a los consumidores financieros (OCDE, 2021: p. 8).

¹⁵ Este programa —creado en 2014— permite, para operaciones de compra destinadas a ciertos rubros y realizadas a través de tarjetas de crédito emitidas por entidades financieras, los pagos en 3, 6, 12 y 18 cuotas con un costo financiero total nulo.

hogares. En esta búsqueda, el presente trabajo intenta cuantificar el efecto de la reducción de tasas de interés entre marzo y diciembre de 2020 en los préstamos de tarjeta de crédito y los personales. Para alcanzar este objetivo, en el marco de modelos econométricos de corrección de error, se desarrollan escenarios contrafactuales para tener una noción de cómo podría haber sido la evolución de cada una de las líneas de préstamos al consumo bajo distintos contextos. Dado que las financiaciones con tarjeta de crédito y los préstamos personales tienen una naturaleza disímil (en cuanto al público objetivo, los plazos y montos involucrados), el análisis se complementa con una exploración sobre potenciales explicaciones adicionales del impacto diferencial que tuvo el *shock* del COVID-19 (y una serie de medidas de política económica relacionadas) sobre la trayectoria de los saldos reales de cada uno de aquellos dos segmentos.

Lo que resta del documento se divide en 6 secciones. En la sección 2 se hace una revisión de la literatura concentrando la atención en las principales variables consideradas por estudios previos al analizar los determinantes de los préstamos al consumo y en los antecedentes de investigaciones sobre los impactos del COVID en el sistema crediticio. En el apartado siguiente se exponen los datos utilizados y sus fuentes de información. En la sección 4 se describen las características del sistema financiero argentino y del mercado de préstamos de consumo en pesos, poniendo foco en la evolución de los préstamos personales y de tarjetas de crédito desde 2004 a 2020. Las secciones 5 y 6 exponen, respectivamente, la metodología empleada para estudiar los efectos de la reducción de la tasa de interés, y los resultados correspondientes. Finalmente, la última sección del documento señala las limitaciones del trabajo y ofrece algunas reflexiones finales, mientras que el Anexo resume una serie de medidas económicas oficiales llevadas a cabo en 2020 en relación con el mercado de préstamos de consumo.

2. Revisión de literatura

La literatura sobre el mercado de préstamos al consumo es extensa e incluye distintas ópticas. Según Vandone (2009), los enfoques adoptados por los trabajos realizados dentro de este campo de investigación son esencialmente cuatro: 1) aquellos que estudian las características de la industria en cuestión, su funcionamiento y las políticas adoptadas por los agentes ubicados en la “oferta”; 2) los que, desde una aproximación “legal”, analizan el impacto que las regulaciones tienen sobre la competencia y la protección al consumidor; 3) aquellos que aportan una visión socio-psicológica, con vínculos estrechos con la economía del comportamiento, la cual estudia cómo los individuos se ven afectados por los patrones de consumo y las elecciones de endeudamiento; y 4) los que adoptan un enfoque económico, que se concentra en los determinantes de la demanda y oferta de préstamos de consumo, y en las características de los individuos y hogares endeudados.

Como se desprende de la clasificación, se verifica una preponderancia de las aproximaciones microeconómicas al campo de análisis. No obstante, un enfoque “económico” podría incluir también a los trabajos que abordan la temática estudiando el volumen agregado de préstamos de consumo (esto es, la sumatoria de los préstamos individuales en toda una economía o región), en tanto serie de tiempo macroeconómica. Es en este último grupo que se encasillaría el presente trabajo, el cual a su vez se focaliza en el segmento correspondiente a la demanda.

Los antecedentes en la literatura consideran diversos indicadores como determinantes del volumen de préstamos de consumo y del cumplimiento de pago. En primer lugar, los niveles o variaciones de actividad económica, de brecha de producto o de demanda agregada (incluso, del consumo en sí mismo) son variables ampliamente adoptadas para explicar la demanda de préstamos al consumo. A nivel microeconómico, también se toma en cuenta el ingreso de las familias, el cual incide tanto sobre la oferta (a través de las evaluaciones crediticias y el racionamiento) como sobre la demanda.

A grandes rasgos, la respuesta de la demanda de préstamos de consumo al ingreso puede resumirse en dos corrientes principales. Desde un lado, estudios pioneros como Haberler (1942) y Kisselgoff (1952) y otros más recientes como Fabbri y Padula (2004); Chen Chen y Chivakul (2008) postulan que existe una fuerte relación positiva entre el ingreso y el endeudamiento de los hogares, especialmente en el corto y el mediano plazo, dada por su mayor capacidad de consumo y el mayor gasto (demanda).^{16,17} En la misma vereda, Ashley (2002) señala que un mayor nivel de ingreso real implica una expansión en los límites del crédito por el lado de la oferta.¹⁸ Esto se debe a que los prestamistas evalúan con un mejor estándar (la posición financiera o *scoring*) al potencial prestatario. Una posición distinta a la mencionada señala que los hogares con una mayor riqueza neta son capaces de financiar una mayor parte del consumo con recursos propios, motivo por el cual se genera un efecto negativo en la demanda de préstamos. Otro argumento en la misma línea señala que para niveles bajos de ingreso, la utilidad marginal del consumo es muy alta; por ende, se prevería una demanda relativamente mayor por préstamos (Vega Lacorte y Watkins Fassler, 2013).

Otros estudios se ubican en puntos intermedios cuando apelan a la distribución del ingreso. En este sentido, Dauten (1954) señala que la propensión a utilizar crédito para financiar el consumo se incrementa con el ingreso del hogar, pero en niveles de ingreso medio alto se estabiliza y luego declina. Desde una perspectiva similar, Park (1993) argumenta que los individuos de ingreso medio que no perciben grandes sumas pero esperan un ingreso estable a futuro son quienes en promedio más toman prestado para financiar su consumo. En contraste, las personas de ingreso medio-alto tendrían menores necesidades crediticias, mientras que aquellas de ingreso bajo sin empleo estable serían aversos y/o incapaces de tomar créditos.¹⁹ En este sentido, un cambio en la distribución

¹⁶ Tomando como escenario a los Estados Unidos de fines de la década de 1920 y principios de la siguiente, Haberler (1942) concluye que, dada la existencia del ciclo de negocios, la demanda de crédito de consumo a plazo— categoría que cubre a la mayor parte de los préstamos de corto y mediano plazo, como los destinados a la compra de automóviles, los “*revolving*” o rotativos (que se componen esencialmente de préstamos de tarjetas de crédito) y otros préstamos (entre los cuales se incluyen los personales y aquellos para la compra de muebles y electrodomésticos, y cuya devolución se esquematiza en dos o más pagos, excluyendo créditos asegurados por real estate; Park, 1993: p. 23)— fluctúa cíclicamente (deviniendo más intensa en los booms y disminuyendo en las caídas), mientras que la oferta se muestra relativamente elástica. Además, señala que los cambios en el comportamiento del crédito al consumo constituirían una figura ampliamente visible del ciclo económico, si bien no serían los más significativos ni representarían un elemento exclusivamente necesario en la amplificación de aquellos (Haberler, 1942: p. 175).

¹⁷ Los ciclos económicos y financieros están íntimamente vinculados y atravesados uno por el otro. Por ejemplo, el PIB se puede ver afectado por la presencia de desbalances financieros (que pueden incluir, en especial para países emergentes, desequilibrios en la cuenta corriente). En este sentido, algunas mediciones del ciclo de negocios adoptan medidas de cálculos de producto potencial “financieramente neutrales”, en tanto incorporan índices de condiciones financieras (Borio *et al.*, 2013).

¹⁸ Magri (2007) agrega que el monto del préstamo a solicitar se ve influido positivamente por la riqueza neta, la cual les permite a los prestatarios dar cuenta de mayores garantías o colaterales a los prestamistas.

¹⁹ En la misma sintonía, Hendricks *et al.* (1973) reporta, usando datos de encuestas de Estados Unidos, que los mayores ratios de deuda de consumo a plazo respecto al ingreso se corresponden con familias de ingreso medio. Adicionalmente, Kennickell y Shack-Marquez (1992) muestra que la proporción de familias que cuentan con tarjetas de crédito y otras deudas de consumo es mayor en sectores de ingresos medios.

del ingreso hacia hogares de ese estrato se asociaría con mayor demanda de crédito a plazo para consumo, dado un monto de consumo (Park, 1993: pp. 29-30).²⁰

Los potenciales términos y condiciones de los créditos al consumo (tasas de interés, plazos, montos máximos/mínimos, comisiones, garantías, costos financieros) son otros elementos que se han tomado en cuenta en la literatura en cuestión. Dada la mayor disponibilidad de datos, la tasa de interés es el candidato más empleado (en comparación con los otros componentes de los estándares crediticios) a la hora de analizar los determinantes de los créditos. La variable en cuestión constituye (en complemento a la evolución de los precios de los bienes consumidos) el precio que los acreedores cobran a los receptores de los préstamos adquiridos, quienes deberán resignar un monto de ingreso futuro para cancelar su consumo presente y compromiso de deuda.²¹ Tasas de interés más altas representan un mayor costo del consumo presente y, por ende, lo desestimulan respecto a otro escenario más atractivo de menores tasas. En particular, desfavorecen y postergan el uso de crédito para realizar compras, con lo cual la proporción de consumo financiado con deuda decrece. Así también, mayores tasas de interés motivan la rapidez en el pago de deudas existentes. En conjunto, una tasa de mayor magnitud implicaría una ralentización de los préstamos para consumo en términos del consumo (Park, 1993: p. 30). Si bien este fenómeno está bastante aceptado, no hay un consenso en cuanto a la significatividad de aquella determinación.

Al respecto, el trabajo seminal de Kisselgoff (1952) sostiene que los cambios en las cláusulas crediticias pueden tener un efecto potencial en el volumen de préstamos al consumo, pero la magnitud de su importancia es menor cuando se lo compara con el ingreso real (p. 60). En este mismo sentido, Dauten (1954) afirma que, para el caso de la compra de bienes durables, los costos crediticios representan una magnitud menor respecto a las sumas desembolsadas, motivo por el cual la recurrencia al crédito sería poco sensible a cambios en las cláusulas del préstamo (p. 122). En una posición similar se ubican Ashley (2002) y Del Río (2002). Algunos de los argumentos que se esgrimen para la explicación de la poca reacción del endeudamiento de los consumidores ante movimientos en las tasas de interés se fundan en los costos de información, la falta de educación financiera o el hecho de que una parte considerable de los clientes abonan sus tarjetas de crédito a tiempo y, en consecuencia, no deben pagar intereses (Chen, 2007). Contrariamente a Ashley (2002) y Del Río (2002), Gross y Souleles (2001) señalan que la tasa de interés sí resulta significativa.²²

Otro elemento tomado en cuenta en los tópicos en cuestión es la composición demográfica de los consumidores en cuanto a características como la edad, el estatus civil los miembros del hogar, la

²⁰ En forma análoga, algunas investigaciones describen que las capas poblacionales con una riqueza intermedia tienen una relación posiblemente positiva con la demanda de crédito (Vandone, 2009: p. 22).

²¹ Dado que el ingreso futuro crece con la tasa de inflación, la tasa real de interés *ex ante* puede resultar, en ciertas circunstancias y bajo ciertos supuestos, más precisa para medir el precio del consumo presente en términos de ingreso futuro.

²² Complementando los análisis anteriores, ciertos estudios postulan al *spread* entre las tasas de interés de los préstamos al consumo y los retornos a las inversiones financieras (como los depósitos a plazo o los bonos del Tesoro) como otro punto de importancia en la dinámica de los préstamos al consumo. Esto se debe a que los hogares podrían financiar en mayor o menor medida su endeudamiento mediante colocaciones en activos. Así, cuando el *spread* mencionado es menor, una mayor proporción del consumo puede ser financiado con activos propios, y viceversa. En esta dirección, Park (1993) señala que la brecha de tasas incidió significativamente en el comportamiento de los consumidores de Estados Unidos entre 1970 y 1992 (pp. 32-33, 37).

presencia de hijos, la edad de ellos y el nivel de educación alcanzado.^{23,24} La literatura relacionada también incorpora argumentos institucionales (que inciden tanto en la oferta como demanda de crédito), en particular, la eficiencia y dureza de los castigos relacionados con la morosidad. Al respecto, la terminología “insolvencia estratégica” describe la mayor propensión al endeudamiento en contextos en que los contratos y obligaciones pueden ser esquivados con un menor costo (comportamientos oportunistas hacia la falta de repago) y en que se verifican mercados de crédito segmentados. No obstante, en esas circunstancias el costo del crédito (así como las garantías solicitadas) impuesto por los prestamistas puede ser mayor, por lo cual indirectamente podría reducirse la cantidad demandada (Fabbri y Padula, 2004; Vandone, 2009: pp. 10, 11, 16, 22).

Del conjunto de variables mencionadas, el presente trabajo emplea especialmente el nivel de ingreso agregado (en particular, el Estimador Mensual de Actividad Económica, EMAE) y la tasa de interés de cada una de las líneas de préstamos consideradas. Si bien hay otros indicadores que potencialmente podrían incluirse en el análisis o que fueron testeados, se utilizaron únicamente las dos variables mencionadas por la disponibilidad de datos y para contar con modelos lo más parsimoniosos posibles.²⁵

Además de relacionarse con el campo de estudio de los determinantes del crédito, el presente trabajo se relaciona con la literatura de la dinámica del mercado de créditos al consumo en contextos de crisis, y su reacción ante medidas de política económica y, en particular, de política monetaria. En cuanto al primero de los dos aspectos, los antecedentes de investigaciones focalizadas en el episodio de la pandemia de COVID-19 se abocan especialmente —con algunas excepciones— al estudio del comportamiento individual y/o regional del endeudamiento para consumo en el entorno de países desarrollados.²⁶

²³ De acuerdo con la hipótesis de ingreso permanente, los consumidores maximizan su utilidad intertemporal adquiriendo préstamos para suavizar su patrón de consumo a lo largo de la vida respecto al ingreso percibido. Dado que los jóvenes poseen bajos ingresos relativos y riqueza acumulada respecto a los que se encuentran en edades adultas y una menor aversión al endeudamiento, tienen una probabilidad mayor de financiar su consumo presente con su ingreso futuro (esperado). Por otro lado, los jubilados tendrían una menor probabilidad de tomar deuda, debido a las expectativas reducidas de ingreso futuro (Vandone, 2009). En este sentido, Park (1993) clasifica a la población (activa) en tres tipos de edades: 1) aquellos que no toman decisiones financieras en forma independiente (menores de 20 años); 2) aquellos que toman decisiones financieras en forma independiente y descansan en su ingreso futuro (entre 20 y 34 años); 3) aquellos que toman decisiones financieras independientes y cuyo consumo recae fundamentalmente en el ingreso corriente y la riqueza acumulada (35 años hacia adelante). Bajo este marco, el autor estipula que la tendencia al incremento en el crédito de consumo a plazo entre 1960 y 1990 en Estados Unidos se podría asociar a una expansión demográfica de los jóvenes de 20 a 34 años, los cuales descansarían en mayor medida sobre su ingreso futuro a la hora de definir el consumo presente (p. 29).

²⁴ En primer lugar, cierta evidencia muestra un mayor endeudamiento para consumo de las personas casadas (Crook, 2006) y de aquellos hogares (en especial aquellos con una gran cantidad de miembros) que cuentan con hijos menores de 18 años (Dauten, 1954: p. 121). Esta última situación se da aun siendo que la presencia de niños actúa como un incentivo para incrementar el ahorro para satisfacer la transferencia intergeneracional de activos. Por otro lado, la educación tendría un efecto positivo en el nivel de endeudamiento ya que refleja expectativas de ingresos futuros mayores y de mayor estabilidad laboral y, en tanto reduce el costo de ingresar al mercado de crédito por la posesión de mejores herramientas, en las decisiones de ahorro y consumo (Vandone, 2009: pp. 10, 13).

²⁵ Se realizaron adicionalmente pruebas incorporando la masa salarial, aunque dicha estimación no dio lugar a resultados precisos en 2020.

²⁶ Baker *et al.* (2020), Chetty *et al.* (2020), Cox *et al.* (2020), Dunn *et al.* (2020) y Horvath *et al.* (2021) lo hacen para Estados Unidos; Chronopoulos, Lukas y Wilson (2020) y Hacioglu, Känzig, y Surico (2020), para Reino Unido; Bouniey, Camara y Galbraith (2020) para Francia; Andersen *et al.* (2020), para Dinamarca; y Carvalho *et al.* (2020) para España.

Un trabajo fundacional en esta literatura fue desarrollado por Baker *et al.* (2020), que estudia el impacto de la irrupción del COVID en Estados Unidos sobre el consumo de los ciudadanos, a partir de datos financieros a nivel transacción de los hogares provistos por una plataforma Fintech. El trabajo encuentra que a fines de febrero y principios de marzo de 2020 los hogares incrementaron su gasto (mayormente para el “stockeo” de bienes durables) en vistas de los primeros casos locales de contagio y de una perspectiva negativa respecto al desarrollo de la epidemia. A su vez, empleando regresiones con efectos fijos a nivel de usuario, los autores puntualizan que aquellos estados regionales con órdenes de confinamiento registraron una mayor acumulación de *stocks* y una reducción posterior del consumo más pronunciada respecto a los demás, mientras que estos saltos no se evidencian significativamente distintos según nivel de ingreso del hogar. Finalmente, la relación entre movilidad de los usuarios y consumo fue menor en gastos de tarjeta de crédito respecto a otras categorías (como restaurantes, almacenes, transporte público y consumo total), probablemente reflejando la relevancia que durante la pandemia adquirió este tipo de consumo en las compras *online* o en la suscripción de servicios de *streaming* (Baker *et al.*, 2020: p. 13).

En forma similar a Baker *et al.* (2020), utilizando datos de tarjetas de crédito de la Reserva Federal de Estados Unidos y distinguiendo al consumidor por región geográfica y banco emisor, Horvath *et al.* (2021) encuentra una reducción pronunciada en el crédito al consumo en las primeras semanas luego del *shock* del COVID (esto es, en marzo y abril de 2020). Incluso cuando el consumo empieza a recuperar en mayo (en particular para los prestatarios menos aversos al riesgo), los gastos se muestran deprimidos en términos generales. Una interpretación al respecto es que los hogares consideran al COVID-19 como un *shock* más permanente que transitorio. Por otro lado, los autores hallan un impacto negativo de la severidad local de la pandemia (medida por el número de contagios reportados de COVID a nivel distrital) y las restricciones de salud pública (cierres de empresas y oficinas no esenciales y cuarentenas obligatorias, en la unidad geográfica distrital) en el uso del crédito, aunque dicho efecto se vuelve más pequeño en el tiempo. Complementariamente, desde el lado de la oferta y en sintonía con un comportamiento de los bancos vinculado con el racionamiento del crédito y la huida a activos seguros, se verifica un incremento en la tasa de interés de las tarjetas de crédito recientemente emitidas hacia los prestatarios menos solventes (margen intensivo) y un menor límite de crédito hacia dichos clientes (margen extensivo) (p. 25).

En conjunto, el punto de vista de Horvath *et al.* (2021) se corresponde con la existencia de un comportamiento pro-cíclico de la demanda de préstamos y retoma una vasta evidencia empírica reciente —entre la cual se encuentra Ganong y Noel (2019) y Hundtofte, Olafsson y Pagel (2019). A su vez, contrasta con las teorías de suavizamiento del consumo, según la cual los consumidores reaccionan a *shocks* de ingreso transitorios negativos mediante la toma de un mayor endeudamiento para consumo (véase al respecto Braxton, Herkenoff y Phillips, 2020).

En la misma sintonía que los trabajos mencionados, Yilmazkuday (2021) estudia más de 450 millones de transacciones de tarjetas de crédito (clasificadas por categoría de consumo en 11 sectores y distinguidas por producto a nivel de código zip) por mes de alrededor de 11 millones de clientes de 16 ciudades estadounidenses en el contexto del período octubre 2019 - mayo 2020. La particularidad de este estudio es que estima ecuaciones de efectos fijos focalizadas en

factores comunes a nivel código zip, al mes, y al código zip y sector. Por ese medio, concluye que el factor común a lo largo de los códigos zip que representan el consumo en bienes generales (comercio minorista), mantenimiento del hogar (bienes y servicios), farmacia y servicios profesionales (como servicios de veterinaria, cuidado de niños y legales) se incrementó en un 56% en los primeros tres meses de la crisis sanitaria del COVID, en contraste con una caída de 51% en productos asociados a la movilidad y vida social (como combustible, transporte, vestimenta, servicios de cuidado personal y restaurantes).²⁷ De la misma forma, se demuestra que la proporción de consumo *online* (en contraposición al consumo *offline*) habría crecido 16% en abril (13% en mayo) de 2020 respecto al promedio de los meses pre-COVID (p. 7).²⁸

Otro punto de vista adoptado por los estudios es el análisis de los patrones de ahorro y consumo a lo largo de la distribución del ingreso. Bachas *et al.* (2020) (así como Chetty *et al.*, 2020) encuentran que en marzo y principios abril los individuos ricos de Estados Unidos contrajeron su gasto más profundamente que los individuos de bajos ingresos. Esta diferencia en el recorte habría sido igualmente pequeña en comparación con la reducción común en el consumo. Con el rebote de mediados de abril, los individuos de ingreso bajo recuperaron más rápidamente su gasto que los de ingreso alto. A su vez, el estudio documenta que la caída en el consumo durante los primeros meses de crisis fue causada más por los efectos directos de la pandemia que por las disrupciones en el mercado de trabajo.

Desde una perspectiva más agregada y empleando encuestas a bancos y estadísticas del Banco Central de Polonia, Danilowska (2021) presenta las tendencias registradas en las tasas de interés y el endeudamiento correspondientes al crédito comercial y de consumo en Polonia durante 2020 y 2021. La autora expone que en ese lapso —y especialmente en los primeros meses de la pandemia— la autoridad monetaria polaca llevó a cabo una política monetaria flexible que redujo las tasas de interés, disminuyó los ratios de reservas de los bancos comerciales y compró bonos del Tesoro. Estos cambios se vieron reflejados en una caída tendencial de las tasas de interés activas en el primer semestre de 2020. En cambio, durante los meses siguientes, la disminución en las tasas de interés activas fue impulsada principalmente por una caída en la demanda de créditos. Por otro lado, si bien las tasas de interés aplicadas a los nuevos créditos se redujeron tendencialmente en 2020, esta caída fue relativamente mayor en aquellos que apuntaron a las actividades de negocios respecto a los dirigidos al consumo, con lo cual el ratio entre ambos pasó de 2,8 en enero de 2020 a 3,4 en el mismo mes del año siguiente.²⁹ La demanda de créditos de consumo reaccionó parcialmente ante este conjunto de dinámicas: la caída se profundizó en el pasaje del primer a segundo trimestre de 2020; repuntó levemente en el tercer trimestre impulsada por la compra de bienes durables y un paquete de medidas fiscales expansivas; y nuevamente se redujo en la mayoría de los bancos en el marco

²⁷ Si bien incrementándose en términos absolutos, los productos de farmacia y servicios profesionales disminuyeron la proporción que representan en el gasto total.

²⁸ El dato se asocia con un crecimiento del gasto *online* relativo de 21% en abril (20% en mayo) de 2020 respecto al promedio de los meses pre-COVID.

²⁹ La autora señala que esta dinámica también terminó afectando a la baja a las tasas de interés de los créditos contraídos antes del inicio de la pandemia (p. 235).

de cuarto trimestre (p. 235). Comparando la dinámica de los valores de los nuevos créditos (tanto de consumo como comerciales) contraídos en 2020 respecto a los de 2019, Danilowska (2021) concluye que la caída de las tasas de interés durante la pandemia no motorizó un incremento en la demanda de crédito en Polonia.

A diferencia de los estudios descritos, el presente trabajo contribuye entonces en la exploración de los efectos del COVID-19 a nivel agregado en los préstamos y en particular, en Argentina, sobre la cual no se encontraron antecedentes en la temática. A su vez, aporta líneas comparativas respecto a otras crisis sufridas por Argentina que se desencadenaron en el ámbito internacional, tal como lo fue la Crisis Financiera Global de 2008/2009.

3. Datos

Las variables a explicar en los modelos desarrollados son las variaciones en el promedio mensual de saldos diarios en moneda nacional de préstamos, desde entidades financieras al SPNF, de tarjetas de crédito y personales, ambas en términos reales y ajustadas por estacionalidad.^{30, 31} Las series originales, desde enero de 2004 a diciembre de 2020, fueron extraídas del BCRA.

Entre mayo de 2020 y diciembre de 2020, la serie original de préstamos de tarjeta de crédito incluye las financiaciones en pesos "Crédito a Tasa Cero" y "Créditos a Tasa Cero Cultura" previstas en el Decreto N° 332/2020 (y modificatorios). Éstas, según las Comunicaciones del BCRA "A" 6993 (del 24 de abril) y "A" 7082 (del 6 de agosto), debían ser acreditadas en la tarjeta de crédito —emitida por la entidad— del solicitante de la financiación, a todos los clientes elegibles que las solicitasen. Para realizar el presente análisis, se restaron estos montos otorgados del *stock* total de tarjetas de crédito ya que, aun siendo contabilizados dentro de la categoría tarjeta de crédito, no son comparables con los que habitualmente se incluyen en ese grupo.³²

³⁰ Los préstamos personales se definen, de acuerdo con el Sistema Centralizado de Requerimientos Informativos (SISCEN) del BCRA, como: "los préstamos de efectivo acordados a personas físicas sin garantía hipotecaria o prenda. No incluye los derivados de adelantos en cuenta (corriente u otras a la vista) o de la compra de documentos, ni los instrumentados bajo la modalidad de documentos a sola firma, o documentos descontados o créditos documentarios, ni los saldos deudores por el uso de tarjetas de crédito".

³¹ De esta forma, las series miden la diferencia entre la adquisición de nuevos créditos y la cancelación de los preexistentes.

³² Los "Créditos a Tasa Cero", incluidos en el ATP y destinados especialmente a monotributistas y trabajadores autónomos afectados en forma crítica por la situación de pandemia, dieron el acceso a través de tarjeta de crédito a un máximo de \$150.000 y permitía la posibilidad a sus beneficiarios de devolver el dinero sin pagar ningún interés ni costo financiero. De acuerdo con la Comunicación "A" 6993 del BCRA, la financiación sería acreditada en tres cuotas mensuales, iguales y consecutivas; además, contaría con un período de gracia de 6 meses a partir de la primera acreditación, mientras que al séptimo mes se reembolsaría en al menos 12 cuotas mensuales y consecutivas. Hasta mediados de diciembre de 2020 se habían otorgado 561.929 "Créditos con Tasa Cero", emitiendo más de 249.200 nuevas tarjetas y abriendo 777 cuentas a la vista. En tanto, a través de la línea de "Créditos a Tasa Cero Cultura" se habían entregado 2.843 préstamos por un total de \$300 millones (BCRA, 2020d). Como resultado de ambos programas, los desembolsos los créditos con tasa cero representaban más del 7% del *stock* total de préstamos por tarjeta de crédito.

Los saldos nominales de las dos líneas de préstamos de interés (tarjetas de crédito y personales), fueron deflactados a partir de un índice de precios elaborado con diversas fuentes y luego ajustados por estacionalidad por medio de la metodología X-13 ARIMA.^{33,34}

Las variables explicativas consideradas en cada modelo individual son esencialmente dos. En primer lugar, se incluye el EMAE en términos reales y ajustado por estacionalidad. La fuente de información utilizada para ello es el INDEC. Por otro lado, las tasas de interés empleadas tienen un tratamiento análogo respecto a los saldos reales: mientras que los datos de tasa de interés de préstamos personales se extraen en su serie original (serie mensual de tasas de interés en % nominal anual por préstamos al SPNF en moneda nacional, sector privado, total, préstamos personales) para todo el período, las correspondientes a tarjeta de crédito se construyen como un promedio ponderado de las tasas correspondientes solo a préstamos con tasa positiva, para aislar el efecto de los “Créditos a Tasa Cero”.³⁵ En todos los casos, la fuente de información es el BCRA.

4. Los préstamos de consumo en Argentina

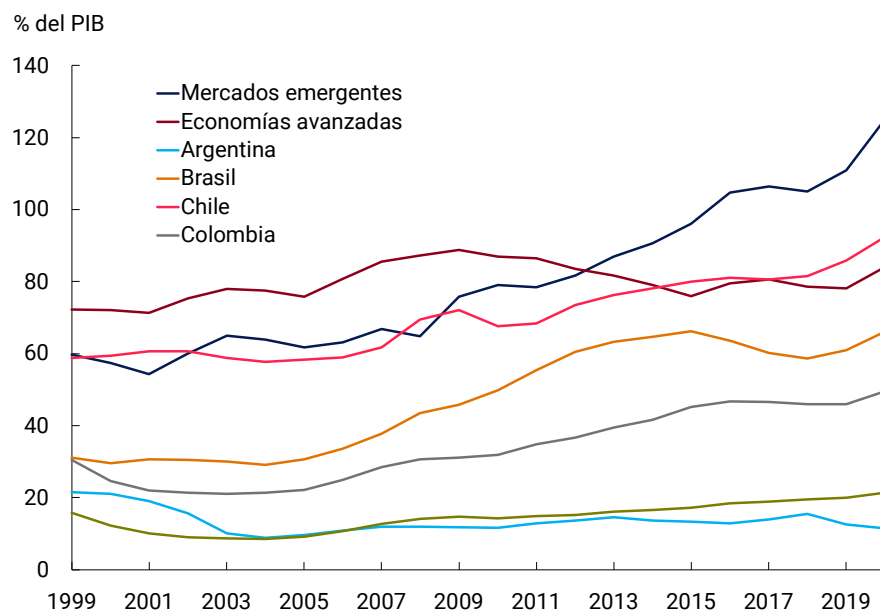
América Latina en general y Argentina en particular presentan a lo largo de su historia niveles relativamente bajos de profundidad financiera y bancarización. En términos de préstamos al sector privado no financiero, la mayoría de los países de la región presentan una proporción al PIB incluso menor que el promedio de los países emergentes. De acuerdo a datos del BIS, entre 1999 y 2020 el crédito bancario al SPNF en términos del PIB promedió el 13,6% para Argentina, 14,4% para México, 33,8% para Colombia, 47,3% para Brasil, mientras que los mercados emergentes y países avanzados tienen porcentajes de 79,9% y 80,0%, respectivamente (Gráfico 1). No obstante, tal promedio es sólo parcialmente indicativo de la evolución de dichos países en el intervalo de tiempo en cuestión. Por un lado, los casos de México, Colombia y Brasil mostraron un crecimiento en el cociente (crédito bancario al SPNF/PIB) a lo largo del período. Partiendo de porcentajes de 16%, 31% y 31%, respectivamente, dichos países alcanzaron ratios de 21%, 50% y 66% en 2020; sin embargo, ese incremento fue menor al del promedio de los países emergentes (que punta a punta duplicó su valor desde 60% a 120%, en gran medida explicado por China) y Chile (que a inicios del intervalo en cuestión tenía un porcentaje similar al de las economías emergentes e iniciando la década de 2020 posee valores en el entorno del promedio los países desarrollados, esto es, 90%).

³³ El índice fue construido empleando el IPC Nacional y del Gran Buenos Aires publicado por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), el IPC de la Dirección Provincial de Estadística y Censos de San Luis (DPEyC San Luis) y el IPC de la Dirección General de Estadística y Censos del Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires (GEyC GCBA).

³⁴ Para ello, se empleó el *software* estadístico JDemetra+.

³⁵ De acuerdo con el SISCEN del BCRA, constituyen tasas de interés promedio ponderado por el monto operado (“saldo deudor de las liquidaciones individuales del anteúltimo mes del sistema de tarjetas de crédito y saldo acreditado según Com. “A” 6993 y “A” 7082 a partir de mayo 2020; y capital efectivamente desembolsado en el día para préstamos personales”).

Gráfico 1 | Evolución del crédito bancario al SPNF en términos del PIB, países seleccionados (1999-2020)



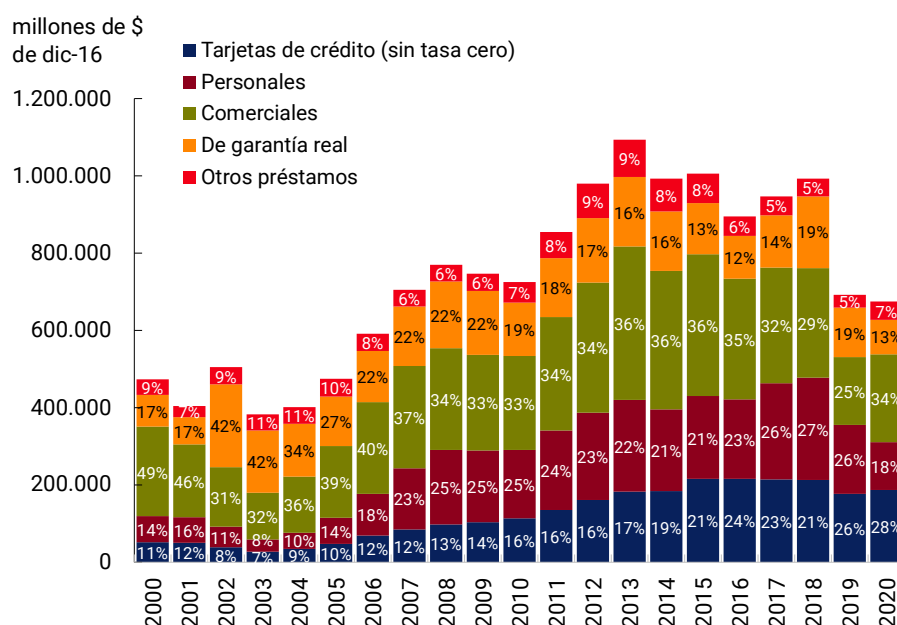
Fuente: elaboración propia en base a BIS Total Credit Statistics y Dembiermont et al. (2013).

Contrariamente a los casos anteriores, Argentina disminuyó “punta a punta” su porcentaje de crédito bancario al SPNF/PIB desde inicios de siglo XXI, pasando del entorno de 22% a 11%. Como se visualiza con mayor detalle en el Gráfico 2, el primer período 2001-2003 se inicia y finaliza con saldos reales de préstamos en pesos al SPNF similares. Luego, el intervalo 2003-2008 está marcado por el sostenido crecimiento y la duplicación “punta a punta” de la variable en cuestión, hechos que se dieron en sintonía con la reactivación económica y la “normalización” del sistema financiero. Desde entonces se desencadenó un trienio de estancamiento, con una leve caída (5%) en los saldos reales de créditos en 2010 respecto a 2008. Después, durante el lapso 2010-2013 se retoma el crecimiento de los préstamos, con un promedio geométrico anual de 15%. A partir de 2013, Argentina muestra un marcado deterioro en el indicador, distinguiendo dos subperíodos: mientras que desde 2013 a 2018 se verifica un estancamiento o leve deterioro, luego de una abrupta reducción en 2019 de 30% en los préstamos reales, el intervalo 2019-2020 mantiene los valores reales en una trayectoria constante similares al promedio de los años 2006-2007.

Al interior de los préstamos totales al SPNF, en las últimas dos décadas han cobrado importancia los dirigidos a personas físicas. Este subconjunto predomina por sobre las personas jurídicas: la proporción que abarca el primer grupo rondó entre 52% y 58% entre 2001 y 2016, mientras que desde 2017 tales valores crecieron hasta un rango entre 61% y 69%. Desde la óptica del tipo de préstamo, el Gráfico 2 exhibe que con el paso de los años aquellos con destino al consumo (personales y de tarjetas de crédito) fueron los que presentaron una dinámica más expansiva y pasaron a ser mayoritarios en el universo de los préstamos en pesos al SPNF. Los intervalos en que esta impronta se verificó con mayor magnitud fueron los intervalos 2003-2009 y 2015-2019. En el primero de los dos se registró un crecimiento real mucho mayor del numerador (con un promedio anual geométrico de 31%) respecto al denominador (con un promedio anual geométrico de 12%). En tanto, de 2015 a 2019 el ratio volvió

a presentar una tendencia al alza (de 43% a 51%), que tuvo como fundamento una mayor velocidad en el incremento de los préstamos al consumo de 2015 a 2017 respecto al total y una menor caída (especialmente en 2019) en los dos años posteriores. Finalmente, la participación de los préstamos al consumo en el total tuvo una nueva disminución entre 2019 y 2020 (de 51% a 46%; esta vez explicada por una caída en el denominador (-2,4%) más amortiguada que en el numerador (-12,5%)).³⁶ En términos globales, se verifica que desde 2016 la proporción que representa este tipo de préstamos ronda un 50% y alcanza entre un 3% y un 5% del PIB.

Gráfico 2 | Composición de los préstamos al SPNF en pesos por destino, promedio anual del promedio mensual de saldos diarios (2000-2020)



Fuente: elaboración propia en base a datos de BCRA, INDEC, GEyC GCBA y DPEyC San Luis.
 Nota: las etiquetas de datos indican la participación del tipo de crédito en el total. A partir de mayo 2020 se consideran sólo los préstamos con tarjeta a tasa positiva.

En un escalón inferior se presentan los comerciales (adelantos y documentos), que pasaron desde casi un 50% de los préstamos al SPNF a principios de la década de los 2000 a proporciones actuales en torno al 30%. En tanto, los de garantía real (prendarios e hipotecarios), que tuvieron su mayor aporte al total entre 2002 y 2003 (con valores de 42%), en los últimos años representaron entre el 13% y 20% del agregado de préstamos. Finalmente, la agrupación de “otros préstamos” constituye un conjunto más acotado, dando cuenta de menos del 10% del total de los créditos al SPNF.

En conjunto, el mercado de préstamos al consumo adquirió una gran complejidad con el paso de los años y, especialmente desde inicios de la década de los 2000, se puede clasificar a grandes rasgos en dos segmentos.³⁷ Por un lado, se halla un ámbito que engloba a un conjunto heterogéneo de entidades financieras no bancarias y no financieras: emisoras de tarjetas de crédito no bancarias (ETCNB), compañías de crédito para el consumo, proveedores que ejercen la actividad

³⁶ En este año se excluyen los “Créditos a Tasa Cero”.

³⁷ La categorización que se desarrolla a continuación se encuentra en sintonía con BCRA (2021a).

como secundaria (comercios-*retailers*, empresas de ventas de electrodomésticos), organismos que ofrecen servicios financieros a sus asociados (cooperativas y asociaciones mutuales) y entidades que explotan el uso de la tecnología en la oferta y provisión de créditos (“Fintech”), entre otras (BCRA, 2020c: p. 3; BCRA, 2021a: p. 3).^{38,39} En general, proporcionan sus productos, con sus propios medios de pago o sistemas de financiamiento, a una clientela en gran medida no bancarizada y que cuenta con ingresos bajos e irregulares en comparación con el usuario promedio del sistema financiero (BCRA, 2021a: p. 15; D’Onofrio, 2008; Feldman, 2013).⁴⁰ Un subconjunto relevante dentro estos oferentes lo constituyen los “Otros Proveedores no Financieros de Crédito” (OPNFC), que según BCRA (2020c), “sin ser entidades financieras o empresas no financieras emisoras de tarjetas de crédito, se dedican, como actividad principal o secundaria, a ofrecer créditos” y, a diferencia de los bancos (que se fondean con depósitos del público en general), “prestan a partir de fondos propios o mediante recursos provenientes del mercado de capitales o de préstamos del sistema financiero” (p. 3).⁴¹ Dentro de los OPNFC y de acuerdo con ciertos rasgos específicos (actividad principal/secundaria, canales de atención, objetivo, etc.), BCRA (2021a) distingue 5 subgrupos: cooperativas y mutuales, empresas emisoras de tarjetas de crédito no bancarias, empresas de ventas de electrodomésticos, Fintechs, y resto.

Por otro lado, existe un segmento que es brindado por un conjunto de entidades financieras (bancos públicos y privados y compañías financieras) que se encuentran reguladas y supervisadas por el BCRA y que poseen una clientela compuesta en gran medida por usuarios de ingresos medios y altos.^{42,43} Este canal acaparaba el 82% del total del mercado de créditos al consumo en

³⁸ Se incluyen dentro de este grupo a compañías financieras no supervisadas por el BCRA y usualmente especializadas en la venta de créditos al consumo.

³⁹ Dentro de este grupo también podrían incluirse los *stocks* de cartera securitizados a través de fideicomisos financieros con oferta pública que tengan activos relativos a créditos de consumo (BCRA, 2021a: p. 3; First Corporate Finance Advisors, 2014: p. 21).

⁴⁰ Estas condiciones repercuten asimismo en la calidad de cartera. A modo de ilustración, con datos de la Central de Deudores del BCRA a julio de 2020, el porcentaje de crédito de consumo en situación irregular para el segmento “no financiero/no bancario” era de casi 30%, mientras que dicha proporción se reducía a menos de 3% para el conjunto de bancos (públicos y privados).

⁴¹ La dimensión agregada de estas entidades puede aproximarse a partir de un conjunto de indicadores provistos por el Informe de Otros Proveedores No Financieros de Crédito del BCRA. En su edición de abril de 2021, ese documento señala que a octubre de 2020 la cantidad de deudores asistidos por los OPNFC superaba los 6,1 millones de agentes, siendo prácticamente el total (99%) personas humanas y representando el 45% de los sujetos asistidos por entidades financieras (que sumaban 13,4 millones en la misma fecha). En segundo lugar, se indica que el número de deudores exclusivos de las OPNFC (es decir, aquellos que no contaban en paralelo con asistencia de las entidades financieras) ascendía a 2,8 millones, mientras que las personas humanas que poseían préstamos personales llegaban aproximadamente a 2,5 millones de sujetos (BCRA, 2021a: 12, 13). En tercera instancia, si el foco fuera el *stock* de préstamos otorgados, la importancia de los OPNFC sería menor: por ejemplo, a enero de 2020 los saldos de créditos de los OPNFC significaron un 7,8% del total de los préstamos en pesos del sistema financiero a personas físicas y PyMEs. En caso de que se excluyeran las asistencias por tarjetas de crédito de ambos totales, aquella proporción ascendería a un 9,6% (BCRA, 2020c: pp. 2, 6). Finalmente, la cantidad de OPNFC registrados al 11/01/2021 triplicaba a la de entidades financieras (323 OPNFC frente a 79 entidades financieras) (BCRA, 2021a: p. 9).

⁴² La distinción entre los dos segmentos oferentes de préstamos de consumo señalados en este párrafo y el anterior no implica que ellos operen como mercados totalmente independientes y separados. En primer lugar, siguiendo con lo resaltado previamente, los OPNFC incurrir en endeudamiento con el sistema financiero. En concreto, a marzo de 2020, ese monto dio cuenta de cerca del 20% de los préstamos otorgados por los OPNFC a sus clientes (BCRA, 2020c: p. 3). Otro ejemplo ilustrativo lo provee Feldman (2013), quien expone que ciertas sociedades que ofrecen tarjetas de crédito por *retailers* son creadas por grupos económicos que adicionalmente poseen bancos y compañías financieras (p. 24). Además, el autor señala que las llamadas “compañías financieras” en muchos casos se encuentran ligadas con los bancos en un mismo grupo económico. De hecho, hacia 2013 existían 3 compañías financieras con actividad en la oferta de créditos para consumo, de las cuales 2 estaban vinculadas a entidades bancarias (pp. 22, 27). Análogamente,

2009, ascendiendo a 84% en 2014 (First Corporate Finance Advisors, 2014: p. 21). Más recientemente, con datos de la Central de Deudores del BCRA a julio de 2020 y tal como se exhibe en el Cuadro 1, la participación de los bancos (suma de los públicos y privados) en la oferta de créditos ampliada (considerando también OPNFC) rondaba en ese mes en 86%, tanto a nivel agregado de los préstamos al consumo (última columna) como en términos de cada una de las líneas (tarjeta de crédito y personales; columnas 2 y 4, respectivamente).

Cuadro 1 | Participación de los segmentos de oferta en la provisión de préstamos de consumo

Tipo de entidad	Tarjetas		Personales		Total	
	Miles de millones de \$	Participación (%)	Miles de millones de \$	Participación (%)	Miles de millones de \$	Participación (%)
Bancos privados	492	65,7	246	51,3	739	60,1
Bancos públicos	152	20,2	171	35,6	323	26,2
OPNFC, ETCNB	105	14,1	63	13,1	168	13,7
Total	750	100	480	100,0	1,229	100,0

Fuente: elaboración propia en base a datos de la Central de Deudores (BCRA).

El presente trabajo se focaliza especialmente en el estrato compuesto por bancos y compañías financieras, en tanto los datos relacionados (saldos, montos y tasas de interés) muestran una amplia disponibilidad en los registros publicados por la autoridad monetaria.⁴⁴ Al respecto, en el Gráfico 3 se expone la trayectoria de los préstamos (de las entidades financieras mencionadas) al consumo en términos reales y ajustados por estacionalidad, distinguiendo los personales de los de tarjeta de crédito.

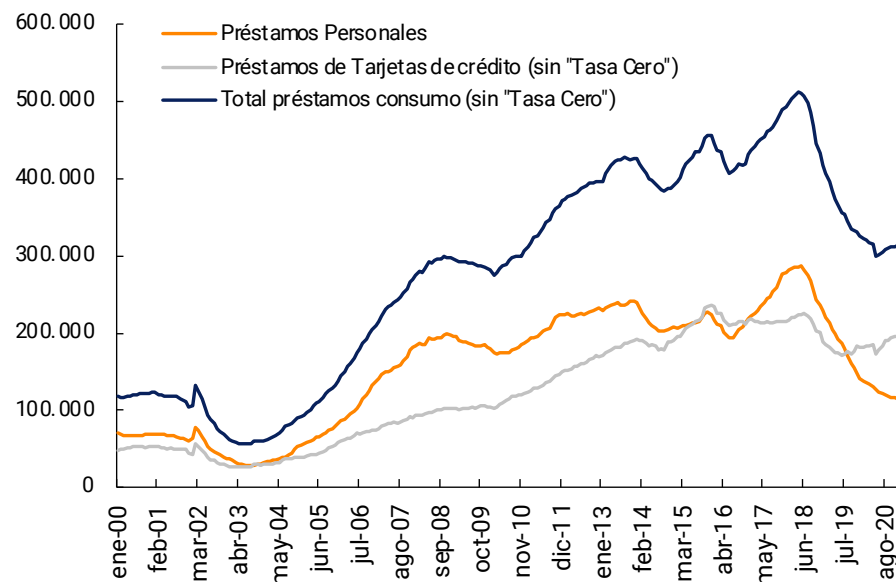
por medio de acuerdos, los bancos tercerizan la comercialización de productos en cooperativas y mutuales, que suelen aportar la infraestructura, la cartera de clientes y los códigos de descuento. Estos fenómenos tienen que ver con la extensión del crédito al consumo a estratos de ingresos bajos y medio-bajos. En Argentina, esta situación se tornó evidente luego de la crisis de 2001 con la difusión del modelo de "Consumer Finance", que aprovechó el descenso social de la clase media, la pérdida casi generalizada del poder adquisitivo y el incremento de la población en la base de la pirámide. Para ello, la diferenciación de productos y la convergencia entre la banca tradicional y las entidades financieras no bancarias resultó fundamental, permitiendo la expansión del sistema financiero bancario y la llegada a sectores de ingresos medios-bajo y bajo (D' Onofrio, 2008: pp. 1, 18, 37, 38, 43).

⁴³ De acuerdo con un ejercicio de "Mystery Shopping", D' Onofrio (2008) muestra que las condiciones de otorgamiento de un préstamo por una entidad bancaria respecto de una no bancaria exigen mayores ingresos mínimos y antigüedad laboral más extendida. A su vez, bajo la segunda modalidad, el costo financiero suele ser más elevado, mientras que el plazo máximo para la devolución y el monto máximo otorgado son menores (p. 33).

⁴⁴ Dada la posible relevancia e intensidad del segmento "no bancario/no financiero" en los préstamos al consumo, se desprende entonces la limitación del presente trabajo en cuanto a su extensión.

Gráfico 3 | Préstamos al SPNF con destino al consumo, promedio mensual de saldos diarios, series ajustadas por estacionalidad (ene/2000-dic/2020)

millones de pesos
de diciembre de 2016



Nota: a partir de mayo 2020 se consideran sólo los préstamos con tarjeta a tasa positiva.
Fuente: elaboración propia en base a datos de BCRA, INDEC, GEyC GCBA y DPEyC San Luis.

Como se visualiza en la figura, las dinámicas de los componentes de los préstamos al consumo son heterogéneas. Luego de un comportamiento similar hasta 2004, los saldos reales de préstamos de tarjeta de crédito y personales se bifurcan para recién cruzarse nuevamente a fines de 2015. Mientras que los segundos tuvieron un destacado crecimiento entre 2005 y 2009 y un estancamiento en los 6 años siguientes, los primeros presentaron entre 2005 y 2015 un impulso sostenido, aunque a tasas de crecimiento menores que las que exhibieron los personales en su período de gran expansión. Desde 2016, los ciclos de este último grupo fueron más marcados y con una apreciable caída desde 2018, dando lugar a que desde mediados de 2019 representen un volumen menor que los préstamos de tarjetas de crédito.

Los elementos que pudieron haber guiado tales trayectorias son diversos, empezando por el hecho que las líneas de préstamos analizadas tienen características disímiles entre sí. En primer lugar, los préstamos personales involucran mayores montos por operación (respecto a las tarjetas de crédito), en sintonía con una proporción considerable del stock total que es explicada por decisiones de gasto postergables (como refacciones de vivienda) y bienes durables de consumo.^{45,46} Adicional-

⁴⁵ En base a datos de la Central de Deudores, se desprende de los Indicadores de Inclusión Financiera del BCRA que el saldo promedio por deudor por pagos con tarjetas de crédito era, a octubre de 2020, casi un 11% menor que los correspondientes a financiamientos de préstamos personales.

⁴⁶ A su vez, ciertos propietarios de MiPyMes adquieren préstamos personales para financiar actividades de la empresa (Briozzo y Vigier, 2009), por ejemplo, como forma de acceso al capital de trabajo. Con datos de corte transversal de World Enterprise Surveys del Banco Mundial, Villar (2019) encuentra que durante el período marzo 2017-marzo 2018

mente, los préstamos personales están menos difundidos entre la población y requieren trámites relativamente más complejos que los de tarjeta de crédito.⁴⁷ Por estos motivos, los prestatarios (de tarjetas y personales) reaccionarán de manera diferente ante una misma fluctuación macroeconómica. En segundo lugar, es fundamental entender que los dos tipos de préstamos al consumo podrían estar interactuando por medio de relaciones de complementariedad o sustitución, por lo cual la dinámica que adquiera uno afectará la trayectoria del otro. Finalmente, otros posibles determinantes se pueden rastrear en las variables señaladas en la revisión de la literatura. En este sentido, en los paneles del Gráfico 4 se contrastan las series de tiempo en cuestión ajustadas por estacionalidad con las variables explicativas que posteriormente se incluirán en los modelos econométricos, esto es, el EMAE real s.e. y la tasa de interés activa correspondiente a la línea de préstamo.

Como se verifica en una vista rápida de los paneles del Gráfico 4, la evolución de los stocks reales de cada una de las líneas de préstamos tiene a grandes rasgos un co-movimiento con el nivel de actividad. Sin embargo, esta dinámica se muestra en general más tangible en el caso de los préstamos personales que en el de tarjeta de crédito.⁴⁸ Por ejemplo, mientras que el PIB se ubicó prácticamente en el mismo nivel (a pesar de tener en el interín varios ciclos de crecimiento y caída) entre enero de 2012 y diciembre de 2015, los préstamos con tarjeta de crédito se incrementaron en un 54% en el mismo intervalo.

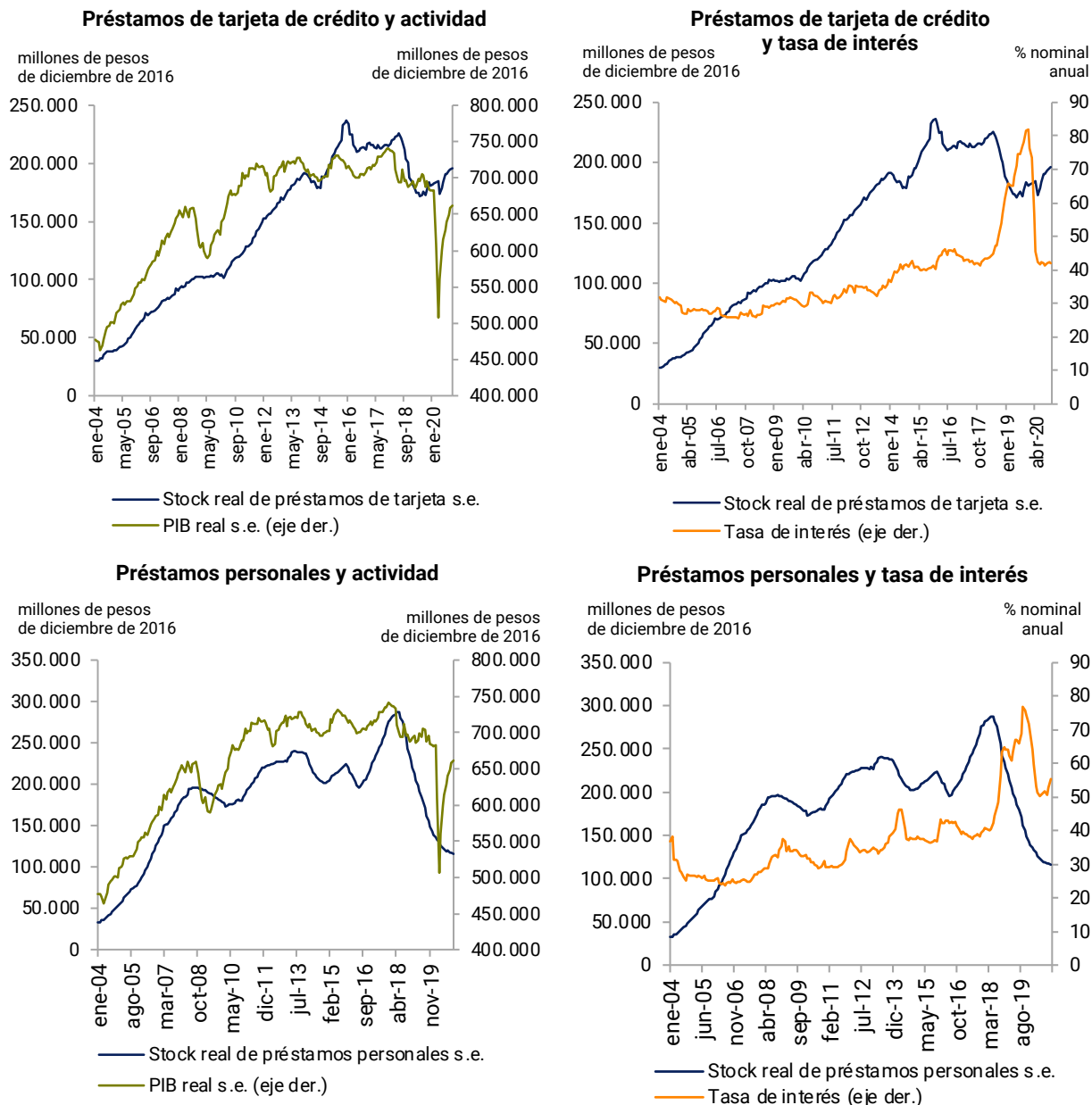
En cuanto a los movimientos de tasa de interés, éstos no tienen necesariamente una relación visual clara con los *stocks* reales de las líneas de préstamos. A modo ilustrativo, el incremento casi ininterrumpido del *stock* real de préstamos de tarjeta de crédito desde 2005 hasta 2015 contrasta con una trayectoria de tasa de interés levemente creciente en tendencia (desde entornos del 27% al 40%) en el mismo lapso.

las PyMes argentinas cuyos propietarios tomaron préstamos personales para su utilización en la compañía fueron a su vez dotados de otros créditos que provenían en mayor medida de la banca privada respecto a la banca pública.

⁴⁷ Según los Indicadores de Inclusión Financiera del BCRA, entre enero de 2015 y octubre de 2020 la población adulta de Argentina con al menos un financiamiento de ese tipo fue de 24,4%, mientras que para las tarjetas de crédito esa cifra llegó a 37,1%.

⁴⁸ No obstante, se evidencian ciertas excepciones. Entre agosto de 2018 y diciembre de 2019, el nivel de actividad cayó punta a punta un 4%, mientras que los saldos reales de las tarjetas de crédito y de los préstamos personales se redujeron, respectivamente, un 17% y un 47%. Otra excepción se corrobora en el año 2020, cuya descripción puntual se realiza más adelante en el documento.

Gráfico 4 | Componentes de los préstamos al SPNF en pesos destinado al consumo, y variables explicativas (ene/2004-dic/2020)



Nota: a partir de mayo 2020 se consideran sólo los préstamos con tarjeta a tasa positiva.
 Fuente: elaboración propia en base a datos de BCRA, INDEC, GEyC GCBA y DPEyC San Luis.

Otros indicadores de la rigidez de las cláusulas en los préstamos contraídos permiten arribar a conclusiones similares a los expuestos en el párrafo anterior. En este sentido, el formulario de la Encuesta de Condiciones Crediticias (ECC) del BCRA —que con periodicidad trimestral recaba información sobre el comportamiento y las tendencias observadas en el mercado de crédito bancario— incorpora para cada línea de préstamo la pregunta “¿Cómo han cambiado en este trimestre, en relación al trimestre anterior, los estándares de aprobación que aplica a las solicitudes

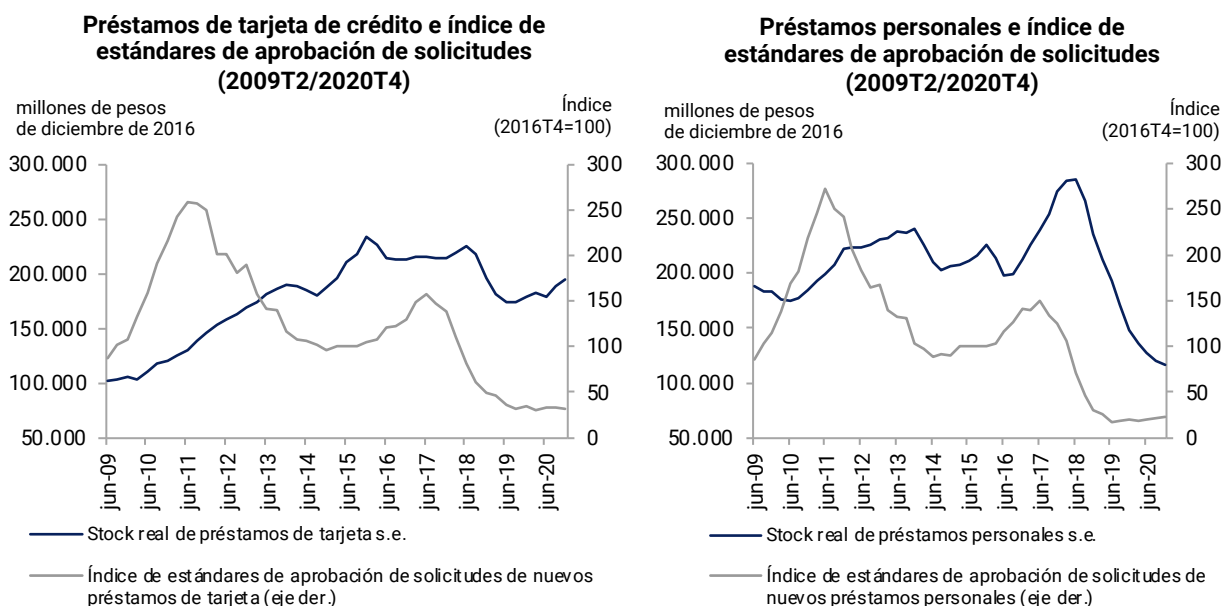
de nuevos préstamos hipotecarios para la vivienda, prendarios y créditos al consumo (en cuotas, líneas de crédito y tarjetas de crédito)?".⁴⁹ El índice de difusión (ID) publicado por el BCRA que surge de las respuestas a la citada interrogación puede dar una noción del grado de racionamiento (desde la oferta) que aplican las entidades financieras a los potenciales receptores de los préstamos.⁵⁰ En este sentido, de la elaboración de una serie histórica de la evolución de los estándares aplicados a las nuevas solicitudes se desprende la existencia de una disociación entre las condiciones más restrictivas a la entrega de nuevos préstamos (por parte de las entidades financieras) y los saldos correspondientes efectivamente observados.⁵¹ Como se visualiza en el panel izquierdo del Gráfico 5, para los préstamos de tarjeta el fenómeno señalado se verifica especialmente entre el tercer trimestre de 2011 y el cuarto de 2013 (en que el índice sufre una caída casi ininterrumpida en paralelo a la expansión de los saldos prestables), y durante 2020. En este último período, el índice desmejora en el primer y último trimestre (en 11% y 6%, respectivamente) ante crecimientos moderados de los saldos de préstamos (2% y 2,7%, respectivamente); se mantiene constante en 2020T3 en paralelo a un crecimiento de los saldos (5,5%); y desmejora 2020T2 mientras se registra un incremento de los saldos de préstamos (2,8%).

⁴⁹ Dicha encuesta "se encuentra dirigida a los máximos responsables del área crediticia de las entidades financieras relativamente más grandes que conforman el mercado local. La participación de las entidades financieras es voluntaria. Estas entidades representan en conjunto aproximadamente 90% del mercado de crédito al sector privado. Se ha buscado que el conjunto de entidades encuestadas guarde representatividad en los distintos segmentos crediticios relevados" (BCRA, 2009: p. 2).

⁵⁰ El ID considerado pondera "las respuestas tanto en función de la participación de cada entidad en el crédito —de la muestra—, así como por la intensidad de la respuesta (se le asigna ponderación de 1 a cada respuesta "Más flexible" o "Más restrictivos", y 0,5 a las "Moderadamente más flexibles" y "Moderadamente más restrictivos") (...) El ID puede variar entre 100% y -100%, tomando valores positivos en el caso en que la suma de respuestas "Moderadamente más flexible" y "Más flexible" supera a las de "Moderadamente más restrictivos" y "Más restrictivos", indicando que existen evidencias de una tendencia de mayor laxitud en el mercado sobre un indicador en particular. Por su parte, el ID toma valores negativos cuando el porcentaje de respuestas "Moderadamente más flexible" y "Más flexible" es inferior a las de "Moderadamente más restrictivos" y "Más restrictivos", señal de una evolución más rígida en el mercado sobre un indicador en particular" (BCRA, 2009: p. 4).

⁵¹ Para la construcción del índice que se exponen en los paneles del gráfico se tomó como base 100 al cuarto trimestre de 2016 y se aproxima como variaciones porcentuales a la serie histórica del Índice de Difusión ponderado por respuesta y entidad.

Gráfico 5 | Stock de saldos reales de préstamos de consumo y evolución de los estándares de aprobación de solicitudes (2009T2-2020T4)

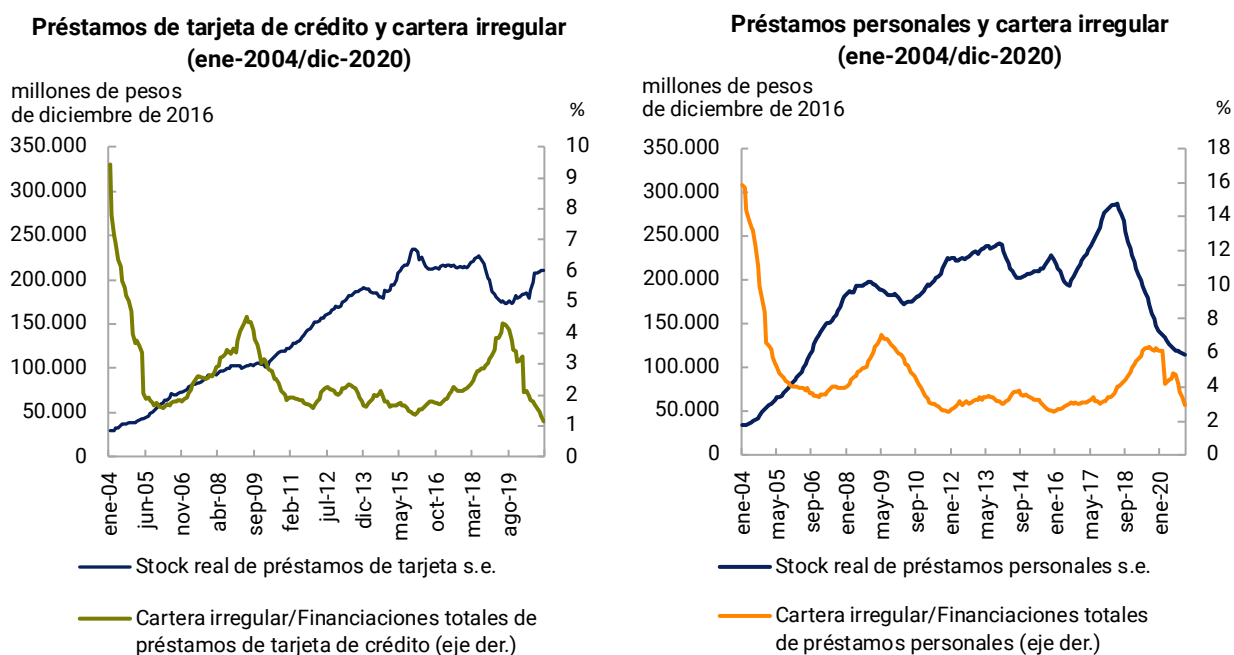


Nota: los índices de estándares de aprobación se construyen con base 2016T4=100 y considerando como variaciones porcentuales la serie histórica del Índice de Difusión ponderado por respuesta y entidad.
Fuente: elaboración propia en base a datos de BCRA, INDEC, GEyC GCBA y DPEyC San Luis.

En tanto, la dinámica del índice correspondiente a los préstamos personales (panel derecho del Gráfico 5) —que a su vez muestra una similitud respecto al referido a los préstamos de tarjeta— se distingue de la evolución de los respectivos préstamos especialmente en los intervalos 2011T3-2013T4 (al igual que los préstamos de tarjeta), 2014T3-2016T2, y 2020T2-2020T4 (en que los sucesivos cambios hacia una mayor flexibilidad en la oferta de nuevos préstamos no se tradujo en mayores saldos prestables).

Otra variable de interés en el estudio de la evolución de los préstamos de consumo está dada por la proporción de cartera irregular en el total los contratos correspondientes. Como se aprecia en los paneles del Gráfico 6, la dinámica de dicho ratio es común a las tarjetas de crédito y los préstamos personales, aunque históricamente el segundo segmento se ubicó en un nivel superior (con una diferencia máxima de 11 puntos porcentuales entre principios de 2002 e inicios de 2003 y un mínimo de 0,8 puntos porcentuales en junio de 2012). Desde fines de 2002 hasta 2005 se destaca una abrupta reducción en los índices en cuestión (desde proporciones de 34% a entornos del 5% en el caso de los préstamos personales, y desde niveles de 23% a menos de 2% en las tarjetas de crédito). Estas trayectorias fueron seguidas en 2009 y 2019 por fluctuaciones relativamente más acotadas que llevaron los indicadores a rangos en torno al 7% para los préstamos personales y de alrededor de 4% para las tarjetas de crédito.

Gráfico 6 | Componentes de los préstamos al SPNF en pesos destinado al consumo y variables explicativas (ene/2004-dic/2020)



Fuente: elaboración propia en base a datos de BCRA, INDEC, GEyC GCBA y DPEyC San Luis.

En términos generales, en la figura anterior también se aprecia que la dinámica de los stocks reales del endeudamiento de tarjeta de crédito presenta un signo contrario al trazado por la trayectoria de la proporción de las financiaciones en estado irregular. En contraste, para el caso de préstamos personales se registran algunos períodos donde los stocks reales de préstamos adquirieron una coevolución a la de la irregularidad. Tal es el caso del intervalo comprendido entre 2006 y 2008 (donde la primera de las dos variables creció en un 130% mientras la segunda se incrementó de 4,0% a 5,7%).

4.1. La dinámica de los préstamos de consumo durante el COVID-19

El desencadenamiento de la crisis del COVID-19 hacia marzo de 2020 tuvo un efecto considerable por distintas vías en el mercado de préstamos al consumo. En primer lugar, marcó un nuevo estímulo para el país (así como a gran parte de los países de América Latina) hacia un mayor grado de bancarización. Los escenarios de cuarentena y los desembolsos relacionados con asignaciones sociales para asistir a grupos sociales vulnerables significaron en los hechos un notable impulso a la multiplicación de cuentas bancarias (y no bancarias) y a una mayor digitalización en general. Durante el segundo trimestre de 2020, se efectuó en Argentina la apertura récord de 5 millones de cuentas bancarias, permitiendo que 3 millones de nuevas personas accedieran a ese instrumento. De esta forma, el porcentaje de población adulta con al menos una cuenta bancaria (CBU) pasó de 82% en marzo de 2020 a 91% en junio del mismo año, alcanzando así proporciones similares a los países desarrollados (BCRA, 2021b).⁵²

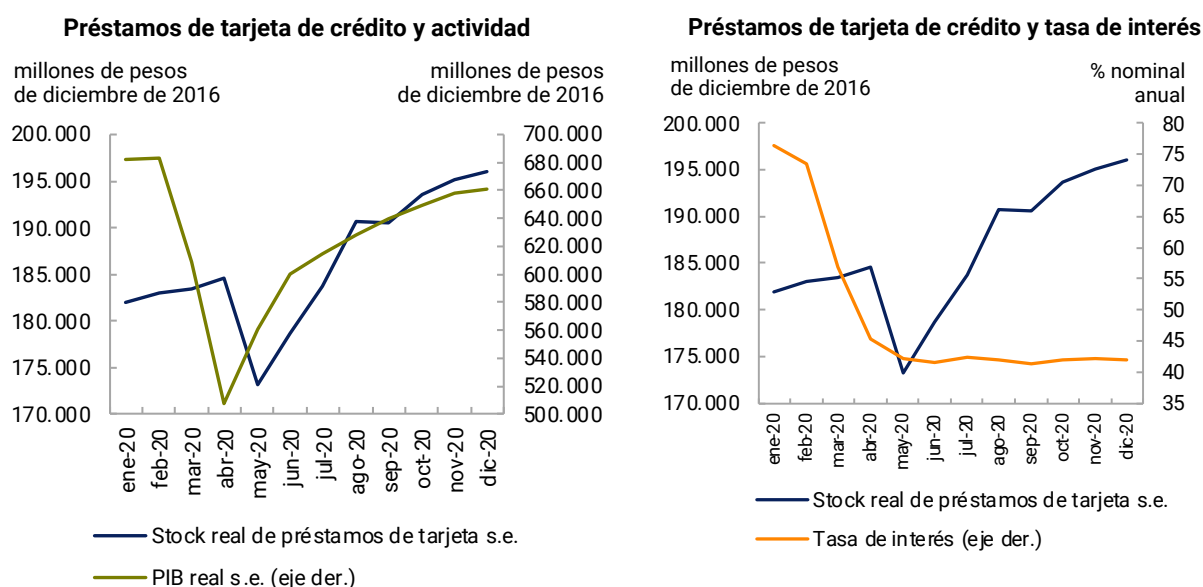
⁵² Estas cifras, publicadas en el Informe de Inclusión Financiera del BCRA de mayo de 2021, se basan en información proveniente de la cámara Compensadora Electrónica S.A. (COELSA), el INDEC y el BCRA.

Asimismo, cabe señalar que una serie de medidas complementarias aprobadas por ministerios nacionales y el BCRA en los primeros meses de pandemia tuvieron un impacto adicional, especialmente por medio de entidades financieras. Entre las políticas implementadas, que se describen con un mayor detalle en el Anexo del final del documento, se encuentran: la extensión del programa "AHORA 12" (para operaciones realizadas a través de tarjetas de crédito emitidas por entidades financieras) con la incorporación de nuevos rubros (Resolución 104/2020 de la Secretaría de Comercio Interior del 31 de marzo); el sucesivo establecimiento de topes máximos a la tasa nominal anual por interés compensatorio que las entidades financieras podían percibir por los saldos financiados en tarjetas de crédito (comunicaciones varias del BCRA); la flexibilización del plazo de mora admitido para ciertas categorías de deudores (Comunicación "A" 6938 del BCRA del 19 de marzo); y la estipulación de planes de refinanciación de saldos impagos de resúmenes de tarjeta de crédito (Comunicaciones "A" 6964 y "A" 7095 del BCRA del 10 de abril y 27 de agosto, respectivamente).

En cuanto a la dinámica de la deuda para consumo y sus determinantes durante 2020, el Gráfico 7 expone que la dinámica de los préstamos de tarjetas y la actividad son relativamente similares, aunque con una notoria diferencia en la magnitud. Mientras que la actividad cayó 17% entre marzo y abril (ó 26% entre febrero y abril), los préstamos únicamente se redujeron en mayo en un 5,8%. Sobre tales trayectorias particulares pudieron haber tenido influencia, entre otras, la utilización más intensiva de las tarjetas como medio transaccional (en detrimento de las compras con efectivo), la aceleración en el uso del comercio electrónico y la bancarización de la población. A modo de ejemplo, en base a la encuesta de supermercados de INDEC, se desprende que las compras en estos establecimientos (que dan cuenta de una considerable proporción del consumo masivo) cayeron entre febrero y abril de 2020 un 1,4% en términos reales, variación que se explica por una disminución de 4,3% en el salón de ventas y un aumento de 212% por medio de los canales *online* (que pasaron de representar 1,3% a 4,2% de las compras totales). Adicionalmente, en el intervalo en cuestión el total de aquellas transacciones evolucionó hacia una menor intensidad en el uso de efectivo (en febrero esta forma de pago dio cuenta del 33% de total, mientras que dicha proporción fue de 29,7% en abril) y, de esta forma, tanto la utilización de tarjetas de crédito (cuyo porcentaje ascendió de 37,6% en febrero a 38,1% en abril), como débito (que incrementó su participación de 25,8% a 27,8% entre febrero y abril) y otros medios de pago (que representaron 3,6% del total en febrero y 4,4% en abril) fueron en aumento.⁵³

⁵³ En contraste con las dinámicas descritas para el intervalo comprendido entre febrero y abril de 2020, la expansión en los pagos con tarjeta y por canales *online* en detrimento de la utilización de efectivo tuvo una menor magnitud en el mismo período de los años previos; y en ciertos casos presentó el signo opuesto.

Gráfico 7 | Préstamos de tarjetas de crédito, actividad y tasas de interés (2020)



Nota: A partir de mayo 2020 se consideran sólo los préstamos con tarjeta a tasa positiva.
Fuente: elaboración propia en base a datos de BCRA, INDEC, GEyC GCBA y DPEyC San Luis.

Luego, a partir de mayo y junio, respectivamente, la actividad económica y los préstamos de tarjeta empezaron a recuperarse. Un elemento que contribuyó a la dinámica observada de tarjetas de crédito fue una mayor participación en los programas de fomento al consumo. Al respecto, si bien la ampliación del esquema “AHORA12” hacia otros rubros había sido efectivizada desde principios de abril (por medio de la mencionada Resolución 104/2020 de la Secretaría de Comercio Interior), su impacto se registró recién luego de cierta recomposición del consumo (BCRA, 2020e: p. 67). En este sentido, según datos del BCRA, la participación de los saldos mensuales de financiaciones de planes en cuotas “AHORA12” respecto a los saldos totales con tarjeta de crédito creció gradualmente desde más de un 31% en abril hasta casi 36% en diciembre (proporción que supera en casi 6 puntos porcentuales el número de diciembre de 2019).⁵⁴ En tanto, otro factor que habría aportado a la recuperación del consumo mediante tarjetas de crédito fue la dinámica de la tasa de interés correspondiente, que experimentó una baja de 31 puntos porcentuales, desde 73% en febrero a 42% en mayo. Los meses posteriores marcan una estabilidad en aquel indicador.

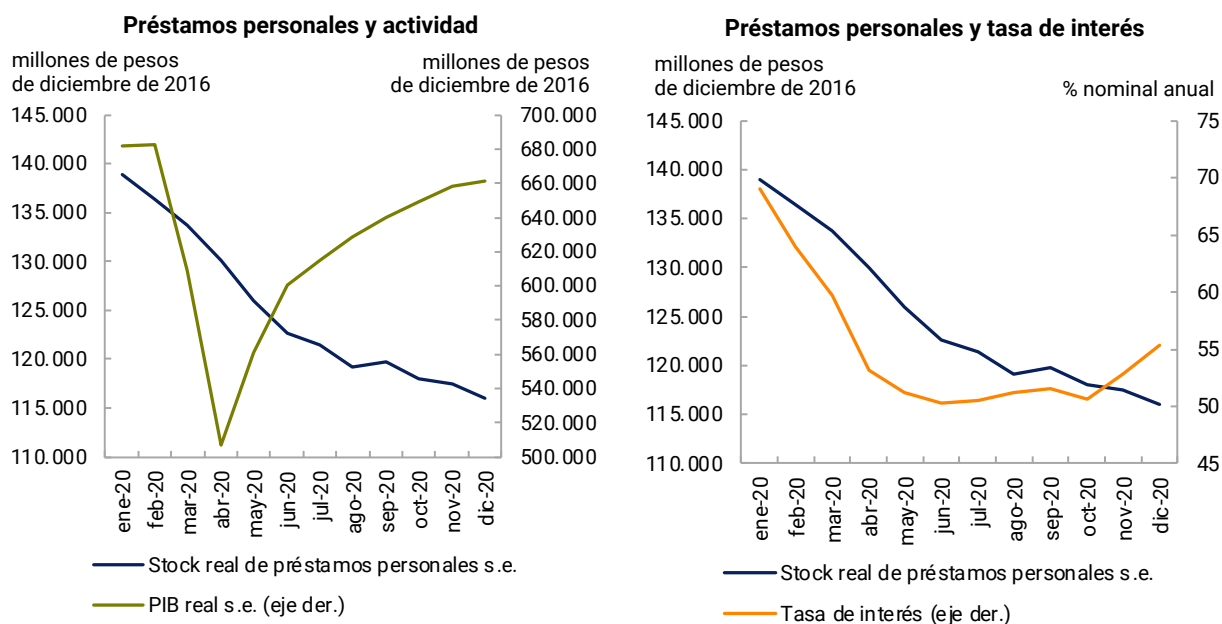
En el Gráfico 8 se traza la evolución análoga para los préstamos personales (en términos reales s.e.), junto a su respectiva tasa de interés y con la medida de actividad económica. A diferencia de la dinámica de la actividad económica (en recuperación entre abril y diciembre de 2020) y de las tarjetas de crédito (cuyos saldos se recuperaron luego de mayo de 2020), los préstamos personales cayeron ininterrumpidamente en términos reales durante todo el período.⁵⁵ En particular, su *stock* se redujo entre febrero y diciembre de 2020 en casi 15%, continuando la tendencia decreciente que éstos venían a experimentando desde mediados de 2018. Las tasas de interés

⁵⁴ Se incluye en la estadística de estos programas a los pagos en 3, 6, 12 y 18 cuotas sin costo financiero total.

⁵⁵ La antítesis de la evolución de los préstamos personales respecto a la del nivel de actividad será determinante para alcanzar una relación negativa entre ambas variables en la estimación econométrica del período del COVID.

también disminuyeron, aunque la caída fue algo más acotada que el caso de tarjetas (las primeras se redujeron entre 10 y 15 puntos porcentuales: desde 64% en febrero a 55% en diciembre, pasando por un mínimo de poco más de 50% en junio; las tasas de las tarjetas, como se mencionó, bajaron alrededor de 31 puntos porcentuales).

Gráfico 8 | Préstamos personales, actividad y tasas de interés (2020)



Nota: a partir de mayo 2020 se consideran solo los préstamos con tarjeta a tasa positiva.
Fuente: elaboración propia en base a datos de BCRA, INDEC, GEyC GCBA y DPEyC San Luis

Las trayectorias mencionadas de las líneas de préstamos de consumo durante la crisis de COVID tienen un correlato en parte similar (aunque con dimensiones distintas) al impacto que recibieron durante el período posterior al desencadenamiento de la crisis financiera global (CFG) de 2008/2009. Este episodio concentró sus efectos en la actividad económica entre el último trimestre de 2008 y en los primeros dos de 2009. Durante ese lapso temporal, el PIB s.e. disminuyó casi un 10%, el cual fue seguido por una recuperación de 4,7% en el segundo semestre de 2009.

Al igual que durante 2020, el mercado de préstamos de tarjetas de crédito siguió sólo parcialmente aquella evolución y, en cambio, continuó su tendencia creciente. Tras un estancamiento inicial en que el *stock* real se incrementó apenas 0,7% entre septiembre de 2008 y marzo de 2009, sobrevino una posterior expansión, dada por un aumento de casi 3% entre marzo y septiembre de 2009. En conjunto, se evidenció una mera desaceleración de las tasas de crecimiento en el *stock* real, que rondaban el 15% interanual al inicio de la crisis. Mientras tanto, las tasas de interés correspondientes ascendieron escalonadamente desde 29% en septiembre de 2008 hasta un 31,7% en el mismo mes del siguiente año, y luego se redujeron en los tres meses posteriores hasta 31%.

En lo que respecta a los préstamos personales, la evolución menos propicia de los saldos reales en comparación con el de tarjetas coincide con los hechos estilizados de 2020. En particular, tras una reducción de 1,8% en el *stock* real entre septiembre de 2008 y marzo de 2009, se registró una

caída de 4,3% en los dos trimestres posteriores. Esta dinámica quebró la expansión de este segmento, que al inicio de la crisis financiera mostraba un crecimiento interanual real en torno al 18%, esto es, incluso mayor que el de tarjetas. A su vez, las tasas de interés de los préstamos personales mostraron una reacción más pronunciada al alza, creciendo entre septiembre de 2008 y enero de 2009 desde 32,6% a 37,4%, y luego alterando subas y bajas hasta un 33,9% en septiembre de 2009.

Finalmente, cabe señalar que la CFG y la crisis del COVID exhibieron comportamientos disímiles en cuanto a la irregularidad de cartera del endeudamiento para consumo. Durante el primero de los dos episodios, la proporción de las financiaciones en estado irregular llegó a crecer, entre septiembre de 2008 y mayo de 2009, hasta 1,9 puntos porcentuales (de 5,1% a 7%) en el caso de préstamos personales y 1,2 puntos porcentuales (de 3,4% a 4,5%) en tarjetas. Contrariamente, como se distingue en el Gráfico 6, durante el primer año de la crisis sanitaria, aquellos indicadores incluso mostraron un desempeño positivo. Así, entre marzo de 2020 y el mismo mes de 2021 la participación de las financiaciones en estado irregular se redujo de 4,2% a 2,5% en los préstamos personales y de 2,1% a 1,8% en el caso de tarjetas de crédito.

5. Metodología

Para tener una medida del efecto de la caída de las tasas de interés de los préstamos al consumo, se construyen escenarios contrafactuales que reflejen la evolución que cada uno de estos préstamos hubiese tenido si su respectiva tasa de interés no hubiera disminuido a partir de marzo de 2020. Tal cuantificación requiere un modelo que capture apropiadamente las dinámicas de estos préstamos en tiempos “normales”, para luego plantear escenarios alternativos que posibiliten el cálculo deseado. En este caso, se estimó un modelo econométrico para cada uno de estos préstamos, donde éstos están determinados por la actividad económica y por la tasa de interés de la categoría de préstamo en cuestión. En particular, el modelo asume una relación entre los préstamos y estos determinantes que dicta la dinámica promedio en períodos largos de tiempo (también conocida como relación de cointegración); luego, la evolución mes a mes se adapta paulatinamente de modo de que los préstamos se alineen eventualmente con esa relación de largo plazo.

Este tipo de estrategia en general se adapta correctamente para series de tiempo que están cointegradas y que, por ende, presentan una combinación lineal que lleva a una serie integrada de orden cero, esto es, estacionaria. Así, suponiendo dos series $I(1)$, y_t y x_t , una ecuación de cointegración que caracteriza la relación de largo plazo entre las variables es:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t \quad (2)$$

Por lo tanto, es posible emplear el término de error de la ecuación anterior como el “error de equilibrio” y vincular el comportamiento de corto plazo de la variable y_t con su valor de largo plazo.

$$\Delta y_t = \alpha_1 - \alpha_2 \Delta x_t - \alpha_3 u_{t-1} \quad (3)$$

$$u_{t-1} = y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1} \quad (4)$$

La modelización de corrección de errores (MCE) –que fue por primera vez instrumentada por Sargan (1984) y luego extendida por Engle y Granger (1987) en lo que se denomina “teorema de la representación de Granger”– revierte el desequilibrio período a período en una proporción α_3 (conocida como “velocidad de ajuste”).

En términos del ejercicio aquí propuesto, para cada tipo de préstamo en una primera etapa se realizan *test* de cointegración (Engle-Granger) entre los niveles de préstamos (real s.e.), el EMAE (real s.e.) y la tasa nominal de interés de línea de préstamo correspondiente.⁵⁶ Encontrada esa relación de largo plazo entre las variables, se estima la ecuación de cointegración, utilizando mínimos cuadrados dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés).⁵⁷ A partir de allí se estima un modelo cuya estructura explica la dinámica de la tasa de crecimiento de los préstamos expresados en términos reales (la diferencia logarítmica de los préstamos reales) a partir de la evolución de los potenciales regresores (los rezagos, el crecimiento de la actividad y la tasa de interés) y de los desvíos de la relación de largo plazo.

Tanto las estimaciones vinculadas al largo plazo (ecuación de cointegración) como las de los modelos de corto plazo fueron llevadas a cabo con datos mensuales. Las primeras toman en cuenta la muestra 2004-2019, en tanto se considera al episodio del COVID como un hecho particular cuyas dinámicas no se insertan en los comportamientos en períodos largos. En tanto, las estimaciones del modelo de corto plazo fueron realizadas con datos mensuales para el período 2004-2020. Sin embargo, la configuración seleccionada permite que las elasticidades de corto plazo puedan variar a partir de mayo de 2020; agregando también variables binarias para los meses de marzo y abril de 2020 para controlar por las grandes fluctuaciones de variables macroeconómicas de esos meses. De esta manera, se cuenta con dos conjuntos de parámetros: uno que caracteriza la evolución de las variables antes de la pandemia, y otro para el período posterior. Finalmente, se evaluó también la posibilidad de incluir como medida de actividad un índice de masa salarial del empleo registrado. Sin embargo, el ajuste de los modelos, en particular para el período 2020, no fue tan preciso como cuando se utiliza el EMAE como indicador, por lo que sólo se reportaron resultados con esta alternativa.

Con estos modelos se construyeron escenarios contrafactuales para cada tipo de préstamo comenzando en marzo de 2020. Para el caso de las tarjetas de crédito, el escenario I utiliza el modelo con los parámetros que (de acuerdo con la estimación) pudieron haber cambiado a partir de mayo de 2020 (“elasticidades COVID”), y se pregunta cómo hubiese sido la evolución de los prés-

⁵⁶ Este método centrado en una única ecuación considera como hipótesis nula la ausencia de cointegración entre las variables o, en otros términos, la existencia de raíz unitaria (no estacionariedad) en los residuos obtenidos de una regresión de cointegración por MCO. En el caso particular del presente trabajo, se procedió a seleccionar la especificación de los rezagos de acuerdo con el criterio de Akaike.

⁵⁷ El método de DOLS permite la estimación consistente e insesgada de los parámetros de la relación de largo plazo como fuera sugerido por Saikkonen (1992) y Stock y Watson (1993). El método consiste en adicionar a la ecuación de cointegración tantos términos adelantados y rezagados de los regresores en diferencias, de forma tal que el término de error de la ecuación de largo plazo resultante sea ortogonal a toda la historia de innovaciones del regresor (Hansen, 1992).

tamos si sólo se tuviese en cuenta la evolución observada de la actividad, pero asumiendo que la tasa de interés correspondiente se mantuvo fija en el valor de febrero de 2020. El respectivo escenario II usa parámetros que permiten explicar apropiadamente la evolución observada en promedio hasta febrero de 2020, e incorpora también la evolución observada de la tasa de interés. Finalmente, el escenario III incorpora el sendero observado de tasas y actividad (como el escenario II) pero utiliza las elasticidades vigentes durante el COVID. Las transformaciones hacia estas nuevas relaciones pueden fundamentarse en diversas políticas económicas implementadas durante el período (que por su diversidad y magnitud pudieron haber modificado las dinámicas observadas), aunque no puede excluirse que hayan sido causados, al menos en parte, por otros cambios en la economía que pudieron alterar la relación entre estas variables durante la pandemia. Desafortunadamente, el método de estimación no permite distinguir el peso relativo de estas alternativas, pero de todos modos resulta relevante considerar el efecto de estos cambios.

En cuanto a los préstamos personales, los escenarios I y III son análogos a los de tarjetas de crédito. No obstante, el escenario II (con parámetros “pre-COVID”) no se evaluó para este tipo de préstamos personales ya que, como se adelantó al final de la sección 4, éstos recientemente adquirieron una dinámica que se encuentra en un marcado contraste con crisis pasadas. La consideración de parámetros pre-COVID implicaría entonces un ajuste poco preciso de la evolución de aquellos préstamos durante 2020.

El presente trabajo tiene como un antecedente metodológico relativamente cercano el de Vega Lacorte y Watkins Fassler (2013). Los autores estiman, por medio de mínimos cuadrados ordinarios, diversas ecuaciones para explicar la dinámica mensual del *stock* real de préstamos al consumo desde enero de 1994 hasta junio de 2011. Entre las variables explicativas incorporan los rezagos de los préstamos, el EMAE, la tasa de interés para préstamos personales, la tasa de desocupación (del INDEC) y el índice de confianza al consumidor construido por el Centro de Investigación en Finanzas de la Universidad Torcuato Di Tella. A su vez, luego de identificar las etapas de crisis por medio de pruebas con quiebre estructural desconocido (*test* de residuos recursivos y pruebas de pronóstico a un paso) y conocido (*test* de Chow de cambio estructural y de predicción), agregan a los modelos la interacción de una *dummy* “Crisis” con las variables previas mencionadas. El estudio concluye que en términos generales los niveles más altos de endeudamiento para consumo se vinculan con ciclos expansivos de actividad económica, niveles de confianza más elevados de los consumidores, menor desempleo y valores más bajos de las tasas de interés. Además, encuentran una diferencia significativa de los consumidores cuando se trata de un período de “crisis” respecto a uno de “normalidad”. Por ejemplo, cuando el ingreso (actividad) disminuye en el primero de los dos contextos, los préstamos se incrementan; mientras que en tiempos de crecimiento o estabilidad la caída del ingreso está acompañada por un menor endeudamiento. La interpretación de dicho fenómeno que establecen los autores es que una caída del ingreso en contextos de crisis sería considerada “transitoria” y, por ende, motivo suficiente para adelantar consumo; en tanto, una caída del ingreso en el segundo escenario es entendida como una situación permanente, con su consiguiente impacto en el consumo (Vega Lacorte y Watkins Fassler, 2013: pp. 71, 72).

6. Resultados

6.1. Préstamos de tarjeta de crédito

En primer lugar, se realizó la prueba Engle-Granger de cointegración entre las variables. Como se verifica en el Cuadro 2, hay evidencia significativa para rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre las series en cuestión (donde la variable dependiente es el stock real de préstamos de tarjeta de crédito):

Cuadro 2 | Test de cointegración Engle-Granger para préstamos de tarjeta de crédito

Variables incluidas: Stock real de tarjetas de crédito s.e., Tasa de interés, PIB s.e. Variables determinísticas de la cointegración: C, Trend Cantidad de observaciones incluidas: 192	Estadístico Z	Probabilidad*
Variable dependiente:		
Stock real de préstamos de tarjeta de crédito s.e.	-41,08	0,0071

*Valores de MacKinnon (1996).

Fuente: elaboración propia.

En el Cuadro 3 se presentan las estimaciones de los parámetros (entre paréntesis, sus errores estándar asociados y, entre corchetes, los correspondientes p-valores) del modelo para préstamos de tarjeta de crédito. La primera columna indica los valores de los coeficientes estimados sobre el total de la muestra (2004-2020), mientras que la segunda columna (“Diferencia may-dic 20”) expone el parámetro asociado al producto entre la variable correspondiente a la fila de interés y una *variable* dicotómica que toma valor de 0 entre 2004 y abril de 2020 y de 1 entre mayo de 2020 y diciembre de 2020, dando cuenta del efecto “diferencial” debido a cambios en el comportamiento de los agentes en el contexto de la crisis del COVID-19.⁵⁸

⁵⁸ La ecuación de largo plazo incorpora adicionalmente una constante, una tendencia lineal y una cuadrática. En tanto, el modelo de corto plazo también posee un término de constante y uno que interactúa una constante con la variable *dummy* mencionada.

Cuadro 3. Modelo ECM estimado para préstamos de tarjetas de crédito

Variable	Corto Plazo		Largo Plazo
	Pre-COVID	Diferencia may dic 20	
	0,24	0,36	0,65
PIB real	-0,09 [p=0,00]	-0,17 [p=0,03]	-0,46 [p=0,05]
	-0,54	-0,15	-1,43
Tasa de interés	(0,22) [p=0,01]	-1,01 [p=0,88]	-0,37 [p=0,00]
	-0,07	-0,79	
Ajuste a desvíos de relación de largo plazo	-0,02 [p=0,00]	-0,09 [p=0,00]	
	0,29		
Persistencia	-0,09 [p=0,00]		

Nota: valores en negrita denotan coeficientes estadísticamente distintos de cero al 90%.
Se incluyeron *dummies* para controlar los meses de marzo y abril de 2020.
Fuente: elaboración propia.

Del cuadro anterior se desprenden varios resultados. Por un lado, la elasticidad de corto plazo respecto al PIB pasa a ser significativamente positiva al nivel del 5% en ese período, lo que ubicaría a esta en el orden de 0,60.⁵⁹ De este modo, parte de la recuperación de los préstamos registrada desde mayo se debería a la influencia directa de un mayor nivel de actividad. Como se mencionó previamente, otros factores relevantes podrían vincularse con el uso más intensivo de las tarjetas como medio transaccional, la difusión del comercio electrónico y la bancarización de la población.

En segundo lugar, en mayo-diciembre no se observa un cambio significativo en la elasticidad de corto plazo (mes en curso) respecto a la tasa. Este coeficiente no resultó ser significativo al 10%, por lo que se consideró que el grado de incertidumbre era demasiado elevado para incorporarlo en el análisis. Pero aun considerando esa elasticidad pre-COVID, la baja de tasas implementada tuvo un efecto atenuador por el canal habitual.

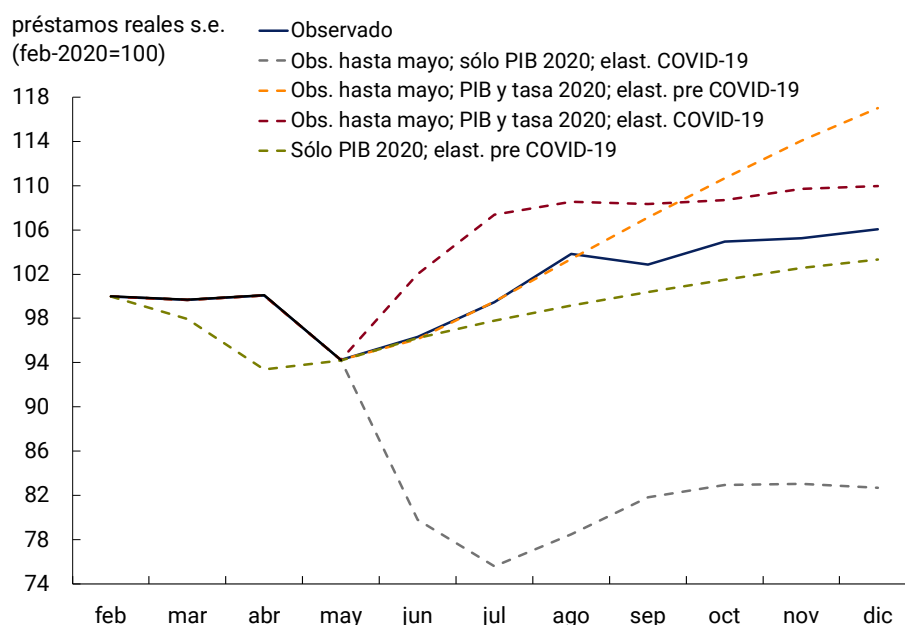
Además, el ajuste a la relación de largo plazo se acelera considerablemente para el período mayo-diciembre (pasa de -0,07 a -0,86). En este sentido, aunque la elasticidad de corto plazo de la tasa no se vio afectada, sí aumentó la velocidad en la dinámica de ajuste. Así, la disminución observada de tasas tuvo un impacto en el tiempo algo más fuerte al habitual.

Tomando como referencia la estimación presentada en el cuadro anterior, se consideraron los tres escenarios contrafactuales que pretenden cuantificar la importancia de los distintos efectos y que fueron mencionados previamente. En el Gráfico 9 se pueden observar la trayectoria obser-

⁵⁹ Este resultado se obtuvo a partir de la aplicación de una prueba de Wald sobre la hipótesis nula que la suma de los dos coeficientes (0,24 correspondiente a la columna Pre-COVID y 0,36 correspondiente a la columna "Diferencia may dic 20" de la tabla 1) es igual a 0,60.

vada (en azul); la estimada a partir de mayo con elasticidades COVID y una tasa de interés fija al nivel de febrero de 2020 (escenario I; línea gris punteada); aquella que se desprende, a partir de mayo, de considerar las elasticidades pre-COVID (escenario II; línea amarilla punteada); y, finalmente, la que surge a partir de mayo de tomar en cuenta los parámetros vigentes en el escenario de COVID con el sendero observado de actividad y tasas (escenario III; línea roja punteada). Como complemento, se le agrega una línea verde punteada, inferida al considerar elasticidades pre-COVID y una tasa de interés fija al nivel de febrero de 2020:

Gráfico 9 | Préstamos tarjeta 2020: observado y contrafactuales



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

Nota: a partir de mayo 2020 se consideran solo los préstamos con tarjeta a tasa positiva.

Como se puede apreciar en el gráfico, las líneas gris y verde punteadas (que consideran tasas de interés mayores y, respectivamente, elasticidades COVID y pre-COVID) se ubican en prácticamente todo el período por debajo de la roja y amarilla (que consideran tasas de interés observadas y, respectivamente, elasticidades COVID y pre-COVID). Luego de una disminución de casi 7% entre febrero y abril, la línea verde se ubica en 6,7 puntos porcentuales debajo de la línea azul (observada) y la línea amarilla (que representa la misma configuración paramétrica, pero con las tasas observadas). Esta brecha se debe a que la única diferencia prevalente entre ambos es el sendero de tasa de interés: mientras que la línea verde se asocia a una tasa de interés más elevada (de 73%), la amarilla (y azul) contempla una tasa de 45% en abril, cayendo a 42% al mes siguiente. Estos escenarios disímiles dados por distintos senderos de tasas de interés también se verifican en la comparación entre el caso dado por la línea gris y la roja. Esta diferencia toma su valor máximo en julio, con alrededor de 42 puntos porcentuales.

Para describir este punto con mayor profundidad y comparar los dos escenarios hacia adelante, es necesario retomar el concepto de desvío de largo plazo presentado en la sección metodológi-

ca. Bajo los modelos desarrollados, los desvíos respecto de la relación de largo plazo correspondiente a cada escenario tienen asociados un nivel de PIB y tasa de interés de la siguiente forma:

$$prestamos_t - (\beta_1 + \beta_2 PIB_t - \beta_3 tasa_t) = u_t > 0 \quad (5)$$

Un mayor nivel en la tasa de interés como el registrado en el escenario dado por la línea gris produce un equilibrio de largo plazo que se corresponde con un nivel de préstamos más bajo. En la ecuación anterior, un mayor nivel de tasa de interés (como el escenario dado por la línea gris) da lugar a que el componente ($\beta_3 tasa_t$) sea más grande en valor absoluto y, por ende, el equilibrio de largo plazo (término entre paréntesis) sea más pequeño respecto al nivel de préstamos existente al momento "t" ($prestamos_t$). Esto deja el volumen de préstamos registrados en ese momento por sobre su nivel de equilibrio de largo plazo y produce un desvío positivo ($u_t > 0$). La forma en la que el nivel de préstamos se ajusta a su nivel de equilibrio se efectivizará por medio del mecanismo de corrección de errores descrito anteriormente.

Por otra parte, el escenario de menor tasa relativa (representado por la línea roja), contrariamente al caso anterior, produce un desvío negativo. Esto se debe su nivel de tasa de interés más bajo, dejando todo lo demás igual, implica que necesariamente:

$$u(\text{escenario de mayor tasa})_t > 0; u(\text{escenario de menor tasa})_t < 0$$

Por lo tanto, el sendero descrito en la línea gris (verde) del Grafico 9 se dirige hacia un escenario de equilibrio con un nivel de préstamos menor que aquel que describe la línea roja (amarilla).⁶⁰

En tanto, la comparación entre las estimaciones con parámetros COVID (línea roja) y pre-COVID (línea amarilla) muestra un volumen de préstamos superior del primero entre junio y agosto (con una distancia máxima de casi 8 puntos porcentuales en julio). Uno de los factores que influye en tal trayectoria es el considerable incremento en la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo: siendo que el término de corrección de error era negativo en 21% a mayo, en los meses posteriores la corrección de ese desajuste será mayor con un parámetro de ajuste mayor (en términos absolutos). Puede notarse que en septiembre el escenario pre-COVID prácticamente coincide con el escenario COVID. Sin embargo, el escenario COVID tiende a converger a un equilibrio de largo plazo con un menor nivel de préstamos en relación al escenario pre-COVID, fenómeno que se verifica en una trayectoria con menores volúmenes a partir de septiembre.

6.2. Préstamos personales

Al igual que para los préstamos de tarjeta de crédito, inicialmente se llevó a cabo la prueba Engle-Granger de cointegración entre las variables. Del Cuadro 4 surge que hay evidencia significativa para rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre las series en cuestión (donde la variable dependiente es el stock real de préstamos personales):

⁶⁰ Por otra parte, la estimación del escenario dado por la línea amarilla para el intervalo entre febrero y mayo arroja volúmenes de préstamos mayores a los observados (no se expone en el gráfico).

Cuadro 4. Test de cointegración Engle-Granger para préstamos personales

Variables incluidas: Stock real de préstamos personales s.e., Tasa de interés, PIB s.e.	Estadístico z	Probabilidad*
Variables determinísticas de la cointegración: C		
Cantidad de observaciones incluidas: 192		
Variable dependiente:		
Stock real de préstamos personales s.e.	-35,31	0,0064

*Valores de MacKinnon (1996).

Fuente: elaboración propia.

Teniendo en cuenta el resultado anterior, en el Cuadro 5 se presentan las estimaciones de los parámetros (entre paréntesis y entre corchetes, sus errores estándar y p-valores asociados, respectivamente) del modelo para préstamos personales.⁶¹ Al igual que lo presentado para el caso de préstamos de tarjetas de crédito, la primera columna indica los valores de los coeficientes estimados sobre el total de la muestra (2004-2020), mientras que la segunda columna (“Diferencia may-dic 20”) expone el parámetro asociado al producto entre la variable correspondiente a la fila de interés y una variable *dummy* que toma valor de 0 entre 2004 y abril de 2020, y de 1 entre mayo de 2020 y diciembre de 2020:

Cuadro 5. Modelo ECM estimado para préstamos personales

Variable	Corto Plazo		Largo Plazo
	Pre-COVID	Diferencia may-dic 20	
PIB real	0,49 (0,12) [p=0,00]	-0,67 (0,19) [p=0,00]	1,83 (0,28) [p=0,00]
Tasa de interés	-0,38 (0,15) [p=0,01]	0,37 (0,22) [p=0,09]	-0,62 (0,34) [p=0,07]
Ajuste a desvíos de relación de largo plazo	-0,06 (0,01) [p=0,00]	0,05 (0,03) [p=0,09]	
Persistencia	-0,003 (0,002) [p=0,11]		

Nota: valores en negrita denotan coeficientes estadísticamente distintos de cero al 90%.

Se incluyeron *dummies* para controlar los meses de marzo y abril de 2020.

Fuente: elaboración propia.

Primero, en el cuadro se verifica que la diferencia dada por el contexto COVID cambia el signo de la sensibilidad de los préstamos al nivel de actividad desde 0,49 a -0,18 (valor que surge de la suma

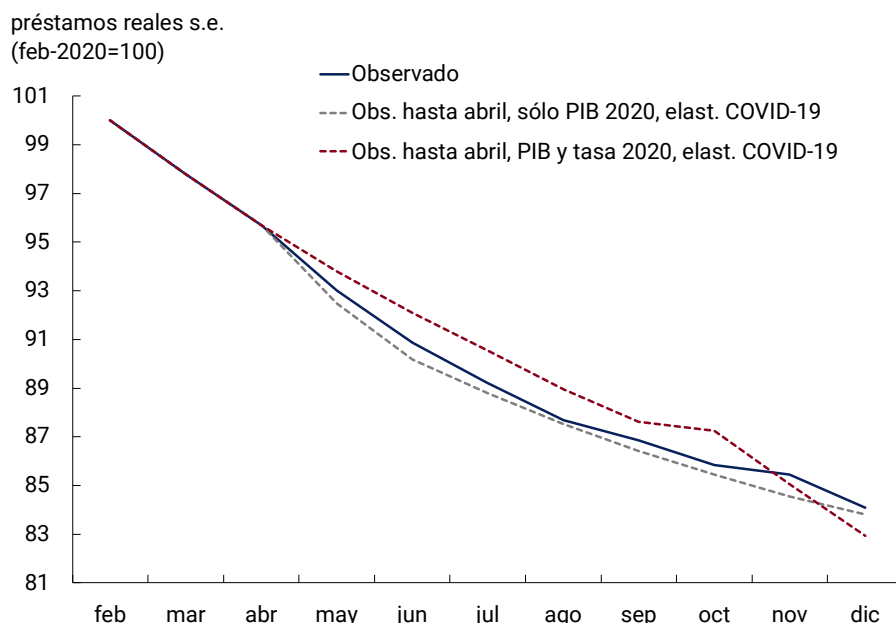
⁶¹ El modelo de largo plazo incluye adicionalmente una constante, un término que contiene una tendencia lineal para el período ene/2004-dic/2008 y una tendencia cuadrática para el mismo lapso temporal. El modelo de corto plazo también incorpora una constante, la interacción de ésta con la *dummy* entre mayo y diciembre, una *dummy* para febrero de 2010, marzo de 2020 y abril de 2020, y una tendencia lineal para el período ago/2018-feb/2020.

entre 0,49 y -0,67). Una hipótesis que podrían explicar este fenómeno surge de la propia naturaleza del *shock* del COVID y de los préstamos personales. En primer lugar, el COVID implicó durante todo el año 2020 una gran incertidumbre (de niveles notablemente altos en comparación con otras crisis en Argentina) en cuanto a la percepción de ingresos futuros, con lo cual ciertos hogares podrían haber interpretado la crisis como más permanente que transitoria. En ese marco, el endeudamiento para consumo de bienes que implican un monto relativamente elevado por cada préstamo (tal como las refacciones de hogares y la compra de bienes durables de consumo, que representan una proporción considerable de los préstamos personales) se vería escasamente traccionado (como sí lo hicieron los de tarjeta de crédito) por el impulso dado por la recuperación en la actividad económica. Asimismo, en el marco de cierre de empresas y estrategias empresariales defensivas, la toma de préstamos personales como forma de acceso al capital de trabajo se vio ralentizada.

En el Cuadro 5 también se observa que el coeficiente COVID vinculado a la tasa de interés disminuye en términos absolutos, respecto a la situación pre-COVID, implicando que cae la sensibilidad de tomar préstamos personales ante el precio más visible de aquellos (de -0,38 a -0,01). Finalmente, el ajuste a la relación de largo plazo presenta un cambio significativo a partir de mayo de 2020, pasando de un parámetro de corrección de -0,06 a uno de -0,01 (valor que surge de la suma entre -0,06 y -0,05).

En el Gráfico 10 se presentan los escenarios contrafactuales, focalizando la atención en el escenario pandémico y sus elasticidades involucradas.

Gráfico 10 | Préstamos personales 2020: observado y contrafactuales



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

Como se percibe en la figura, la línea roja (escenario III, que da cuenta del modelo potencialmente influido por las políticas subsiguientes al inicio de la pandemia) presenta una trayectoria que se

ajusta en forma cercana al observado (línea azul). En ambos casos, se verifica una caída ininterrumpida de abril a diciembre, que implica una reducción de alrededor de casi 15% en los saldos reales de los préstamos personales. La mayor intensidad de la caída de la línea roja desde octubre hasta diciembre se relaciona con el incremento observado en la tasa de interés de los préstamos personales, que pasó de 50,6% a 55,4%.

Si se agrega un escenario dado por sendero de tasa de interés al nivel de 64% de febrero de 2020 (escenario I; línea gris), se obtiene una evolución más modesta de los niveles de préstamos personales respecto al caso dado por la línea roja y el observado. En particular, la baja de tasa habría atenuado en hasta casi 2 puntos porcentuales la caída de personales (diferencia entre la línea roja y la gris en junio).

La trayectoria descendente de préstamos personales de todos los escenarios planteados lleva a considerar varias aristas adicionales del mercado. Por un lado, como se mencionó, la tendencia a la caída de este tipo de préstamos registrada desde mediados de 2018 podría constituir un factor relevante que contribuye al estancamiento del sector. Por otro lado, considerando que el uso de las tarjetas de crédito y la adquisición de préstamos personales pueden interactuar en relaciones de sustitución y que los primeros contaron con mejores condiciones en términos de tasa de interés durante 2020, puede surgir el incentivo hacia contraer deuda bajo la primera de las dos modalidades. Es por ello que cierta recuperación o crecimiento de los saldos reales de tarjeta de crédito a partir de junio podrían tener su contraparte en la caída en los préstamos personales. No obstante, es necesario también señalar que la concreción de los préstamos personales implica una serie de pasos administrativos que se vieron obstaculizados por los contextos de aislamiento y cuarentena de los primeros meses de pandemia. Si bien las solicitudes y aprobaciones *online* se fueron “normalizando” y consolidando con el correr de los meses, no debe descartarse que la demanda de préstamos personales, a diferencia de las tarjetas de crédito, haya encontrado considerables obstáculos (como la información asimétrica) en el cambio hacia una modalidad remota.

6.3. Resumen de resultados

En el Cuadro 6 se resumen algunos de los resultados de los escenarios desarrollados:

Cuadro 6. Evolución observada de préstamos y escenarios contrafactuales

Escenario	Tarjetas de crédito		Préstamos personales	
	Min. vs. Feb. 20	Agos. vs. Feb. 20	Min. vs. Feb. 20	Agos. vs. Feb. 20
Observado %	-5,80%	3,80%	-15,00%	-12,70%
Diferencias respecto al mínimo observado				
Escenario I	-18,70%	-25,30%	-1,50%	-0,10%
Escenario II	0,00%	-0,50%		
Escenario III	0,00%	4,70%	-2,30%	1,30%

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

Comenzando con los préstamos de tarjeta de crédito, la primera columna indica que el menor valor observado durante 2020 (en términos reales s.e.) fue un 5.8% menor que el registro de febrero 2020 (como se aprecia en el Gráfico 9, este “valle” se produjo en el mes de mayo). De

acuerdo con el escenario I (línea azul en los gráficos), el crecimiento habría sido en realidad casi 19 puntos porcentuales menor si la tasa de interés no hubiese disminuido (es decir, los préstamos de tarjeta hubiesen tenido una contracción máxima de 24,4% en el mes de julio respecto a febrero). Considerando el escenario II y III (línea amarilla y roja, respectivamente), estos préstamos habrían tenido un registro mínimo que es muy similar al observado.

La segunda columna realiza una comparación similar, pero tomando como referencia el mes de agosto de 2020 que, como se observa en el Gráfico 9, es el mes donde estos préstamos comienzan a estabilizarse luego de revertir el mínimo de mayo (y además es el mes a partir del cual se estabilizaron las tasas de interés).

En agosto, los préstamos con tarjeta se habían recuperado por encima del nivel de febrero, siendo un 3,8% mayores que en ese mes. Sin embargo, según los resultados del escenario I, si las tasas no hubiesen disminuido, los préstamos en agosto habrían tenido una diferencia de 25,3 puntos porcentuales de crecimiento (equivalente a un nivel de 21,5% menos que en febrero) por debajo del observado en ese mismo mes. En otras palabras, si bien la recuperación de la actividad que comenzó a partir de mayo podría dar cuenta de un incremento de los préstamos, este efecto es relativamente marginal. Si se considera el escenario II, las diferencias prácticamente desaparecen, serían solo de aproximadamente 0,5% para el caso. Si se focaliza los cambios en los parámetros (influidos en parte por el conjunto de políticas económicas, como se mencionó anteriormente) la diferencia con el observado sería incluso positiva. Así, la dinámica de la tasa no sólo habría contribuido a acotar la caída máxima de estos préstamos, sino que habría resultado también fundamental para la recuperación posterior.

Las últimas dos columnas del Cuadro 6 muestran comparaciones análogas para los préstamos personales. Como se observó en el Gráfico 10, estos préstamos continuaron cayendo en términos reales durante todo el año (comparado con febrero, el valor de diciembre es casi 15% menor). Sin embargo, los resultados del escenario I sugieren que, si la tasa no hubiese cambiado, esa caída habría sido aún mayor, contrayendo los saldos reales en 1,5 puntos porcentuales más que lo observado en diciembre. Al mismo tiempo, el escenario III da cuenta de la contribución de la menor tasa de interés, que durante 2020 habría logrado morigerar levemente la influencia de la caída en la actividad; no obstante, el mínimo en diciembre presenta una diferencia (en parte impulsada por el incremento de tasas a fin de año) con el observado de -2,3 puntos porcentuales. La última columna muestra la comparación para el mes de agosto. De acuerdo con el primer escenario, si la tasa de interés se hubiera mantenido a niveles de febrero de 2020 (y considerando los parámetros del COVID), los préstamos personales habrían marcado una diferencia de -0,1 puntos porcentuales respecto al estimado con el sendero de tasas observado. Finalmente, los resultados del escenario III marcan que los efectos de cambios en la tasa de interés, comparado al escenario I, tendrían un impacto positivo de 1,3 puntos porcentuales en la variación entre febrero y agosto.

7. Reflexiones finales

En el presente trabajo se propuso cuantificar la dinámica diferencial que adquirieron los préstamos de tarjetas de crédito y personales en Argentina durante 2020 debido a las transformaciones en la dinámica de aquellos mercados por la pandemia COVID-19, a la reducción de las tasas de interés activas y a otros cambios en las políticas económicas.

En esta aproximación a la temática, la literatura en el entorno de América Latina y Argentina en particular no es muy exhaustiva. Como principal antecedente se encontró la investigación de Vega Lacorte y Watkins Fassler (2013), aunque dicho estudio presenta una metodología y contexto diferentes y se aboca al análisis de los préstamos de consumo sin desagregación por línea.

En el presente estudio se estimaron modelos de corrección de error para construir escenarios contrafactuales en el período de análisis. Según los ejercicios realizados, la reducción de la tasa de interés en los préstamos de consumo habría servido, en forma disímil según la línea, como amortiguador para sostener los saldos de los préstamos destinados a consumo en el contexto de los primeros meses de la crisis del COVID-19. En particular, con un escenario contrafactual de tasas de interés a febrero de 2020 la caída máxima observada de los saldos de préstamos de tarjeta de crédito (de -5,6% entre febrero y mayo) habría sido alrededor de casi 19 puntos porcentuales mayor (entre febrero y julio). En tanto, el modelo análogo implementado para los préstamos personales sugiere que el efecto habría sido de 1,5 puntos porcentuales para esa línea (una caída de 16,5% entre febrero y diciembre respecto a la reducción observada de 14,9% en el mismo lapso). Estas derivaciones, más allá de que deben ser matizadas considerando las características propias del mercado de crédito al consumo en Argentina (como su tamaño comparativamente acotado, que alcanza una proporción menor al 10% del PIB), marcan un contraste con antecedentes como Danilowska (2021), quien concluye que la caída de las tasas de interés durante la pandemia no motorizó un incremento en la demanda de crédito en Polonia.

Los resultados aquí alcanzados cuentan sin embargo con algunas limitaciones. Por un lado, como fue señalado en la sección 5, la metodología implementada no permite distinguir en qué medida las transformaciones en las relaciones económicas (en parte asociados a los parámetros estimados en el marco de los modelos desarrollados) desde la irrupción del COVID fueron causadas por las políticas económicas enumeradas o por modificaciones en las condiciones que enfrentaron los consumidores durante la pandemia. Es por ello que los resultados alcanzados deben ser tomados con cautela. En sintonía con este aspecto, sería deseable incorporar variables adicionales en la estimación de los modelos, tanto aquellas tradicionalmente relevadas en la literatura (como las expectativas de inflación, la distribución del ingreso y la deuda de los hogares) como algunas vinculadas con la transformación en los patrones de consumo y medios de pago que podrían haber tenido un especial rol a partir de marzo de 2020. Por otro lado, como se comentó previamente, los mercados de tarjetas de crédito y de préstamos personales podrían contar con relaciones de sustitución o complementariedad entre sí, lo cual llevaría a dinámicas distintas a las planteadas. Es por ello que es de interés a futuro incluir en los modelos planteados la interacción entre las líneas de préstamos en cuestión, paso que podría mejorar la precisión de los ejercicios. A su vez, los escenarios planteados en el presente trabajo no consideran otros potenciales efectos macrofinancieros de

las variaciones en la tasa de interés o del riesgo sistémico (como pueden ser efectos en la producción agregada o presiones en el mercado cambiario) o diferencias en el comportamiento de los bancos públicos y privados. Finalmente, una extensión del presente trabajo podría puntualizar sobre diferencias en la demanda de crédito hacia bancos públicos y privados, y ampliar el rango de préstamos de tarjetas de crédito a aquellas provistas por el sistema no financiero, en particular, por los “Otros proveedores No Financieros de Crédito” (OPNFC).

Referencias

Aguilar, A. y C. Cantú (2020); "Monetary Policy Response in Emerging Market Economies: Why was it Different this time?", BIS Bulletin 32.

Americas Market Intelligence y Mastercard (2020); "La aceleración de la inclusión financiera durante la pandemia de COVID-19: Oportunidades ocultas que salen a relucir", Noviembre de 2020.

Andersen, A. L., E. T. Hansen, N. Johannesen y A. Sheridan (2020); "Consumer Responses to the COVID-19 Crisis: Evidence from Bank Account Transaction Data", CEPR Discussion Papers DP 14809.

Ashley, D. W. (2002); "The Demand for Consumer Credit". Unpublished Master's Thesis, Virginia Polytechnic Institute and State University.

Bachas, N., P. Ganong, P. Noel, J. Vavra, A. Wong, D. Farrell y F. Greig (2020); "Initial Impacts of the Pandemic on Consumer Behavior: Evidence from Linked Income, Spending, and Saving Data", NBER Working Paper 27617.

Baker, S. R., R.A. Farrokhnia, S. Meyer, M. Pagel, C. Yannelis y J. Pontiff (2020); "How does Household Spending Respond to an Epidemic? Consumption during the 2020 COVID-19 Pandemic", *Review of Asset Pricing Studies*, 10 (4), pp. 834-862. Oxford University Press.

Baldwin, R. y B. Weder di Mauro (2020); *Economics in the Time of COVID-19*. VoxEU.org eBook, CEPR Press.

Banco Mundial (2022); "Global Findex Database".

BCRA (2009); "Encuesta de Condiciones Crediticias (ECC). Principales características y formulario". Disponible en:
https://bcra.gob.ar/Pdfs/PublicacionesEstadisticas/ECC_Caracteristicas_y_formulario.pdf

BCRA (2020a); "Informe de política monetaria (IPOM)", Banco Central de la República Argentina, Edición de mayo de 2020.

BCRA (2020b); "Informe de política monetaria (IPOM)", Banco Central de la República Argentina, Edición de noviembre de 2020.

BCRA (2020c); "Informe de Otros Proveedores No Financieros de Crédito", Banco Central de la República Argentina, junio.

BCRA (2020d); "Informe sobre Bancos", Banco Central de la República Argentina, Ediciones mensuales de 2020.

BCRA (2020e); "Informe de política monetaria (IPOM)", Banco Central de la República Argentina, Edición de agosto de 2020.

BCRA (2021a); "Informe de Otros Proveedores No Financieros de Crédito", Banco Central de la República Argentina, abril.

BCRA (2021b); "Informe de inclusión financiera", Banco Central de la República Argentina, mayo, edición del segundo semestre de 2020.

BCRA (2022); "Informe de Política Monetaria (IPOM)", Banco Central de la República Argentina, Edición de junio de 2022.

Berger, A., C. Bouwman, L. Norden, R. Roman, G. Udell y T. Wang (2021); "Is a Friend in Need a Friend indeed? How Relationship Borrowers Fare during the COVID-19 Crisis", Research Department Working Papers 21-13. Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Borio, C., P. Disyatat, y M. Juselius (2013); "Rethinking Potential Output: Embedding Information about the Financial Cycle", BIS Working Papers 404.

Bouniey, D., Y. Camara y J. Galbraith (2020); "Consumers' Mobility, Expenditure and Online- Offline Substitution Response to COVID-19: Evidence from French Transaction Data", Working Papers hal-02566443, HAL.

Branzoli, N., E. Rainone e I. Supino (2021); "The Role of Banks' Technology Adoption in Credit Markets during the Pandemic", recuperado el 24 de julio de 2022 de: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3878254

Braxton, J. C., K. F. Herkenho y G. M. Phillips (2020); "Can the Unemployed Borrow? Implications for Public Insurance", NBER Working Paper 27026.

Briozzo, A. y H. Vigier (2009); "El empleo de créditos personales en el financiamiento de las pequeñas empresas argentinas". *Anales de la XLIV Reunión Anual de la AAEP*. Universidad Nacional de Cuyo; Mendoza, Argentina.

Carvalho, V. M., J. R. García, S. Hansen, Á. Ortiz, T. Rodrigo, S. R. Mora y P. Ruiz (2020); "Tracking the COVID-19 Crisis with High-resolution Transaction data", CEPR Discussion Paper Series DP14642.

Cavallino, P. y F. De Fiore (2020); "Central Banks' Response to COVID-19 in Advanced Economies", BIS Bulletin 21.

Chen, B. (2007); "An Empirical Comparison of Methods for Temporal Distribution and Interpolation at the National Accounts", BEA Working paper 0077, Bureau of Economic Analysis.

Chen Chen, K. y M. Chivakul (2008); "What Drives Household Borrowing and Credit Constraints? Evidence from Bosnia and Herzegovina", IMF Working Paper, 08/202.

Chetty, R., J. N. Friedman, N. Hendren, M. Stepner y The Opportunity Insights Team (2020); "How did COVID-19 and Stabilization Policies Affect Spending and Employment? A New Real-time Economic Tracker based on Private Sector Data", NBER Working Paper 27431.

Chronopoulos, D. K., M. Lukas, J. O. S. Wilson (2020); "Consumer Spending Responses to the COVID-19 Pandemic: An Assessment of Great Britain", *Covid Economics*, 34, pp. 145-186

Coibion, O., Y. Gorodnichenko y M. Weber (2020); "The Cost of the COVID-19 Crisis: Lockdowns, Macroeconomic Expectations, and Consumer Spending", NBER Working Paper 27141.

Cox, N., P. Ganong, P. Noel, J. Vavra, A. Wong, D. Farrell, F. Greig y E. Deadman (2020); "Initial Impacts of the Pandemic on Consumer Behavior: Evidence from Linked Income, Spending, and Savings Data", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 35-69.

Crook, J. (2006); "Household Debt and Credit Constraints: Comparative Micro Evidence from Four OECD Countries" en G. Bertola, R. Disney y C. Grant (eds.), *The Economics of Consumer Credit*, MIT Press, Cambridge MA, Estados Unidos.

Czech, M. y B. Puszer (2021); "Impact of the COVID-19 Pandemic on the Consumer Credit Market in V4 Countries", *Risks*, 9, 229.

Danilowska, A. (2021); "The Impact of the COVID19 Pandemic on the Credit Market in Poland", *European Research Studies Journal*, 24(3), pp. 229-240.

Dauten, C. A. (1954); "A Fresh Approach to the Place of Consumer Credit in Economic and Financial Thinking", *The Journal of Finance*, 9(2), pp. 111-123. American Finance Association.

Del Río, A. (2002) "El endeudamiento de los hogares españoles: evolución y factores explicativos", *Boletín Económico Banco de España*, 11(228):47-54.

Dembiermont, C., M. Drehmann y S. Muksakunratana (2013); "How much does the Private Sector Really Borrow - A new Database for Total Credit to the Private Non-financial Sector", *BIS Quarterly Review*. Bank for International Settlements, March.

Demirgüç-Kunt, A., L. Klapper, D. Singer, S. Ansar y J. Hess (2018); *The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*, World Bank: Washington, DC.

D'Onofrio, F. (2008); "Créditos al consumo tras la crisis". [tesis de grado: Universidad Nacional de Mar del Plata].

Dunn, A., K. Hood y A. Driessen (2020); "Measuring the Effects of the COVID-19 Pandemic on Consumer Spending using Card Transaction data", BEA Working Paper Series WP2020-5.

Engle, R. y C. Granger (1987); "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), pp. 251-76.

Fabbri, D. y M. Padula (2004); "Does poor Legal Enforcement Make Households Credit-constrained", *Journal of Banking and Finance*, 28 (10), pp. 2369-2397.

Feldman, G. (2013); "Créditos para el consumo. Análisis del fenómeno socioeconómico y su impacto en los sectores populares", Área de Fraudes Económicos y Bancarios de PROCELAC. Recuperado el 7 de noviembre de 2021 de: https://www.fiscales.gov.ar/criminalidad-economica/wp-content/uploads/sites/3/2013/12/Procelac_-Cr%C3%83%C2%A9ditos-para-el-consumo.pdf

First Corporate Finance Advisors (2014); "Banking. Newsletter de novedades financieras", Número 121, Agosto, Recuperado el 7 de noviembre de 2021 de: <https://www.firstcfa.com/archivos/banking/88/FIRSTNewsletter%20Banking%20121.pdf?v=1614892198>

Ganong, P., P. J. Noel, y J. S. Vavra (2020); "US unemployment insurance replacement rates during the pandemic", NBER Working Paper 27216.

Grashuis, J., T. Skevas y M. S. Segovia (2020); "Grocery Shopping Preferences during the COVID-19 Pandemic", *Sustainability*, 12 (3), 5369.

Gross, D. B. y N. S. Souleles (2001); "Do Liquidity Constraints and Interest Rates Matter for Consumer Behavior? Evidence from Credit Card Data", *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (1), pp. 149-185.

Guerrieri V., G. Lorenzoni, L. Straub e I. Werning (2020); "Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?", NBER Working Papers 26918.

Guglielminetti, E. y C. Rondinelli (2021); "Consumption and Saving Patterns in Italy during COVID-19". *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers)* 620. Bank of Italy.

Haberler, G. (1942); *Consumer Instalment Credit and Economic Fluctuation*, New York: National Bureau of Economic Research, Inc.

Hacioglu, S., D. Känzig y P. Surico (2020); "Consumption in the Time of COVID-19: Evidence from UK Transaction data", CEPR Discussion Paper Series DP14733.

Hansen, B. E. (1992); "Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends", *Journal of Econometrics*, 53, pp. 87-121.

Hendricks, G., K. C. Voumans y J. Keller (1973); *Consumer Durables and Installment Credit: A Study of American Households*, Survey Research Center, University of Michigan.

Horvath, A., B. S. Kay y C. Wix (2021); "The COVID-19 Shock and Consumer Credit: Evidence from Credit Card Data", Finance and Economics Discussion Series 2021, 008, pp.1-55.

Hundtofte, S., A. Olafsson y M. Pagel (2019); "Credit Smoothing". NBER *Working Paper* 26354.

Kennickell, A. y J. Shack-Marquez (1992); "Changes in Family Finances from 1983 to 1989: Evidence from the Survey of Consumer Finances", Federal Reserve Bulletin, pp.1-18. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Kisselgoff, A. (1952); *Factors Affecting the Demand for Consumer Instalment Sales Credit*, New York: National Bureau of Economic Research, Inc.

MacKinnon, J. G. (1996); "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp. 601-618.

Magri, S. (2007); "Italian Households' Debt: The Participation to the Debt Market and the Size of the Loan", *Empirical Economics*, 33, pp. 401-426.

Muellbauer, J. (2020); "The Coronavirus Pandemic and US Consumption", VOX CEPR Policy Portal, 11 de abril. Recuperado el 9 de noviembre de 2021 de: <https://voxeu.org/article/coronavirus-pandemic-and-us-consumption>

OCDE (2021); "Financial Consumer Protection and Financial Literacy in Asia in Response to COVID-19", Recuperado el 3 de febrero de 2021 de: www.oecd.org/financial/education/financial-consumer-protection-and-financial-literacy-in-asia-inresponse-to-covid-19.htm

Park, S. (1993); "The Determinants of Consumer Installment Credit", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 75 (6), pp. 23-38.

Phillips, P. (1986); "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 33(3), pp. 311-340.

Saikkonen, P. (1992); "Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation", *Econometric Theory*, 8(1), pp. 1-27.

Santucci, L. (2020); "How Has the COVID-19 Pandemic Affected the Supply of Consumer Credit? A Preliminary Look at the U.S. Credit Card Market", Consumer Finance Institute Special Report, August. Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Sargan, J. D. (1984); "Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology", en K.F. Wallis y D.F. Hendry (eds.), *Quantitative Economics and Econometric Analysis*, Basil Blackwell, Oxford, Inglaterra.

Stock, J. y M. Watson (1993); "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61(4), pp. 783-820

Vandone, D. (2009); "The Determinants of Consumer Credit: A Review of the Literature", *Consumer Credit in Europe*, pp. 7-22.

Vega Lacorte, J. E. y K. Watkins Fassler (2013); "Crédito al consumo en Argentina durante períodos normales y de crisis económicas", *Panorama Económico*, Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, 8 (16), pp. 51-76.

Villar, L. (2019); "Financiamiento en banca pública versus banca privada Análisis de las características diferenciales en PyMEs argentinas usando R". XXXIX Jornadas Nacionales de Administración Financiera. Septiembre; Mar del Plata, Buenos Aires, Argentina.

Watanabe, T. y. Omori (2020); "Online Consumption during the COVID-19 Crisis: Evidence from Japan", *Covid Economics* 38, pp. 218-52.

World Economic Forum (2020); "Platform for Shaping the Future of Financial and Monetary Systems. 2020. Impact of COVID-19 on the Global Financial System. Recommendations for Policymakers Based on Industry Practitioner Perspectives", Recuperado el 1 de julio de 2022 de: https://www3.weforum.org/docs/WEF_Impact_of_COVID_19_on_the_Global_Financial_System_2020.pdf

Yilmazkuday, H. (2021); "Changes in Consumption in the Early COVID-19 Era: Zip-Code Level Evidence from the U.S.", *Journal of Risk and Financial Management*, 14(10), 478, pp.1-10. <https://doi.org/10.3390/jrfm14100478>

Anexo

En el siguiente cuadro se exponen una serie de medidas de política económica establecidas por ministerios nacionales y el BCRA en los primeros meses de pandemia que tuvieron un impacto adicional en la dinámica de la deuda para consumo:

Cuadro A1 | Medidas de política económica aprobadas en 2020 y relacionadas con el mercado de préstamos de consumo

Medida	Fecha	Descripción
Comunicación "A" 6938 del BCRA	19/3/2020	Se incrementó a 60 días los plazos de mora admitidos para las categorías 1, 2 y 3, hasta el 30 de septiembre de 2020
Resolución 104/2020 de la Secretaría de Comercio Interior del Ministerio de Desarrollo Productivo	31/3/2020	Se extendió el programa "AHORA12" hasta el 30 de junio de 2020 y se incorporaron nuevos rubros, como equipamiento médico producido por PyMEs nacionales, alimentos, medicamentos y compras <i>online</i> en cuotas fijas.
Comunicación "A" 6949 del BCRA	1/4/2020	Se resolvió que las cuotas de créditos impagas hasta el 30 de septiembre de 2020 no devengarían intereses punitivos. A su vez, el vencimiento de los resúmenes de las tarjetas de crédito operados entre el 20 de marzo y el 12 de abril fue trasladado al 13 de abril, sin generar intereses resarcitorios.
Comunicaciones varias del BCRA		Se establecieron sucesivamente topes máximos a la tasa nominal anual por interés compensatorio que las entidades financieras podían percibir por los saldos financiados en tarjetas de crédito. Previo a la aprobación de la emergencia sanitaria, la tasa en cuestión había sido definida en 55% ("Comunicación "A" 6917 del 28 de febrero de 2020); posteriormente, se trasladó a un 49% ("Comunicación "A" 6949 del 1 de abril); y, finalmente, a 43% (Comunicación "A" 6964 del 10 de abril).
Comunicación "A" 6964 del BCRA	10/4/2020	Se dispuso un plan de refinanciación de saldos impagos de resúmenes de tarjeta de crédito que vencían entre el 13 y 30 de abril de 2020. El plazo estipulado fue de 1 año, con la posibilidad de contar con 3 meses de gracia y abonar a partir del cuarto mes (agosto) en 9 cuotas iguales y consecutivas, e intereses compensatorios con una tasa máxima anual de 43% (sumado a otros rubros incluidos en el costo financiero total). El cliente podría precancelarlos, total o parcialmente, en cualquier momento y sin costo excepto por el interés compensatorio devengado hasta ese momento.
Resolución 201/2020 de la Secretaría de Comercio Interior del Ministerio de Desarrollo Productivo	30/6/2020	Se extendió el programa "AHORA12" hasta el 31 de diciembre de 2020.

Cuadro A1 | Medidas de política económica aprobadas en 2020 y relacionadas con el mercado de préstamos de consumo. Cont.

Medida	Fecha	Descripción
Comunicación "A" 7095 del BCRA	27/8/2020	Se estableció que los saldos impagos de los resúmenes de tarjeta de crédito con vencimiento en septiembre de 2020 con dificultad de pago por parte de los clientes quedarían automáticamente refinanciados a un año de plazo (con 3 meses de gracia y posterior pago en 9 cuotas iguales y consecutivas, y tasa de interés nominal de 40% más IVA como interés compensatorio y sin recargos adicionales). El cliente podría precancelarlos, total o parcialmente, en cualquier momento y sin costo excepto por el interés compensatorio devengado hasta ese momento.
Comunicación "A" 7107	17/9/2020	El BCRA prorrogó hasta el 31 de diciembre de 2020 el incremento en 60 días los plazos de mora admitidos para las categorías 1, 2 y 3, tanto para la cartera comercial como para la de consumo o vivienda, así como para la aplicación de la recategorización obligatoria.
Resolución 353/2020 de la Secretaría de Comercio Interior del Ministerio de Desarrollo Productivo	17/9/2020	Se actualizó el programa "AHORA12", con vigencia a partir del 1 de octubre y hasta el 31 de diciembre, mediante la opción de tres meses de gracia para abonar las compras realizadas en 12 y 18 cuotas, y la modificación de los rubros participantes (se incorporaron electrónica y electrodomésticos para el hogar; servicios educativos; servicios de cuidado personal; servicios de organización de eventos y exposiciones comerciales; talleres de reparación de vehículos automotores y motocicletas; servicios de instalación de alarma; y balnearios).

Fuente: elaboración propia en base al Boletín Oficial y Comunicaciones varias del BCRA.