

Documentos de Trabajo | 2022 | N 101  
*Regularidades empíricas de la inflación  
en Latinoamérica*



*ie* | BCRA  
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

# Investigaciones Económicas

## Documentos de trabajo 2022 | N 101

### *Regularidades empíricas de la inflación en Latinoamérica*

*Javier García-Cicco*  
*Universidad del CEMA*

*Lorena Garegnani*  
*Banco Central de la República Argentina*

*Maximiliano Gómez Aguirre*  
*Banco Central de la República Argentina*

*Ariel Krysa*  
*Banco Central de la República Argentina*

*Luis Libonatti*  
*Banco Central de la República Argentina*

**Mayo de 2022**



*ie* | BCRA  
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Documentos de Trabajo, N 101

***Regularidades empíricas de la inflación en Latinoamérica***

Javier García-Cicco  
Universidad del CEMA

Lorena Garegnani  
Banco Central de la República Argentina

Maximiliano Gómez Aguirre  
Banco Central de la República Argentina

Ariel Krysa  
Banco Central de la República Argentina

Luis Libonatti  
Banco Central de la República Argentina

Mayo de 2022  
ISSN 1850-3977  
*Edición electrónica*

Reconquista 266, C1003ABF  
Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina  
Teléfono | 54 11 4348-3582  
Correo electrónico | [investig@bcra.gob.ar](mailto:investig@bcra.gob.ar)  
Página web | [www.bcra.gob.ar](http://www.bcra.gob.ar)

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. La serie Documentos de trabajo está compuesta por material preliminar que se hace circular con el propósito de estimular el debate académico y recibir comentarios. Toda referencia que desee efectuarse a estos Documentos deberá contar con la autorización del o los autores.

# Regularidades empíricas de la inflación en Latinoamérica

J. García-Cicco    L. Garegnani    M. Gómez-Aguirre    A. Krysa    L. Libonatti  
*UCEMA\**            *BCRA\**                *BCRA\**                *BCRA\**                *BCRA\**

*Mayo, 2022*

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

Palabras claves: Inflación, América Latina, Modelos Econométricos

Código JEL: C32, E31

---

\* Los autores agradecen los valiosos aportes y comentarios de Luis Trajtenberg, quien actuó como referee externo, 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. De todas formas, las opiniones vertidas (y cualquier error u omisión) son exclusiva responsabilidad de los autores y no se corresponden necesariamente con la visión institucional del BCRA o de sus autoridades.

### **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 contemporary 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.

Keywords: Inflation, Latin America, Econometric Models

JEL Code: C32, E31

## I. 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 aportar, entre otros, a verificar las implicancias de modelos monetarios, a evaluar el impacto de la política monetaria y a seleccionar modelos de pronóstico de inflación.

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.

En la literatura se encuentran diversos antecedentes que tienen un eje de estudio similar 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), Rivasplata y Castillo (2017), Trajtenberg et al. (2015) y Zarzosa Valdivia (2020)<sup>1</sup>. 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.

---

<sup>1</sup> 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 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 en esta relación (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 0.2 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 de 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 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 C), 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 al estado del arte.

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.

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 que detalla aspectos metodológicos sobre las relaciones de cointegración, un tercer apéndice con los antecedentes de literatura de las estimaciones de demandas de dinero real y un último anexo con la metodología utilizada para el cómputo de la brecha de producto utilizada para las descomposiciones de corto plazo.

## II. 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 ( $P$ ).<sup>2</sup> 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

---

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



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 de identificar estas relaciones de cointegración, se realiza una evaluación de exogeneidad o endogeneidad 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)<sup>3</sup>. 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<sup>4</sup>.

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 uno de éstas independientes entre sí) tal tarea requiere supuestos adicionales de identificación<sup>5</sup>. 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 para realizar esto, como modelos VAR o VEC Estructurales o un modelo 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

---

<sup>3</sup> Una descripción de esta metodología se incluye en el Anexo B.

<sup>4</sup> Esto no quita que las otras variables respondan también eventualmente, solo que su ajuste es menos inmediato.

<sup>5</sup> Bajo el supuesto de economía pequeña y abierta, que es razonable para las economías estudiadas, sí puede considerarse a las variables internacionales incluidas como estrictamente exógenas. Pero este supuesto no es válido para el resto de los determinantes.

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)<sup>6</sup>.

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

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

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. Una descomposición similar es implementada, por ejemplo, en Trajtenberg et al (2015) para un panel de países de Latinoamérica.

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<sup>7</sup>, 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

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

<sup>6</sup> Entre otras características, este enfoque otorga más flexibilidad para considerar distintos determinantes y rezagos para diferentes variables, lo cual resulta útil en este contexto pues consideraremos un número amplio de determinantes y rezagos.

<sup>7</sup> Por el teorema de Frisch-Waugh-Lovell, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) captura la relación entre la variable explicada y un regresor, controlando por el efecto de los demás regresores. Como en este caso éstos incluyen rezagos de las distintas variables, la influencia de valores pasados sí estará controlada en el coeficiente.

donde  $V_{t,t+h}$  es el vector que colecta los distintos residuos  $\hat{v}_{t,t+h}^i$  de la primera etapa<sup>8</sup>. Con esto, la inflación acumulada en un horizonte de  $h$  períodos la descompondremos según la contribución de los siguientes componentes:

- $\beta_h^i \hat{v}_{t,t+h}^i$ : 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, dado el número elevado 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) y Trajtenberg et al. (2015). Por un lado, 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 los tests de Johansen, se estiman las relaciones de largo plazo y se realizan tests 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

---

<sup>8</sup> Notar que si bien la variable a explicar acumula la inflación en varios períodos (en los resultados de la sección III.B 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 utilizadas.

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 2002Q1-2014Q4. 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). El término de corrección al equilibrio es significativo en el corto plazo.

Usando información trimestral durante el período 1984Q1-2019Q4 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<sup>9</sup>), tanto en términos agregados como sectoriales. 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 IPCs, el agregado M2 y el resultado fiscal (en porcentaje del PIB)<sup>10</sup>, y que la primera de las tres variables reacciona a las

---

<sup>9</sup> El análisis también tiene en cuenta un índice de precios al productor (IPP).

<sup>10</sup> 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: 49).

últimas dos, las cuales son débilmente exógenas y presentan, respectivamente, signos positivos y negativos en la ecuación de cointegración. 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<sup>11</sup> 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 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 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 co-movimiento 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<sup>12</sup>, los cuales se relacionan de distinta forma con las inflaciones domésticas.

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 tests 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 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). A su vez, ofrecen medidas de persistencia de ambos componentes. Como resultado de

---

<sup>11</sup> La estimación del modelo es con efectos aleatorios y efectos fijos, siguiendo la metodología propuesta por Arellano y Bond, y Arellano y Bover (método generalizado de momentos).

<sup>12</sup> 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 90 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 con las medidas nacionales de ciclo económico.

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 1978Q1-2010Q1 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) testea 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)<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> 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 han 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<sup>14</sup>. 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 1980Q1-2007Q2. A partir de tests 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 de 1990 respecto a los años 1980. 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 1995Q1-2011Q1 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

---

<sup>14</sup> Se cuenta con una gran cantidad de antecedentes para otros países del mundo. A modo de ejemplo, las referencias para Estados Unidos incluyen Pivetta y Reis (2007), Stock y Watson (2007); Benati (2008); y Fuhrer (2009).

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) estudia 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<sup>15</sup> empleando modelos SARIMA y, en caso apropiado, modelos estacionales y fraccionalmente integrados autorregresivos de promedios móviles (S-ARFIMA). 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.

---

<sup>15</sup> 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.



### III. 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 descrita.

#### III.A. 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 la Tabla 1.<sup>16</sup>

**Tabla 1. Relaciones de largo plazo estimadas**

A. Primera Relación de Largo Plazo					B. Segunda Relación de Largo Plazo				
P	W	E	Energía	Alimentos	(a)+(b)+ (c)+(d)	M-P	Y	i	E
	(a)	(b)	(c)	(d)					
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 de la Tabla 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 una de los principales costos de producción y retoma, entre otros, los antecedentes de Trajtenberg et al. (2015)<sup>17</sup> y Zack et al. (2017). Para el caso de Argentina y Brasil, sólo los salarios y el tipo de cambio nominal están

<sup>16</sup> Además de estas dos relaciones, se encuentra una relación adicional de cointegración entre la actividad y el salario real, con un coeficiente unitario. Esta tercer 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.

<sup>17</sup> 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).

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)<sup>18</sup> para el caso uruguayo. 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.

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)<sup>19</sup>. 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 coeficientes 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

---

<sup>18</sup> 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).

<sup>19</sup> 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". Un índice de precios de commodities energéticas y no energéticas es testeado como variable exógena 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:  $IPC=1,727 + 0.085PINTER+0.252TCN+0.519PD+0.305M1$ , donde tanto PINTER (precios internacionales) como M1 resultan no significativos y PD está dado por los costos laborales unitarios.

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 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<sup>20</sup>. En los otros países también se observa tal relación, con la salvedad que existe también un rol para los precios internacionales<sup>21</sup>.

En el Panel B de la Tabla 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 C, 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 muestra 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<sup>22</sup>. 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 C, 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), 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 o, en el caso de Argentina, por los resultados de “exogeneidad débil”, como que la existencia de un stock de saldos reales superior a su demanda podría generar un aumento del tipo de cambio nominal.

---

<sup>20</sup> 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.

<sup>21</sup> 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).

<sup>22</sup> 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.

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 C, 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.

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 la Tabla 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.

**Tabla 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<sup>23</sup>.

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 ajuste 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.

### III.B. Descomposición Inflación Interanual

En esta sección se aplica la metodología de descomposición presentada en la sección II 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

<sup>23</sup> 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 1980Q1-2010Q1 (p. 124), y en Noriega et al. (2011), enfocado en el período 1986Q1-2010Q2 en México (p. 716). A diferencia del presente trabajo, la misma condición se obtiene para Argentina en Ahumada y Garegnani (2012), en el intervalo 1978Q1-2009Q4 (p. 417), y es asumida en Ferrada y Tagle (2014) para Chile, en el intervalo comprendido entre 1986Q4 y 2014Q2 (p. 94).

consistente con una inflación estable.<sup>24</sup> 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 D 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 II: una con el crecimiento de la variable de actividad, otra con la brecha del producto, y una final con ambas medidas.<sup>25</sup> 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. El resumen de ese proceso de selección se muestra en la Tabla 3.

**Tabla 3. Selección de Variables de Actividad**

Determinante de Actividad	Criterios de Información							
	AIC	BIC	AICc	HQIC	AIC	BIC	AICc	HQIC
	Argentina				Colombia			
$\Delta Y$	-849	-735	-829	-803	-1178	-1076	-1163	-1137
<i>Brecha</i>	-867	-750	-846	-820	-1174	-1076	-1160	-1134
$\Delta Y, Brecha$	<b>-897</b>	<b>-758</b>	<b>-866</b>	<b>-840</b>	<b>-1196</b>	<b>-1069</b>	<b>-1171</b>	<b>-1144</b>
	Brasil				Mexico			
$\Delta Y$	-1180	-1095	-1170	-1146	-1321	-1204	-1301	-1274
<i>Brecha</i>	<b>-1227</b>	<b>-1126</b>	<b>-1211</b>	<b>-1186</b>	-1306	-1208	-1292	-1266
$\Delta Y, Brecha$	-1221	-1105	-1200	-1174	<b>-1343</b>	<b>-1216</b>	<b>-1318</b>	<b>-1291</b>
	Chile				Uruguay			
$\Delta Y$	-1113	-1020	-1100	-1075	-1113	-1031	-1103	-1080
<i>Brecha</i>	<b>-1215</b>	<b>-1103</b>	<b>-1195</b>	<b>-1169</b>	-1110	-1009	-1095	-1069
$\Delta Y, Brecha$	-1201	-1064	-1170	-1146	<b>-1117</b>	<b>-1019</b>	<b>-1103</b>	<b>-1078</b>

**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 la inflación observada en 12 meses.

<sup>24</sup> 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).

<sup>25</sup> La medida de brecha del producto incluida en el vector  $X_{t,t+h}$  en la terminología de la sección II corresponde a la brecha promedio entre  $t$  y  $t+h$ .

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, la Tabla 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,  $\delta_{12}(L)\pi_{t-1} + \gamma_{12}(L)X_{t-1} + \theta_{12}dlp_{t-1}$ ).<sup>26</sup> Este ejercicio intenta resumir la variabilidad que cada 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.

Tabla 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

<sup>26</sup> 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 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.

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 3 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 “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.

## i. 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<sup>27</sup>. 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 registros menores a los observados antes de la aceleración). Este proceso es capturado en el modelo por la persistencia propia (barras violetas en el próximo gráfico), 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.

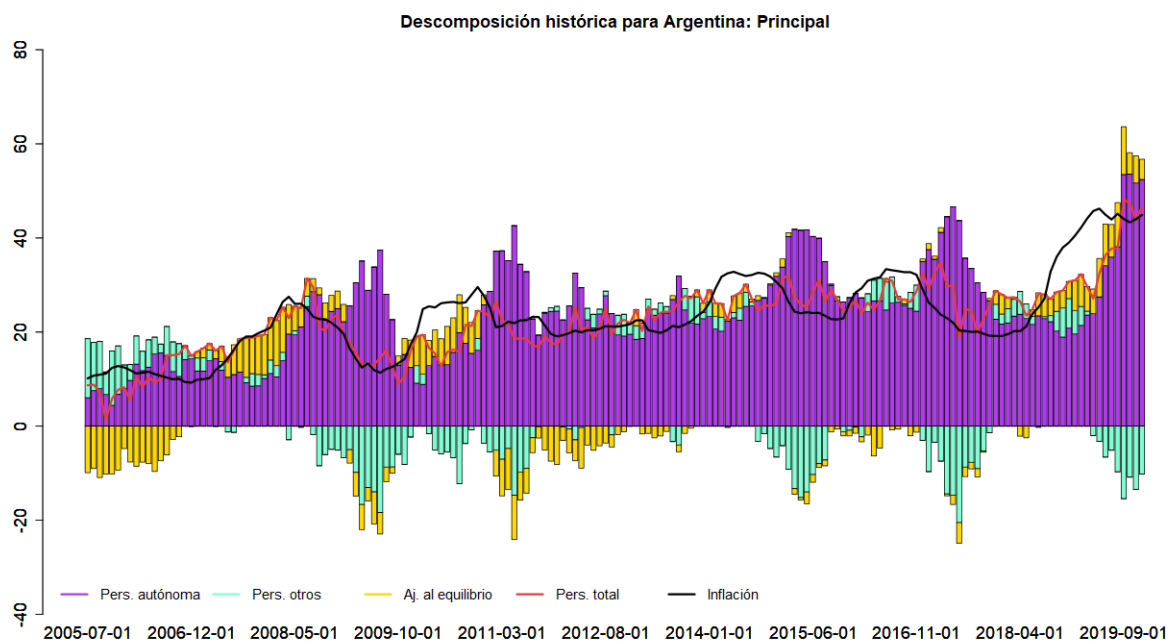
---

<sup>27</sup> 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).



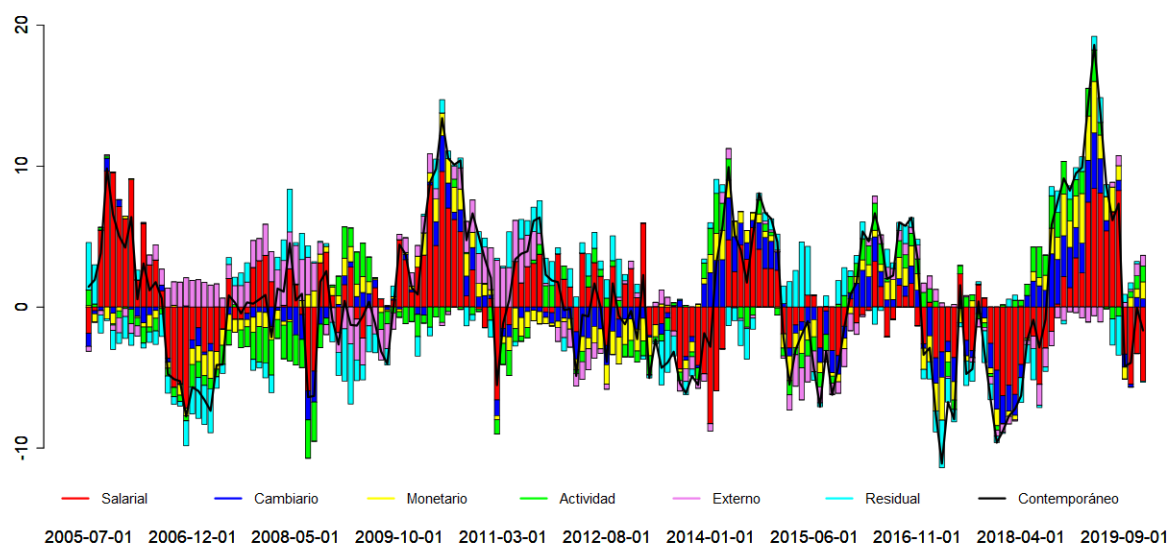
Se observa también que cada uno de estos procesos de aceleración de la inflación (a excepción del primero) tiene una parte que no puede explicarse por la influencia de factores rezagados. De hecho, son estas “noticias” o “sorpresas” las que luego terminan alimentando la persistencia, aportando a la tendencia creciente. Para esto, el segundo gráfico 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<sup>28</sup>.

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 (aunque aquí la magnitud se presenta mucho menor) en la aceleración inflacionaria de 2007 y 2008, 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.



<sup>28</sup> 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.

### Descomposición histórica para Argentina: Efecto contemporáneo



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<sup>29</sup>. En otras palabras, los descensos (a la postre transitorios) de inflación que experimentó Argentina 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 aumentos en el tipo de cambio anteceden a ajustes 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 el ajuste salarial que se observa a posteriori.

## ii. Brasil

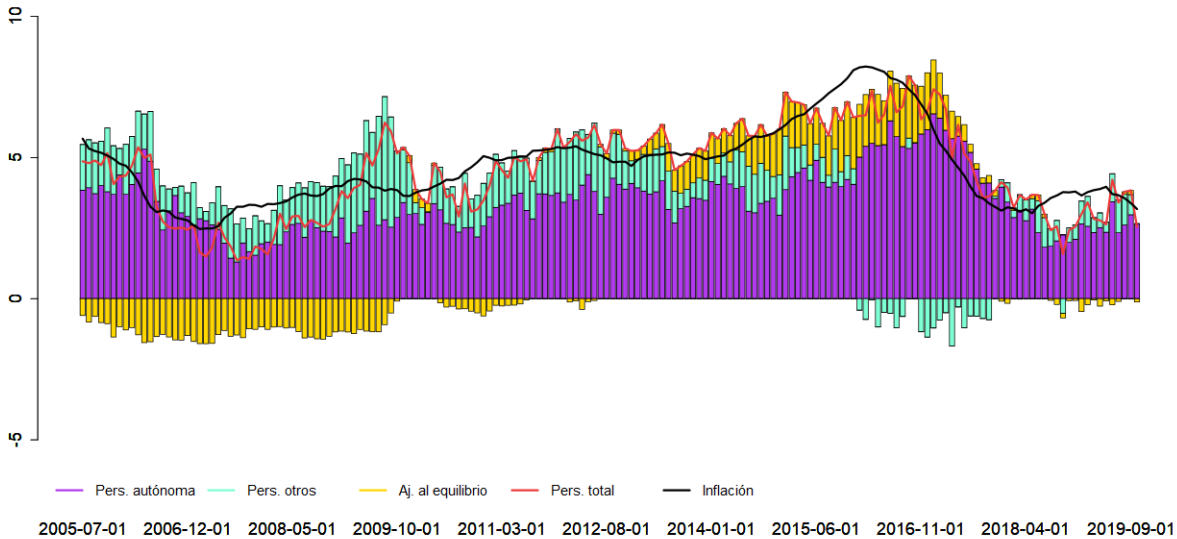
Luego de una disminución en los años iniciales de la muestra, Brasil experimentó una leve tendencia creciente en la inflación, alcanzando valores en torno a 8% anual en 2016. A partir de ese momento comenzó una gradual disminución, para ubicarse en registros cercanos entre el 3 y 4% promedio en los últimos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

Como se observa en la primera figura, 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. También, en el período de aumento de la inflación que va desde 2013 a 2016 (que incluyen un año, 2015, en que la meta de inflación no es cumplida), el ajuste a los desvíos

<sup>29</sup> En contraste, Trajtenberg et al., (2015) exhibe que tanto aceleraciones como desaceleraciones de la inflación entre 2005 y 2013 en Argentina fueron acompañados sistemáticamente por presiones de los costos laborales unitarios hacia el incremento de precios (p. 174).

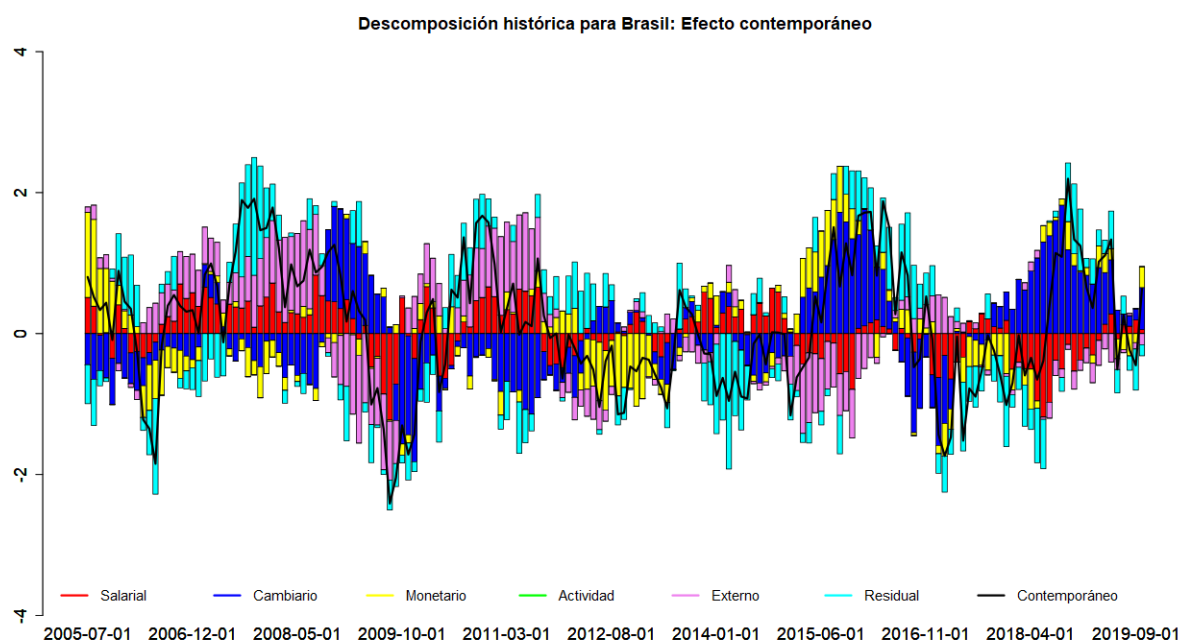
respecto de la relación de largo plazo jugó un rol importante<sup>30</sup>. Esto es, durante ese período, el nivel de precios estaba por debajo los registros consistentes con la relación de largo plazo afectada por el tipo de cambio y los salarios; presionando los precios al alza. En particular, la tasa 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.

Descomposición histórica para Brasil: Principal



Se visualiza también 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.

<sup>30</sup> 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).



De los determinantes contemporáneos, el segundo gráfico indica que, en términos generales, el tipo de cambio juega un rol más preponderante para el caso de Brasil<sup>31</sup>. 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.

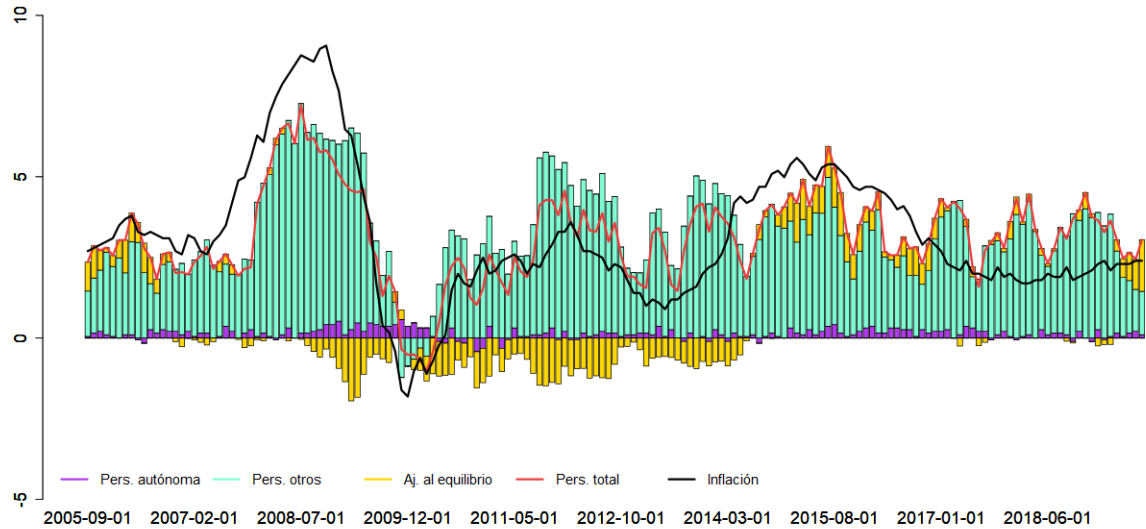
### iii. Chile

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 durante este episodio de contracción global la inflación se redujo significativamente, marcando incluso registros interanuales negativos. Como se observa en la primera figura, la influencia rezagada asociada a los distintos determinantes explica en gran medida la evolución de la

<sup>31</sup> 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 (ya sea para la aceleración como la desaceleración) en 2005-2012, seguido por los shocks (p. 175).

inflación. También se aprecia un rol casi nulo para la persistencia propia<sup>32 33</sup>, y un moderado aporte de los ajustes a los desvíos respecto de las relaciones de largo plazo.

Descomposición histórica para Chile: Principal



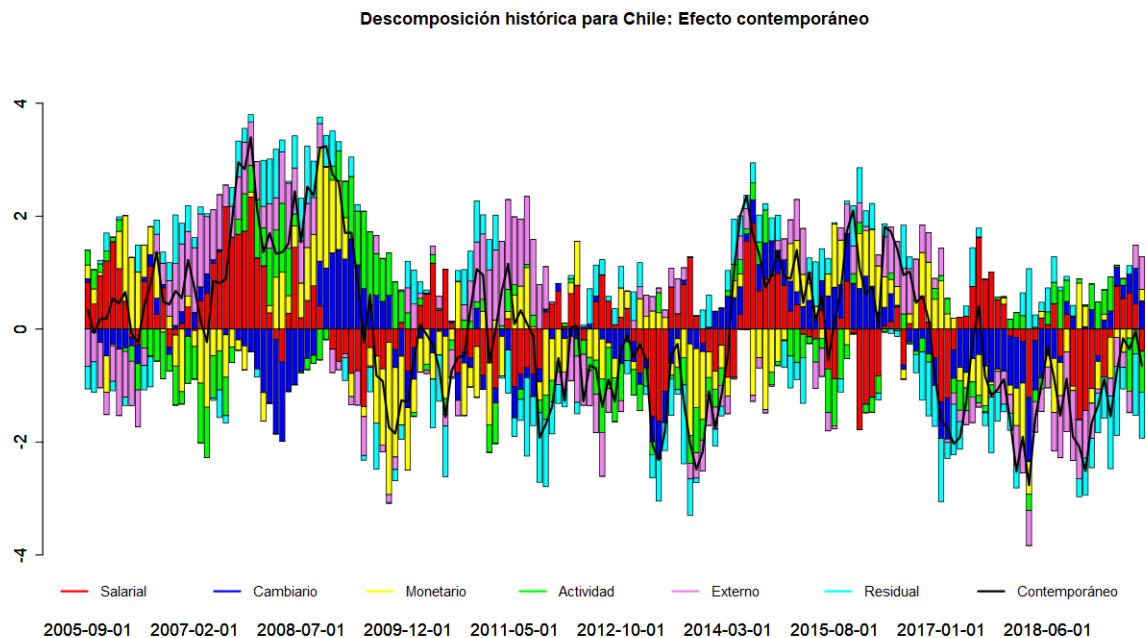
En contraste, el componente de “noticias” contemporáneas fue relevante para el período de aumento de la inflación anterior a la Crisis Financiera Global, y también para 2014 y 2015, como se observa en el segundo gráfico. En el primero de esos efectos, tanto la presión por los precios externos como la evolución salarial empujaron la inflación al alza, con un aporte positivo (aunque algo posterior) de la brecha del producto<sup>34</sup>.

<sup>32</sup> 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.

<sup>33</sup> 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: 7, 10).

<sup>34</sup> 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

Para el otro evento de aumento de inflación relacionado con el componente contemporáneo (segunda figura), 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<sup>35</sup>.



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.

#### iv. 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

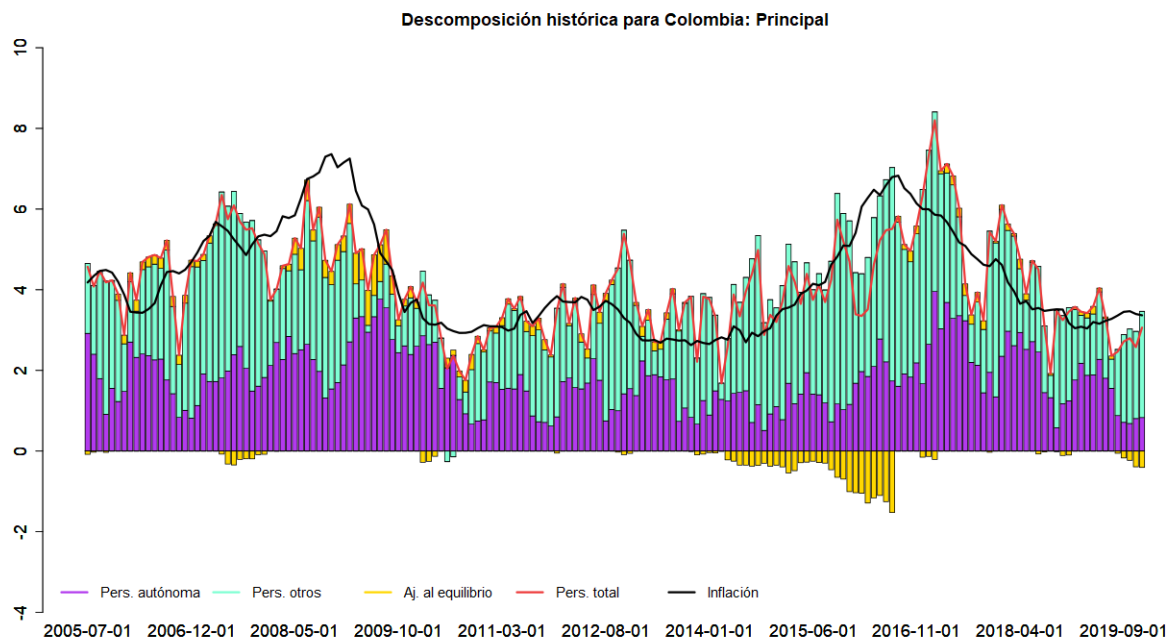
---

desvíos positivos del incremento de precios respecto a la meta en 2014 y 2015 están 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).

<sup>35</sup> 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).

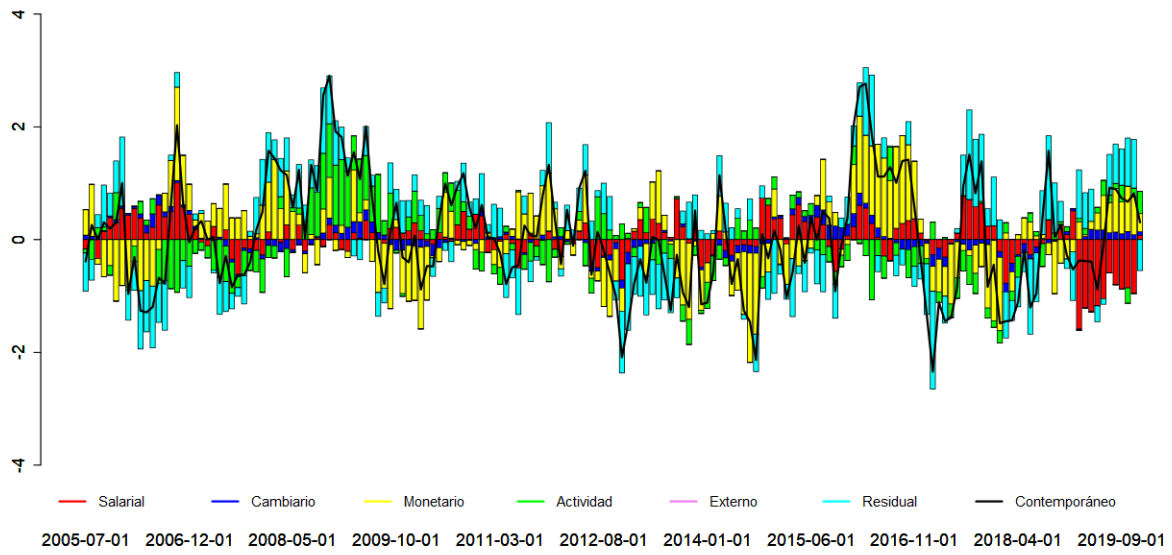
elementos residuales<sup>36</sup>. Mostrando, luego una disminución sostenida hasta el final de la muestra. Para este país, la persistencia propia y la persistencia de los demás determinantes tienen una contribución más pareja; con un aporte algo mayor de esta última.

El componente contemporáneo tuvo un aporte en valores positivos importantes entre 2008 y 2009, y también desde mediados de 2015 hasta fines de 2016. 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).



<sup>36</sup> 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: 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.

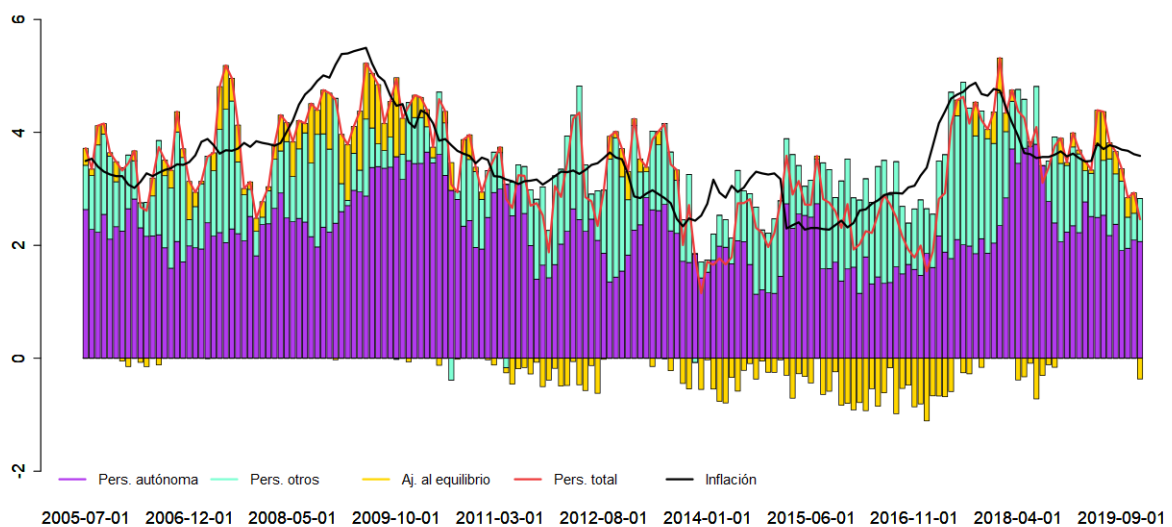
Descomposición histórica para Colombia: Efecto contemporáneo



## v. México

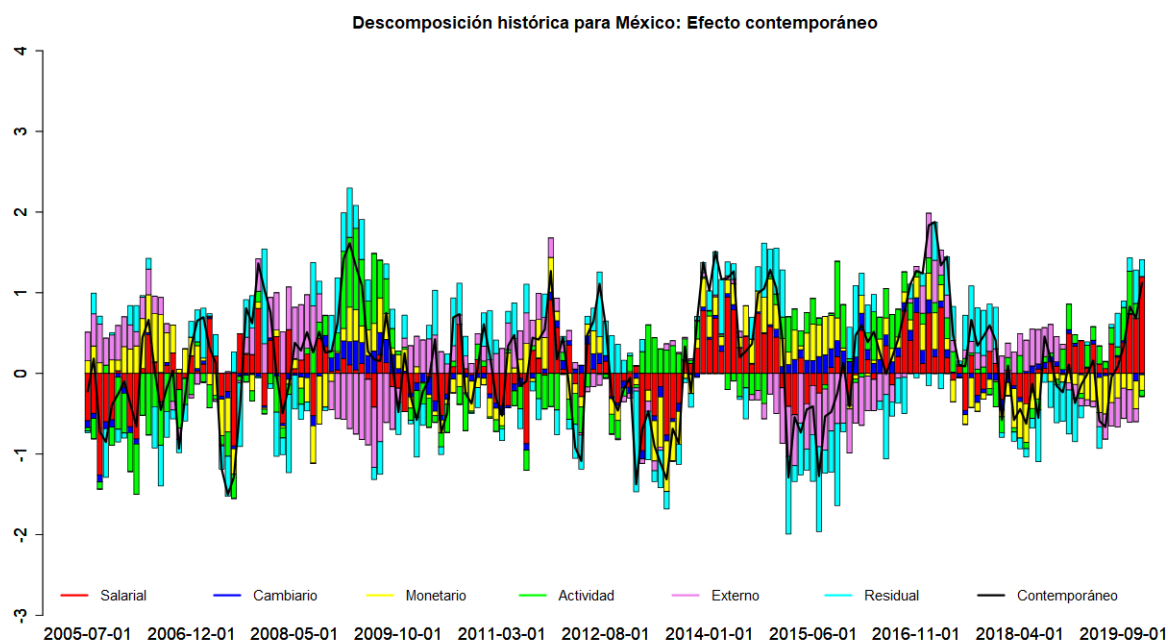
La inflación en México en el período bajo análisis fue también relativamente estable, con valores en promedio de 4% aproximadamente. Adicionalmente, experimentó un leve aumento de estos registros justo antes de la Crisis Global de 2009, para luego evidenciar valores por debajo del promedio hasta fines 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.

Descomposición histórica para México: Principal





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. 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.



## vi. Uruguay

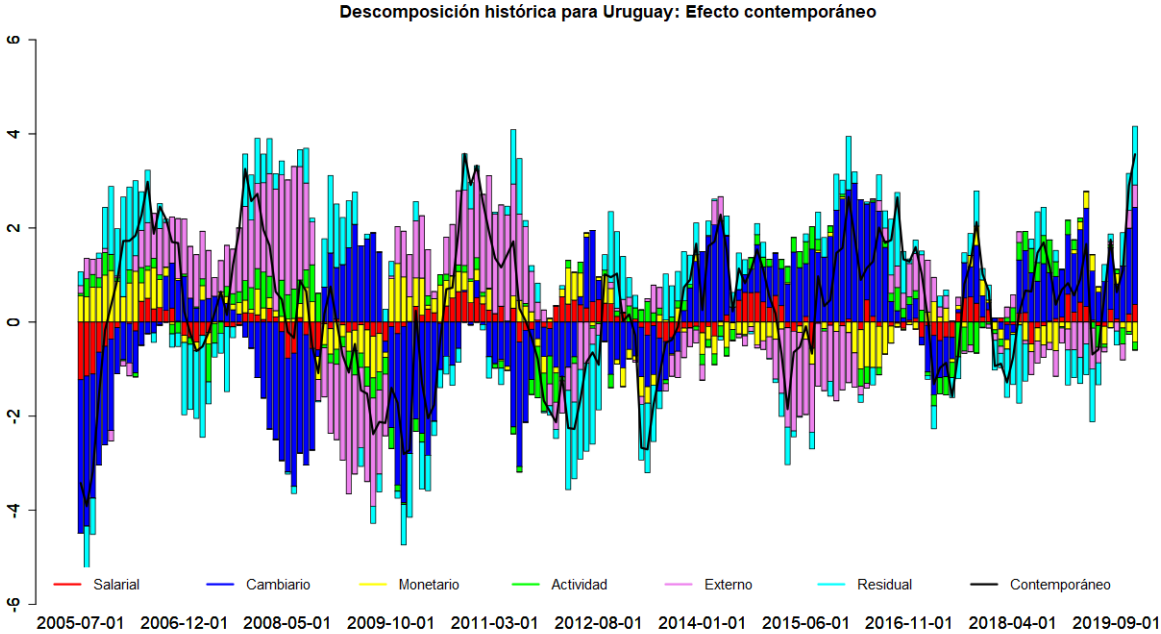
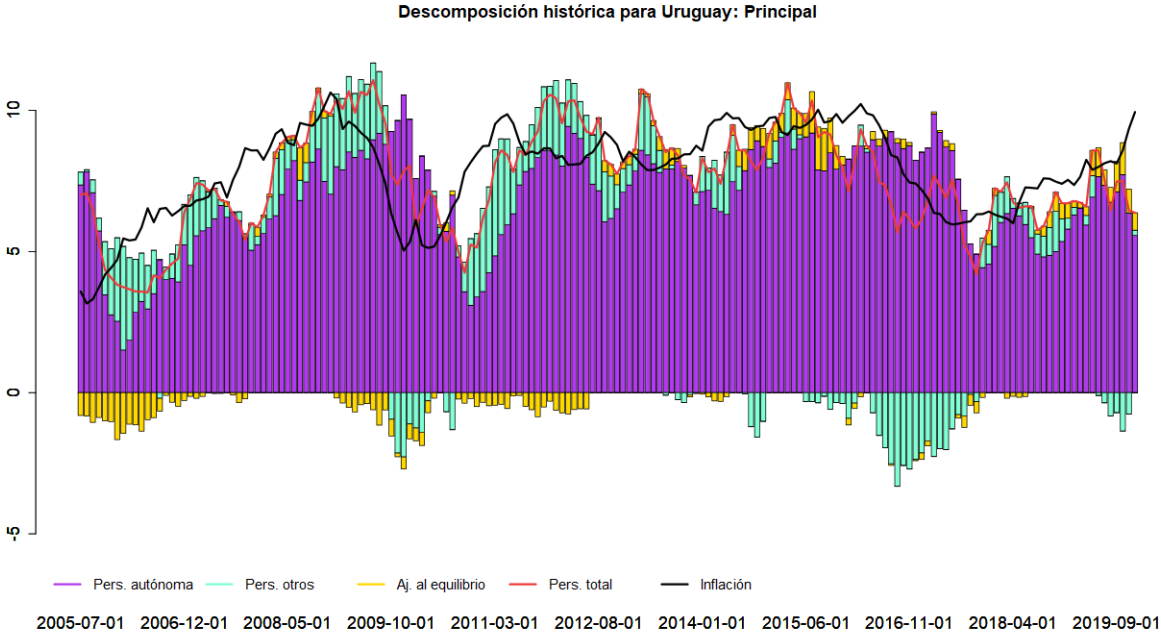
Durante la muestra, la inflación en Uruguay se ubicó en torno a un promedio de 8%, con desaceleraciones temporarias observadas en torno a la Crisis Financiera Global y comenzando 2017. Como se observa en el primer gráfico, este es un caso también donde el componente de persistencia propia tiene la mayor capacidad explicativa<sup>37 38</sup>; similar a los casos de Argentina y

<sup>37</sup> 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-1987-agosto-2012) como con ventanas móviles de 10 años.

<sup>38</sup> 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).

Brasil. De todos modos, observamos que la suma de los componentes de persistencia muestra diferencias significativas con la inflación observada.

Esta diferencia, explicada por las “sorpresas” contemporáneas (como se ve en la segunda figura), 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.



## IV. 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.

Le 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.

## V. Referencias

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, No 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 No. 26*, Banco Central de Venezuela, Gerencia de Investigaciones Económicas.

Andrews, D.W.K. y H-Y Chen, 1994. “Approximately Median - unbiased Estimation of Autorregresive 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 2006 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.
- Benati, L., 2008. "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes". *Quarterly Journal of Economics*, 123 (3), pp. 1005-1060.
- 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*.
- Blagrove, 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, núm. 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), núm. 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.
- 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](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*.

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.

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.

Garayalde, E. G., 2012. "Persistencia de la inflación en Uruguay". *Documento de trabajo 013-2012*, Banco Central del Uruguay.

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](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 Coinategration-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, 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*.
- Melolinna, 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, Núm. 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.
- Okun, A. M., 1970. "The Political Economy of Prosperity". Washington, DC: The Brookings Institution.
- 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.

- Pivetta, F. y R. Reis, 2007. "The Persistence of Inflation in the United States". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31 (4), pp. 1326-1358.
- 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.
- 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, Núm. 460, pp. 1167-1179.
- Stock, J. H. y M. W. Watson, 2007. "Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?". *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1), pp. 3-33.
- 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.
- 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*, No. 19.

Zarzosa Valdivia, F., 2020. "Inflation Dynamics in the ABC (Argentina, Brazil and Chile) countries". *Ensayos de Política Económica*, vol. III, No. 2, pp. 78-99.

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



## A. Anexo: 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"> <li>Índice de precios al consumidor nacional, núcleo, índice, para los períodos 2003-2006 y 2016-2019 (INDEC).</li> <li>Índices de precio al consumidor de las ciudad de Buenos Aires y de la provincia de San Luis</li> </ul>	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"> <li>q 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).</li> <li>Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BCRA, INDEC).</li> <li>Desempleo. Elaboración propia en base a la tasa de desocupación abierta (INDEC).</li> <li>Índice de tipo de cambio real multilateral (BCRA).</li> </ul>	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	IMF - PCP

(petroleum), Natural Gas, Coal Price and Propane Indices.

## 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	Elaboración propia en base a las siguientes series: <ul style="list-style-type: none"> <li>Rendimento médio nominal habitual do trabalho principal - RMs - R\$ - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Mensal de Emprego (IBGE/PME).</li> <li>Salário nominal - indústria - índice (média 2006 = 100) - SP - - Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo, Levantamento de Conjuntura (Fiesp).</li> </ul>	IPEA - Data
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"> <li>PIB no agropecuario. Elaboración propia en base a la serie: Índice de Atividade Econômica do Banco Central - IBC-Br (BCB).</li> <li>Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BCB).</li> <li>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 Estadística, 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).</li> </ul>	BCB, IBGE

	<ul style="list-style-type: none"> <li>TCR. "Índice da taxa de câmbio real efetiva" (IPCA) - Jun/1994=100 (BCB).</li> </ul>	
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"> <li>Índice IPCX.</li> <li>Índice IPC SAE</li> </ul>	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"> <li>Índice nominal de remuneraciones (base enero 2006=10).</li> <li>Índice nominal de remuneraciones (base 2016=10).</li> </ul>	INE - CHL
Y 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"> <li>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).</li> <li>Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BCC).</li> <li>Desempleo. Tasa de desocupación, nacional (BCC).</li> <li>TCR. Índice de tipo de cambio real – TCR, base promedio 1986=100 (BCC).</li> </ul>	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"> <li>• Índice de salarios nominales de la industria manufacturera (empleados y obreros) (Base: promedio mensual 1990=100).</li> <li>• Índice de salarios nominales de la industria manufacturera total (Base: promedio mensual 2014=100).</li> <li>• Índice de salarios nominales de comercio minorista (base 2019=100).</li> </ul>	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"> <li>• 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).</li> <li>• Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BANREP).</li> <li>• Desempleo. Tasas desempleo - Porcentaje de fuerza de trabajo, Total nacional (BANREP).</li> <li>• TCR. ITCRIPC: Índice de tasa de cambio real que utiliza las ponderaciones totales y el IPC como deflactor (BANREP).</li> </ul>	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"> <li>Nominal Wages: index (BID)</li> <li>Remuneraciones Medias Nominales por Personal Ocupado, 2013 = 100, Remuneraciones Medias por Persona Ocupada (BANXICO).</li> </ul>	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"> <li>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).</li> <li>Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BANXICO).</li> <li>Desempleo. Indicadores económicos de coyuntura, tasa de desocupación mensual de la ENOE, 15 años y más, Nacional (BANXICO).</li> </ul>	BANXICO

	<ul style="list-style-type: none"> <li>TCR. Índice de tipo de cambio real (ITCR) con precios al consumidor y con respecto a 111 países (BANXICO).</li> </ul>	
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	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"> <li>PIB no agropecuario. Elaboración propia en base a: Producto Interno Bruto por Industrias, Serie armonizada a precios constantes de 2005 (BCU).</li> <li>Inflación núcleo. Se emplea la misma construcción que para la variable IPCX incluida en los modelos de inflación (BCU).</li> <li>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).</li> </ul>	BCU, INE - UY

	<ul style="list-style-type: none"> <li>TCR. Tipo de cambio real, Efectivo Global, Base 2017=100 (BCU).</li> </ul>	
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

## B. Anexo: Metodología para el Análisis de Largo Plazo

Es importante recordar que se dice que una variable es integrada de orden  $d$  (denotada por  $I(d)$ ) si debe ser diferenciada “ $d$ ” veces para transformarse en una serie estacionaria ( $I(0)$ ). A finales de la década de los ochenta, la idea de la modelación econométrica de variables integradas se asoció al concepto de cointegración desarrollado por Engle y Granger (1987): dos variables  $y_t$  y  $x_t$  ambas  $I(1)$  están cointegradas si existe una combinación lineal de ambas variables que es estacionaria ( $I(0)$ ). La estrategia metodológica seguida por Engle y Granger asume un modelo condicional válido de  $y_t$  en  $x_t$ . Las estimaciones, en la práctica, diferirán según la normalización arbitraria implícita en la selección de la variable del lado izquierdo de la ecuación. Además, diferentes normalizaciones arbitrarias podrán alterar los resultados de Engle y Granger. Una de las principales críticas a esta metodología es, entonces, que se estima una única ecuación, seleccionando previamente cuál es la variable endógena.

Es importante reconocer que es natural construir un modelo empírico seleccionando previamente las variables que se van a tratar como endógenas y exógenas. Sin embargo, el concepto de exogeneidad es la herramienta que utiliza la econometría aplicada para resolver problemas asociados con las formas de especificación y la selección de variables exógenas. El cumplimiento de las condiciones de exogeneidad débil permite inferencias estadísticas válidas (estimación y test de hipótesis) en un modelo econométrico. Intuitivamente, la exogeneidad débil de las variables ubicadas del lado derecho de la ecuación significa que no hay pérdida de información relevante al condicionar las variables endógenas en estas variables exógenas.

Engle, Hendry y Richard (1983) definen tres conceptos de exogeneidad, débil, fuerte y super, dependiendo del propósito del modelo, inferencia, pronóstico y evaluación de políticas y de los parámetros de interés. Básicamente el concepto de exogeneidad débil permite modelar un grupo de variables (las endógenas) sin necesariamente especificar cómo se determina el segundo grupo de variables (las exógenas).

Formalmente, si interpretamos a la regresión de  $y_t$  en  $x_t$  como la representación en forma de modelo de la función de densidad condicional de “ $y$ ” dado “ $x$ ” ( $D_{y/x}$ ), y si  $D_{yx}(y_t, x_t; I_{t-1}, \varphi)$  es la función de densidad conjunta, esta última puede factorizarse de acuerdo con la definición de densidad condicional como:

$$D_{yx}(y_t, x_t; I_{t-1}, \varphi) = D_{y/x}(y_t, x_t; I_{t-1}, \varphi_1) \cdot D_x(x_t; I_{t-1}, \varphi_2)$$

donde  $I_{t-1}$  es el conjunto de información previo a “ $t$ ” y  $\varphi$  representa el conjunto de parámetros que caracterizan a  $D_{yx}$ . De acuerdo con esta expresión, “ $x$ ” es exógena débil para un conjunto de parámetros de interés denotados como  $\varphi$  si ellos pueden obtenerse modelando sólo la función condicional. Para esto deben cumplirse dos condiciones: i) que el conjunto de parámetros  $\varphi$



pueda particionarse en  $\varphi_1$  y  $\varphi_2$ , sin pérdida de información relevante, lo cual se conoce como “*sequential cut*” y  $\varphi_1$  y  $\varphi_2$  resultan “*variation free*”, lo que pasa en uno no afecta al otro (no habría “*cross-restrictions*” entre ellos) y ii) que los parámetros de interés sean sólo una función de  $\varphi_1$ .

En el caso de variables integradas, la Cointegración por Sistemas, siguiendo la metodología de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) permite evaluar una condición necesaria para la exogeneidad débil. El punto de partida de este enfoque es generalizar el concepto de cointegración a un conjunto de variables que no se sabe a priori si son exógenas. Los modelos VAR (sistema conjunto) cointegrados (VECM) pueden verse como un marco general dentro del cual se puede describir el comportamiento económico en términos de corto y largo plazo. Esta forma reducida permite testear exogeneidad débil evaluando cuál de las variables del sistema responde a las desviaciones de la relación de equilibrio o de largo plazo (ver Johansen, 1992, Urbain, 1992, Ericsson, 1994, Juselius 2006).

Esta metodología se puede analizar para el sistema más simple con dos variables y un rezago (Ericsson, 1994). Sea (1a) y (1b) la representación VAR de  $y_t$  y  $x_t$  (que también se puede interpretar como una forma reducida),

$$y_t = \pi_{11} y_{t-1} + \pi_{12} x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1a)$$

$$x_t = \pi_{21} y_{t-1} + \pi_{22} x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \varepsilon_t \approx \text{IN}(0, \Omega) \quad (1b)$$

$$\text{donde } \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}; \Omega = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{pmatrix}$$

En el caso de variables I(1), una reparametrización del sistema permite evaluar tanto la presencia de cointegración (la relación a largo plazo entre  $y_t$  y  $x_t$ ) como la exogeneidad débil (para los parámetros de interés a estudiar).

El número de relaciones de cointegración se puede evaluar a través del rango de una matriz estrechamente relacionada con  $\Pi$ , que se obtiene reescribiendo las ecuaciones (1) de la siguiente forma,

$$\Delta y_t = \pi_{11}^* y_{t-1} + \pi_{12}^* x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2a)$$

$$\Delta x_t = \pi_{21}^* y_{t-1} + \pi_{22}^* x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2b)$$

$$\text{donde } \Pi = \{ \pi_{ij}^* \} \text{ and } \pi_{ij}^* = \pi_{ij} - 1 \text{ si } i=j \text{ y } \pi_{ij}^* = \pi_{ij}, \text{ si } i \neq j.$$

Si el rango de la matriz  $\Pi$  es cero las variables serán dos caminos aleatorios independientes, el modelo debe escribirse en primeras diferencias. Si la matriz es de rango completo, las variables serán estacionarias y se podrá modelar el VAR con las variables en niveles. Si  $\Pi$  no es de rango completo, puede factorizarse como  $\Pi = \alpha \beta'$  donde  $\beta'$  son “vectores de cointegración” (las relaciones de largo plazo) y  $\alpha$  los pesos con que cada una de estas relaciones entra en cada una de las ecuaciones del sistema. Esta factorización no es única:  $\Pi = \alpha \cdot \beta' = \alpha P \cdot P^{-1} \beta' = \alpha^* \beta^*$ , por lo cual es común normalizar por una de las variables haciendo su coeficiente igual a 1. En el caso de dos variables, encontrar cointegración, implica que  $r=1$  y los vectores  $\alpha$  y  $\beta'$  sean  $2 \times 1$  y  $1 \times 2$ , respectivamente:  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$  y  $\beta' = (\beta_1, \beta_2)$ . El segundo vector puede escribirse,  $\beta' = (1, -\delta)$ , (normalizando el coeficiente de  $y_t$ ) y el sistema de ecuaciones (2) puede reescribirse como,

$$\Delta y_t = \alpha_1 (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (3a)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (3b)$$



donde  $\alpha_1 = \pi_{11}^*$ ;  $\alpha_2 = \pi_{21}^*$ ;  $\delta = -\pi_{12}^* / \pi_{11}^* = -\pi_{22}^* / \pi_{21}^*$ .

Este es un modelo conjunto de  $y_t$  y  $x_t$  (condicional a su pasado) expresado como un Vector Equilibrium Correction Model (VECM). Este sistema puede expresarse en términos del modelo condicional y marginal,

$$\Delta y_t = \gamma_1 \Delta x_t + \gamma_2 (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + v_{1t} \quad (4a)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (4b)$$

donde  $\gamma_1 = \omega_{12} / \omega_{22}$  y  $\gamma_2 = \alpha_1 - (\omega_{12} / \omega_{22}) \alpha_2$ .

La ecuación (4a) es un modelo de Corrección al Equilibrio (EqC). En esta especificación se requiere que  $\alpha_2=0$  para que se cumpla la condición de exogeneidad débil (Urbain, 1992) y, por lo tanto, (4a) sea validado como un modelo condicional. Los parámetros del modelo condicional estimado pueden obtenerse solamente de (4a). En este caso la ecuación simple de  $y_t$  en  $x_t$  es validada y se puede estimar por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

En un contexto multivariado, la metodología de Johansen y Juselius partiría de:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (t = 1, 2, \dots, T)$$

donde  $X_t$  es una secuencia de vectores aleatorios con componentes  $(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{pt})$  y las innovaciones  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$  tienen distribución normal.

Dado que la mayoría de las variables económicas no son estacionarias en sus niveles, los modelos VAR como el anterior, generalmente se estiman en primeras diferencias. Si bien esto satisface el requisito de variables estacionarias, también implica cierta pérdida de información respecto de la relación de largo plazo entre las variables e inclusive, una especificación incorrecta si las series están cointegradas.

Johansen y Juselius sugieren escribir el modelo previo en una forma equivalente,

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} - \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

donde

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad (i = 1, \dots, k-1)$$

$$\Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$$

La única diferencia con la versión en primeras diferencias de un VAR es la incorporación del término  $\Pi X_{t-k}$ , esta matriz  $\Pi$  es la que incorpora la información sobre las relaciones de largo plazo entre las variables  $X$ .

Como se explicó para el caso de dos variables, la cointegración podrá detectarse examinando el rango de la matriz  $\Pi$ : si  $\Pi$  tiene rango 0, todos los elementos de  $X_t$  tienen una raíz unitaria y se recomienda la estimación en primeras diferencias, si  $\Pi$  tiene rango completo  $p$ , los elementos de  $X_t$  son estacionarios en niveles. El caso interesante a estudiar es cuando  $0 < \text{rango}(\Pi) = r < p$ . En este caso se dice que existen  $r$  relaciones de cointegración entre los elementos de  $X_t$ . Si  $\Pi$  tiene rango  $r < p$ , esto implica  $\Pi = \alpha \beta'$ , donde  $\beta$  es la matriz de vectores de cointegración y  $\alpha$  es una matriz de los coeficientes del modelo de Corrección al Equilibrio.

Johansen y Juselius (1990) demostraron que  $\beta$  puede estimarse como el autovector asociado con los  $r$  autovalores mayores, y significativos que se obtienen al resolver;

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$$

donde  $S_{00}$  representa la matriz de momentos de los residuos de una regresión de mínimos cuadrados de:

$\Delta X_t$  en  $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ ,  $S_{kk}$  es la matriz de momentos de los residuos de una regresión de mínimos cuadrados de:

$X_{t-k}$  en  $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$  y  $S_{0k}$  es la matriz de momentos de productos cruzados.

Utilizando estos autovalores se puede evaluar la hipótesis de que hay como máximo  $r$  vectores de cointegración con el siguiente test, denominado test de Traza:

$$\lambda_{tr(r)} = -T \sum_{r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

donde  $\hat{\lambda}_i$  son los  $p - r$  menores autovalores.

Además de analizar la existencia de relaciones de cointegración, la metodología de Johansen y Juselius (1990) permite evaluar diferentes hipótesis sobre los elementos de las matrices  $\alpha$  y  $\beta$ . Se compara el modelo que incorpora la restricción (hipótesis sobre el o los elementos de las matrices) con el modelo que no la incorpora con el siguiente test,

$$(-2) \ln(Q) = -T \sum_1^r \ln\{(1 - \hat{\lambda}_i^*) / (1 - \hat{\lambda}_i)\}$$

donde  $\hat{\lambda}_i^*$  y  $\hat{\lambda}_i$  son los  $r$  mayores autovalores cuando la restricción ha sido impuesta y cuando no lo ha sido.

El test se distribuye como  $\chi^2$  con  $r(p - s)$  grados de libertad.

Concluyendo, la metodología de Johansen y Juselius puede considerarse como una síntesis de la metodología VAR - pero enriquecida con la incorporación del término de Corrección al Equilibrio para distinguir efectos de corto y largo plazo - y de los enfoques más cercanos a la teoría económica - pero a través de una forma reducida de expresar modelos simultáneos dinámicos. Este tipo de análisis permite caracterizar las propiedades temporales de las series, conjuntamente con las posibles relaciones de cointegración, indicando también las eventuales direcciones de los modelos condicionales.

### C. Anexo: 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)	Mexico, 1986Q1-2010Q2	M1 deflactado por IPC	1.505	-1.67		Cointegración de Johansen/Engle-Granger
Villca et al. (2020)	Mexico, 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 Vilca et al. (2020) para Chile no resultó significativo.

## D. Anexo: 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 ( $y_t$ ):

$$\begin{aligned}
 y_t &= Y_t - \bar{Y}_t \\
 \bar{Y}_t &= \bar{Y}_{t-1} + g_t + \varepsilon_t^{\bar{Y}} \\
 g_t &= \theta g^{SS} + (1 - \theta)g_{t-1} + \varepsilon_t^g \\
 y_t &= \phi y_{t-1} + \varepsilon_t^y
 \end{aligned}$$

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 ( $U_t$ ):

$$\begin{aligned}
 u_t &= \bar{U}_t - U_t \\
 \bar{U}_t &= (1 - \tau_4)\bar{U}_{t-1} + \tau_4\bar{U}^{SS} + \bar{U}_t^g + \varepsilon_t^{\bar{U}} \\
 \bar{U}_t^g &= (1 - \tau_3)\bar{U}_{t-1}^g + \varepsilon_t^{\bar{U}^g} \\
 u_t &= \tau_2 u_{t-1} + \tau_1 y_t + \varepsilon_t^u
 \end{aligned}$$

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 ( $\pi_t$ ) que es permanente (tendencia o *steady state*,  $\pi_t^{trend}$ ) respecto de aquellos más transitorios (brecha de inflación,  $\pi_t^{gap}$ ). 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  $\rho$  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  $\varepsilon_t^{\pi^{gap}} \sim N(0, \sigma_{\pi^{gap}}^2)$ .

$$\begin{aligned}\pi_t &= \pi_t^{trend} + \pi_t^{gap} \\ \pi_t^{trend} &= \pi_{t-1}^{trend} + \varepsilon_t^{\pi^{trend}} \\ TCR_t &= TCR_t^{trend} + TCR_t^{gap} \\ TCR_t^{trend} &= \rho + \varepsilon_t^{TCR^{trend}} \\ TCR_t^{gap} &= \tau_5 TCR_{t-1}^{gap} + \varepsilon_t^{TCR^{gap}} \\ \pi_t^{gap} &= \lambda_1 \pi_{t-1}^{gap} + \lambda_2 E(\pi_{t+1}^{gap}) + \beta y_t + \gamma TCR_t^{gap} + \varepsilon_t^{\pi^{gap}}\end{aligned}$$

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 Blagrove 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<sup>39</sup>.

<sup>39</sup> 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:

