

Cambios en la dinámica inflacionaria de la República Argentina (2004-2020). Un análisis a través del filtro de Kalman

Changes in the inflation dynamics of the Argentine Republic (2004-2020). An analysis through the Kalman filter

Ernesto Gabriel Pizarro Levi

Resumen

Objetivo: analizar los cambios en la dinámica de la inflación de Argentina entre los años 2004 y 2020.

Metodología: se utiliza el filtro de Kalman con el objeto de estimar la relación entre las variables bajo estudio identificando a través de la evolución en el tiempo de los coeficientes estimados, cuáles de ellas permiten explicar el comportamiento de los procesos inflacionarios de Argentina.

Resultados: los coeficientes estimados presentan fluctuaciones a través del tiempo. El tipo de cambio y la inercia inflacionaria son las variables con mayor incidencia.

Limitaciones: el filtro de Kalman soluciona un problema en la estimación de parámetros no estables en el tiempo, pero no es posible hablar estrictamente de determinantes de la inflación sino de cambios en la dinámica inflacionaria.

Originalidad: en línea con algunos estudios contemporáneos, se comprueba que la inflación argentina puede ser explicada por diversas variables.

Conclusiones: el estudio permite conocer la influencia de distintas variables en los recurrentes procesos inflacionarios de Argentina, identificando la importancia de cada una de ellas en la explicación del fenómeno.

Palabras clave: filtro de Kalman, inflación, Argentina, dinámica inflacionaria.

Clasificación JEL: C01, C32, C51, E3, E31.

Abstract

Objective: the aim of this study is to analyze the changes in the dynamics of inflation in Argentina between the years 2004 and 2020.

Methodology: the Kalman filter is employed to estimate the relationship between the variables under study. By tracking the evolution of the estimated coefficients over time, this method identifies which variables explain the behavior of inflationary processes in Argentina.

Results: the estimated coefficients exhibit fluctuations over time. Exchange rates and inflationary inertia are the variables with the greatest impact.

Limitations: while the Kalman filter addresses the issue of estimating time-varying parameters, it does not strictly determine the causes of inflation but rather changes in inflation dynamics.

Originality: consistent with contemporary studies, this research confirms that Argentinian inflation can be explained by several variables.

Conclusions: the study provides insights into the influence of different variables on the recurring inflationary processes in Argentina, highlighting the significance of each to explain the phenomenon.

Key Words: Kalman filter, inflation, Argentina, inflation dynamics .

JEL Classification: C01, C32, C51, E3, E31.

Ernesto Gabriel Pizarro Levi. Universidad Nacional de Chilecito, Departamento de Ciencias Básicas y Tecnológicas, La Rioja, Argentina.

Correo: epizarro@undec.edu.ar ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3756-6940>

Introducción

El problema de la inflación, sus causas y las estrategias para reducirla, indudablemente figura como uno de los aspectos más debatidos entre los responsables de formular políticas económicas. En América Latina, este fenómeno ocupa un lugar prominente en las agendas económicas de gobiernos con diversas orientaciones políticas. En países en donde la inflación se presenta como un fenómeno persistente y crónico, como en el caso de Argentina, el proceso inflacionario se establece como uno de los temas de mayor relevancia y complejidad.

Entre 2004 y 2020, Argentina ha enfrentado un desafío constante relacionado con el incremento de la inflación. Dicho problema económico ha marcado un escenario de constante preocupación y debate en el país, con repercusiones significativas en diversos aspectos de la vida cotidiana y de la estabilidad macroeconómica. El tenaz fenómeno inflacionario experimentado por el país no sólo ha repercutido en el poder adquisitivo de los ciudadanos argentinos, sino que también ha representado desafíos importantes para las autoridades gubernamentales en su búsqueda por estabilizar la economía, promover un crecimiento sostenible en el tiempo y mejorar la distribución del ingreso.

Dada la diversidad de teorías explicativas que envuelven al problema de la inflación, la discusión sobre los factores que la causan se caracteriza más por las contradicciones que por los consensos. Este fenómeno, al ser complejo y bastante ambiguo, resulta aún más intrincado debido a la amplia gama de soluciones propuestas por la teoría económica y quienes hacen las políticas (Heymann, 1986). Aunque numerosos estudios teóricos intentan abordar la dinámica de los factores que intervienen en los aumentos de precios, muchos de ellos, provenientes de los paradigmas más convencionales, convergen en una explicación de raíz monetaria (Graña, 2020). Por consiguiente, a pesar de sus matices, estas teorías coinciden en

la noción ortodoxa de que la inflación es, en todo lugar, un fenómeno impulsado por la cantidad de dinero en circulación (Friedman, 1968).

Sin embargo, debido a la complejidad inherente de los procesos inflacionarios, este fenómeno no puede ser reducido a una sola causa. Si consideramos que la inflación es un proceso dinámico, debemos reconocer que no existe una única explicación ni una solución universal para abordarla (Olivera, 1964).

De acuerdo con lo señalado hasta este punto, el propósito principal de este trabajo consiste en analizar los cambios en la dinámica inflacionaria de Argentina para el periodo comprendido entre 2004 y 2020. Específicamente, se busca identificar, a través de la evolución a lo largo del tiempo de los coeficientes estimados, las variables que explican (y la fuerza - dirección de la explicación) el comportamiento de la inflación en el periodo indagado. A partir de estos objetivos, se emplea la metodología econométrica conocida como filtro de Kalman (Kalman, 1960; Harvey, 1981) a los efectos de capturar las fluctuaciones de los coeficientes estimados en el tiempo.

La investigación busca ampliar, profundizar y actualizar el análisis existente sobre la dinámica inflacionaria en Argentina, ofreciendo una visión más detallada y precisa de su evolución a lo largo del tiempo y los factores que la han influenciado. La aplicación del filtro de Kalman podría representar una contribución metodológica significativa al campo de la economía argentina, dado que no es un enfoque comúnmente utilizado. Igualmente, los resultados obtenidos pueden servir como punto de partida para investigaciones futuras sobre la inflación no solo en el país sino en económicas con contextos similares, proporcionando un antecedente para la expansión del conocimiento en ese ámbito.

Luego de esta introducción, el trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección siguiente se plantea la revisión de la literatura efectuada acorde al tema de investigación. Después,

en la tercera sección, se presenta la metodología empleada, los datos y el análisis estadístico y econométrico de la información. En el cuarto apartado se exhiben los resultados obtenidos y, en la sección quinta, la discusión en torno a los mismos. En el sexto apartado se postulan las reflexiones finales del trabajo.

Revisión de la Literatura

La inflación es un fenómeno que ha capturado la atención de académicos, diseñadores y hacedores de políticas económicas durante décadas. La razón es muy simple, un aumento generalizado de los precios repercute negativamente sobre el bienestar general de la sociedad en términos de aumentos del costo de vida de los individuos. Una mayor inflación implica que un consumidor¹ paga una mayor cantidad de dinero por un conjunto representativo de los bienes y servicios que habitualmente adquiere (Heymann, 1986; De Gregorio, 2008).

No obstante, los estudios sobre los determinantes de este fenómeno presentan demasiados claroscuros constituidos a partir de la multiplicidad de enfoques teóricos y metodológicos con los que se aborda la cuestión. A su vez, los mismos otorgan complejidad al análisis del problema mientras que constituyen una parte de la propia evolución del pensamiento económico (Solow, 1969; Frisch, 1983). Por lo tanto, es insuficiente concebir una explicación única y universal para la inflación y sus diversas causas. Si se asume que se trata de un problema de múltiples determinantes no debiera existir una única solución plausible, ni tampoco debe negarse que se trata de un aspecto sumamente dinámico, persistente y que ocasiona serios inconvenientes sobre el desenvolvimiento normal de las economías por su relación con otras variables tanto en su determinación como en sus efectos (Heymann, 1986).

¹ Un productor puede pagar una mayor cantidad de dinero por los insumos que utiliza para la producción de bienes y servicios (Olivera, 1964).

En el variado plano teórico de la inflación, se abre un abanico demasiado grande sobre las posibles causas que la provocan y que nos remontan casi por obligación, a los debates que se originaron en los últimos años de la década de 1960 entre la ortodoxia y la heterodoxia económica. Estas discusiones, aunque asumiendo diferentes matices, en cierta manera han coexistido hasta la actualidad. La explicación más longeva sobre la génesis inflacionaria proviene de las visiones monetaristas², en donde el nivel de precios depende proporcionalmente de la cantidad de dinero. En efecto, la inflación obedece a una emisión monetaria por encima de la tasa de crecimiento de la economía, en donde un aumento del dinero en manos del público se traduce indiscutiblemente en una convalidación del aumento de precios (Roca, 2000).

Bajo esta concepción, el monetarismo señala que la expansión monetaria, y el déficit fiscal, actúan como un verdadero estímulo de la inflación al generar demandas que ejercen presión sobre el mercado y terminan elevando los precios (Olivera, 1964). Es el Estado, a través de sus Bancos Centrales, el responsable de controlar la emisión “desmedida” de dinero, de regular los créditos del sistema bancario y de llevar adelante las medidas propuestas para el “control” de la inflación. Entre sus recomendaciones más comunes, se encuentran la reducción del déficit fiscal mediante una disminución del gasto público, el congelamiento de salarios, la creación de impuestos al consumo, el aumento de las tasas de interés para controlar el crédito, la libre flotación del tipo de cambio y, por supuesto, la no emisión de dinero (Roca, 2000).

Aunque para los monetaristas más modernos como (Carr y Darby, 1981; Harberger, 1975; Lucas, 1973; Mundell, 1963; Friedman, 1968; Cagan, 1956) existe una brecha temporal entre dinero e

² Para una versión pretérita de la teoría monetarista, véase (Hume, 1752) “*Of money, and other economic essays*”.

inflación, para la cual se admite la existencia de rezagos o adelantos en el efecto de una variable sobre otra. La esencia teórica detrás de todo ello se encuentra sustentada en la propuesta monetarista prístina. Así, todo proceso inflacionario tiene un único y común explicativo que será siempre de origen monetario (Friedman, 1968; Von Mises, 1960).

El análisis del proceso inflacionario desde la perspectiva del mercado requiere determinar si es un exceso de demanda o una insuficiencia de oferta. La inflación por demanda surge cuando la demanda agregada supera a la oferta agregada, ocurriendo en una economía en pleno empleo. Este tipo de inflación refleja aumentos generalizados de precios debido al crecimiento acelerado de componentes como el consumo, la inversión, el gasto público o las exportaciones, sin un aumento correspondiente en la producción. La presencia de capacidad ociosa puede provocar “cuellos de botella” si la demanda crece más rápido que la oferta en ciertos sectores (Roca, 2000; Kicillof & Nahón, 2006; Heymann, 1986).

Luego otra explicación sumamente difundida es la de inflación por costos, que ocurre cuando los costos de producción se encarecen ocasionando un aumento de precios por parte de los productores para mantener sus márgenes de beneficios. Ambos efectos señalados, que pueden parecer excesivamente triviales, traen consigo dos soluciones totalmente diferentes entre sí, pero divulgadas ampliamente por la literatura. Si el problema radica en la demanda, la solución es similar (por no decir idéntica) a la propuesta monetarista de aplicar recortes en los gastos, reducir la cantidad de dinero y bajar los salarios (vía congelamiento).

Sin embargo, si el verdadero problema se halla por el lado de la oferta, una política acorde con lo que se ha expuesto es sumamente desacertada, ya que es necesario ampliar la producción de manera total o en aquellos sectores, ramas y/o actividades que generen los “cuellos de botella” (Roca, 2000). Aún ante estos aspectos, algunos

economistas atribuyen a dichos efectos inflacionarios una causal proveniente, exclusivamente, del lado de los salarios de los trabajadores al cual se refieren como “inflación salarial” (Olivera, 1964).

En este contexto, los enfoques monetaristas, de insuficiencia de oferta y de exceso de demanda pueden complementarse. Desde la perspectiva ortodoxa, se argumenta que un aumento salarial y de precios debe ir acompañado de un incremento en la demanda para que surja la inflación. Además, la oferta monetaria debe aumentar junto con los precios para garantizar la disponibilidad de medios de pago suficientes. Las recomendaciones para combatir la inflación se centran en controlar los aumentos salariales y evitar políticas monetarias y fiscales expansivas (Lavoie, 2022; Roca, 2000).

En este sentido, si bien dentro de la ortodoxia económica existen diferentes líneas que intentan explicar los determinantes de la inflación, en cierta medida todas terminan confluyendo sobre un punto en común: el reconocimiento de los excesos de la demanda como determinantes de los procesos inflacionarios (Roca, 2000). Según (Lavoie, 2022), la inflación explicada desde la óptica de la demanda simboliza uno de los paradigmas dominantes de la teoría económica ampliamente difundida por los principales economistas a nivel internacional.

Tal como indica (Taylor, 2019), el fenómeno de la inflación desde una perspectiva unificada de la demanda puede ser explicado mediante la existencia de un producto potencial, consistente con un nivel de inflación evidentemente estable, que es superado por un producto efectivo en determinadas situaciones. Ante estos sucesos, los bancos centrales, cuyo objetivo es el control inflacionario, modifican la tasa de interés de acuerdo con el comportamiento de ese producto. Si la inflación supera los objetivos propuestos por la autoridad monetaria, la tasa de interés debe ser aumentada. Igualmente, y desde el lado de la oferta, el banco

central deberá mantener políticas macroeconómicas acordes y confiables que eviten, por ejemplo, una expansión monetaria que luego repercute en un aumento del nivel general de precios.

En contrapartida a lo expuesto un conjunto de teorías económicas intentan arrojar luz al fenómeno inflacionario, muchas desde una mirada propia e intrínseca de los países en vías de desarrollo. Dichas teorías, que actúan como una refutación formal a los postulados ampliamente difundidos por la ortodoxia, sostienen que los aumentos de los precios no tienen un único origen monetario sino multicausal y responden, particularmente, a las rigideces y asimetrías de la propia economía. Entre los diversos rasgos que pueden existir, el estrangulamiento externo suele ser uno de los ejemplos más comunes (Lavoie, 2022).

Así, desde una óptica más heterodoxa, el fenómeno inflacionario de los países de menor desarrollo relativo no solo radica en la cuestión monetaria (o de demanda), sino que es producto de un conjunto de problemáticas que definen a la economía como un todo (Zack et al., 2018b). Entre ellos destaca la distribución del ingreso, los “cuellos de botella” existentes en torno al sector externo y a los sectores productivos, los precios internacionales de las exportaciones, etcétera. La mayoría de estos enfoques teóricos han sido agrupados en el trabajo de (Olivera, 1964) sobre inflación estructural.

En este sentido, el fenómeno inflacionario en los países de menor desarrollo se caracteriza por su constante persistencia y que no pueden resolverse exclusivamente desde una perspectiva más ortodoxa (Vera, 2013). Un aspecto ejemplificador de la complejidad del problema es la inflación ocasionada por las devaluaciones de la moneda (o por los aumentos de los precios de las exportaciones). Si bien detrás de estos efectos puede existir algún resultado expansivo de la economía (Romer, 2013; Tobin, 1965), sin los controles necesarios se terminará produciendo un traslado de precios externos hacia los precios internos.

Dicho proceso se conoce como “inflación cambiaria” (Diamand, 1972) y el mecanismo de traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio hacia los precios domésticos es denominado por literatura como efecto *pass through* (Aron et al., 2014). En este sentido, (Diamand, 1972) sostiene que es la propia estructura productiva de un país de menor desarrollo, comúnmente desequilibrada y heterogénea, la causalidad básica que puede ocasionar devaluaciones cíclicas que terminan redundando en importantes espirales inflacionarias.

En este punto, es donde cobra importancia el entendimiento del fenómeno inflacionario como esquema multicausal (Heymann, 1986). Esto exige un análisis del tipo ecléctico que permita identificar los factores que, aunque yuxtapuestos, actúan a favor de los procesos inflacionarios. En este marco, es posible visualizar un solapamiento de algunas vertientes disidentes del pensamiento económico mainstream (Lavoie, 2022). Existen varios puntos en común que reúnen a escuelas heterodoxas como la estructuralista y la post-keynesiana, por ejemplo, en una misma dirección explicativa de la inflación (Kicillof & Nahón, 2006). No obstante, la atención a la existencia de múltiples factores determinantes del fenómeno inflacionario no soslaya el hecho de que la estabilidad de la política monetaria es esencial en la respuesta de los agentes económicos, y que las previsiones precisas ayudan a incrementar dicha estabilidad (Albuquerque & Portugal, 2004). Por el contrario, se considera que la política económica debe ser dinámica, ubicua y no unidireccional (Zack et al., 2018a).

Evidencia empírica sobre la multicausalidad de la inflación

Entre los numerosos estudios que investigan de manera rigurosa los factores que influyen en las dinámicas de los procesos inflacionarios de los países, sobresalen una serie de investigaciones que emplean una variedad de enfoques econométricos. En este sentido, merecen especial atención

los aportes realizados por (Martínez y Galicia, 2019), quienes llevaron a cabo un análisis de corrección de errores enfocado en la economía mexicana. Sus hallazgos resaltan que el precio internacional del petróleo y el tipo de cambio son las variables principales que explican la inflación en dicho país.

Luego, (Trajtenberg et al., 2015) conducen una investigación para 11 países de América Latina durante el período comprendido de 1990 a 2013. Sus resultados indican un carácter multicausal de la inflación y la ausencia de excesos de demanda agregada, importantes para el subcontinente latinoamericano. Además, estos autores destacan la existencia de un factor inercial en los procesos inflacionarios aún en periodos de baja inflación. Estos resultados se condicen estrechamente con los evidenciados por (Vera, 2013), en una revisión ampliada para América Latina, en donde se destaca el origen multicausal del aumento generalizado de los precios y la presencia de un componente de inercia.

Adicionalmente, (Morán, 2014) concluye para Ecuador que los procesos inflacionarios de ese país son explicados por la magnitud de los shocks salariales. Por su parte, (Cuevas, 2008) exhibe para el caso brasileño que la inflación obedece no sólo a choques monetarios y cambiarios, sino también a aspectos fiscales. Evidencia similar es hallada por (Gee Caballero y Limo Anculle, 2016) para Perú.

Para Argentina, adquiere importancia el estudio de (Herken, 1984) quien, empíricamente, contradice la explicación de los procesos inflacionarios de las teorías ortodoxas. Al mismo tiempo, otorga argumentos suficientes para explicar la inflación desde una mirada multicausal, resaltando que las teorías alternativas presentan elementos con mayor capacidad de explicación y predicción que los enfoques convencionales. Más tarde, (Graña, 2020; Dulcich, 2016), mediante diversas metodologías, arriban a resultados en la misma sintonía, destacando que el fenómeno de la inflación

no tiene una única explicación sino una multiplicidad de ellas.

En todos estos artículos, sobresale la existencia de múltiples causales de los procesos inflacionarios. A pesar de la refutación a la unicausalidad de la inflación, existe una relación altamente desigual entre las diversas variables consideradas en los estudios. De acuerdo con esto, se observa que no todos los esquemas de inflación son explicados de la misma manera aun cuando se apoya ampliamente su multicausalidad. Además, la magnitud de la influencia de ciertas variables sobre el fenómeno estudiado es demasiado fluctuante. En efecto, no solo se encuentran resultados heterogéneos de país en país (Morán, 2014; Graña, 2020; Cuevas, 2008) sino también en distintos momentos del tiempo para una misma economía (Graña, 2020; Dulcich, 2016; Vera, 2013).

En este sentido, el fenómeno inflacionario al menos en los países en desarrollo no debe ser explicado sólo por los excesos de la demanda. Es necesario, en todos los casos, la revisión casi obligada de los enfoques alternativos. Estos no sólo apoyan los hallazgos empíricos descritos hasta ahora, sino que también pueden actuar como un fundamento necesario para la construcción de políticas macroeconómicas más acordes, dinámicas, efectivas y ecuanímes (Herken, 1984; Olivera, 1964).

Aplicación del filtro de Kalman al fenómeno inflacionario

Siguiendo con el propósito fundamental de este trabajo, se presentan a continuación un conjunto de estudios identificados dentro de la literatura revisada sobre los determinantes de la inflación y el empleo del filtro de Kalman para su comprobación empírica. En este sentido, el trabajo de (Álvarez et al., 2000), quienes utilizan el filtro de Kalman para estimar la persistencia inflacionaria en Venezuela. Entre sus resultados principales, destacan que la persistencia de la inflación es explicada por factores de credibilidad en la política

económica y por la elevada volatilidad del tipo de cambio. Esta evidencia apoya los hallazgos para el mismo país efectuados por (Dorta et al., 1997).

Demuestran para Colombia que el fenómeno inflacionario es explicado por componentes del dinero y del ingreso real. Igualmente, recalcan la recomendación de que la autoridad monetaria preste suma atención al comportamiento de los agregados monetarios, procurando diferenciar entre componentes permanentes y transitorios. Luego, (Greenslade et al., 2003) aplican la metodología del filtro de Kalman para una estimación de un modelo de curva de Phillips y de la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU) para Reino Unido. Los resultados permiten identificar los causales de la inflación en cada momento del tiempo, y destacan como principales determinantes a la existencia de factores exógenos y a las propias alteraciones de la NAIRU.

Asimismo, (Albuquerque y Portugal, 2004) analizan la relación entre el tipo de cambio y la inflación brasileña para el periodo 1980-2002 mediante el filtro de Kalman. Los resultados muestran que el entorno inflacionario y el régimen cambiario tienen una influencia sumamente importante sobre el efecto *pass through* del tipo de cambio a los precios, siendo estos los principales factores explicativos de la inflación de Brasil. Conclusiones similares son encontradas por (Giannelli, 2011) llegó a conclusiones similares para Uruguay, al igual que (Idrovo y Baires, 2014) para Nicaragua.

A nivel nacional, (Aubone et al., 1988) estiman un modelo multicausal de la inflación a partir del uso de filtros de Kalman para el periodo 1970-1987. Sus principales resultados, indican la existencia de múltiples causales de los procesos inflacionarios de Argentina existiendo una interesante variabilidad de los coeficientes estimados a lo largo del tiempo. Los causales son la inercia inflacionaria, los salarios, el tipo de cambio y la cantidad de dinero. Aún a pesar de los hallazgos empíricamente aportantes de la investigación de

(Aubone et al., 1988), los mismos resultan hoy desactualizados. No se encontraron investigaciones recientes que utilicen filtros de Kalman para estimaciones de esta índole en Argentina. Igualmente, se desconoce la existencia de estudios cuyos objetivos y métodos sean iguales o similares a los del presente trabajo. En este sentido, el aporte de este análisis, es aplicar la metodología propuesta al fenómeno de la inflación de Argentina y, a partir de ello, brindar una explicación respecto a qué variables explican su dinámica.

Abordaje metodológico

Se adopta la técnica del filtro de Kalman (Kalman, 1960), para indagar los cambios que podrían existir a lo largo del tiempo en los valores estimados de los coeficientes de las variables. El filtro de Kalman constituye el principal procedimiento para estimar sistemas dinámicos representados en la forma de estado-espacio (*state-space*). La representación estado-espacio es esencialmente una notación conveniente para la estimación de modelos estocásticos en donde se asumen errores en la medición del sistema. Esto posibilita el estudio de un amplio rango de modelos de series temporales (Harvey, 1981; Solera-Ramírez, 2003; Peña, 2005). Entre los usos más comunes, se encuentran la modelización de componentes no observables de las series y la estimación de parámetros que, por alguna razón intrínseca a los datos, cambian a lo largo del tiempo. El filtro de Kalman es un procedimiento estrictamente matemático que opera a partir de un algoritmo que establece un mecanismo de predicción y corrección.

Siguiendo a (Harvey, 1981), la representación simplificada del estado-espacio viene dada por la siguiente Ecuación:

$$S_t = V\beta_t + A\zeta_t \quad (1)$$

Donde S_t es un vector $nx1$ de las variables observadas. V y A son matrices fijas de orden mxn y mxn que se presuponen constantes. β_t y ζ_t son

vectores de orden $m \times 1$ y $n \times 1$ de variables de estado y de los errores respectivamente. Asimismo, se considera que los errores poseen características de Ruido Blanco (*white noise*) con media cero y matriz de covarianza Q_t . El tiempo, t , viene dado por $t = 1, \dots, T$.

En este sentido, la existencia de una Ecuación de transición, que se caracteriza por regir las fluctuaciones del vector de estado β_t , se denota como

$$\beta_t = \lambda_t \beta_{t-1} + \phi_t e_t \quad (2)$$

λ_t y ϕ_t son matrices fijas de orden $m \times m$ y $m \times k$, respectivamente. e_t es un vector $k \times 1$ de los errores con media cero y matriz de covarianza R_t (Solera-Ramírez, 2003; Harvey, 1981). Los errores de ambas ecuaciones, e_t y ζ_t , no presentan autocorrelación y partiendo de un vector de estado del momento inicial Γ_0 , se tiene que

$$(\zeta_t, e_t) \sim WN[(0, 0), (Q_t, 0, 0, R_t)] \quad (3)$$

$$E(\Gamma_0, \zeta_t) = 0 \quad (4)$$

$$E(\Gamma_0, e_t) = 0 \quad (5)$$

De acuerdo con lo expuesto, el filtro de Kalman estimará al proceso anterior utilizando una “especie de control” de retroalimentación. Esto significa que estima el proceso a algún momento en el tiempo y obtiene la retroalimentación por medio de los datos observados. Bajo esta perspectiva, las ecuaciones que se utilizan para derivar el filtro de Kalman se clasifican en dos grupos. En el primero, se hallan aquellas que se encargan de actualizar el tiempo, y en el segundo, aquellas relacionadas con la predicción y/o actualización de los datos observados.

Las primeras ecuaciones, son las encargadas de la proyección del estado al momento t tomando como referencia al estado en $t - 1$ y a la actualización intermedia de la matriz de covarianza del estado (Q_t). Las segundas ecuaciones son las responsables de la retroalimentación, es decir, se encargan de incorporar nueva información dentro de la estimación anterior. En síntesis, el filtro

de Kalman permite la obtención de un *feedback* a partir de cada estimación que, en cierta medida, va sofisticando el modelaje inicial y con el cual se estima un nuevo valor.

En este sentido, los procedimientos se llevan a cabo en dos etapas. En primer lugar, exige generar un predictor óptimo $b_{t-1/t}$, para el momento t del tiempo, considerando toda la información disponible en ese instante. Este procedimiento es efectuado mediante ecuaciones de medida. En segundo lugar, se actualiza el predictor obtenido a través de la incorporación de nuevas observaciones provenientes del vector S_t . Esto se lleva a cabo mediante ecuaciones de actualización. Dicho reajuste se denota como b_t .

El método del filtro de Kalman proporciona un medio ventajoso de estimación, debido a que minimiza estadísticamente los errores medios cuadráticos de los estimadores. Del mismo modo, si los errores siguen una distribución normal y el estimador del vector de estado es el mejor de un conjunto de estimadores, los estimadores de medida y actualización también serán los mejores. Si los estimadores no cumplen con las condiciones de normalidad, los resultados serán válidos, si y sólo si, se hallan dentro de un conjunto de estimadores lineales (Solera-Ramírez, 2003).

Por su parte, (Novales, 2018) propone una reducción de la **Ecuación 1** de la siguiente manera

$$S_t = V\beta_t + u_t \quad (6)$$

donde S_t es escalar, V es ahora un vector $m \times 1$, u denota los errores cuya media es cero y su varianza es $Q_t = \sigma^2 g_t$, y t indica el tiempo ($t = 1, \dots, T$).

Suponiendo que los coeficientes siguen un proceso como el que se describe en la **Ecuación 2** y el término de error e_t se comporta como un ruido blanco con media cero y matriz de covarianza $R_t = \sigma^2 n_t$, se tiene que b_t es un estimador lineal de mínimo error cuadrático de β_t siendo su matriz de covarianza igual a $\sigma^2 p_t$. Asimismo, $b_{t-1/t}$

es un estimador lineal de mínimo error cuadrático de $\beta_{t/t-1}$, cuyo andamiaje es el conjunto de información contenida en $I_{t-1} = (S_1, S_2, \dots, S_{t-1})$. La matriz de covarianza de $b_{t-1/t}$ viene dada por $\sigma^2 p_{t/t-1}$.

De igual manera, bajo la conjetura de que σ^2 , R_t , g_t , ϕ_t y λ_t se conocen y que además en el momento t se conoce el estimador b_{t-1} de β_{t-1} , donde su matriz de covarianza es $\sigma^2 p_{t-1}$, las funciones de medida **Ecuación 7 y 8** y de actualización **Ecuación 9 y 10** quedan definidas de la siguiente forma

$$b_{t-1/t} = \lambda_t b_{t-1} \quad (7)$$

$$p_{t-1/t} = \lambda_t p_{t-1} \lambda_t^* + \phi_t n_t \phi_t^* \quad (8)$$

$$b_t = b_{t-1/t} + p_{t-1/t} V_t f_t^{-1} (s_t - V_t^* b_{t-1/t}) \quad (9)$$

$$p_t = p_{t-1/t} - p_{t-1/t} + V_t f_t^{-1} V_t p_{t-1/t} \quad (10)$$

Igualmente, debe trabajarse bajo el supuesto de que los parámetros están determinados por un proceso markoviano de orden uno. Es decir, que la probabilidad de que ocurra un determinado evento depende del evento inmediatamente anterior (Harvey, 1981; Peña, 2005; Pérez, 2008).

Modelo utilizado

Para dar comienzo al análisis empírico, se tienen en cuenta algunas de las recomendaciones realizadas por (Aubone et al., 1988; Peña, 2005; Zack et al., 2018b). En este sentido, se parte de un modelo³ sencillo determinado por la siguiente especificación funcional

$$\pi = f(\pi_{t-s}, e_{t-s}, M_{t-s}, \varpi_{t-s}, C_{t-s}) \quad (11)$$

donde $s = 1, \dots, i$, i indica la cantidad de retardos.

Todas las variables de la **Ecuación 11** se expresan en logaritmos naturales. La variable π representa al índice de precios al consumidor (IPC), e la variación del tipo de cambio nominal

³ Existen otras variables que explican el fenómeno inflacionario que no son capturadas por este modelo sencillo.

(TCN), M el valor del agregado monetario M1, ϖ una medida de la puja distributiva cuyo procedimiento de cálculo se desarrolla más adelante, y C denota una serie conformada por los precios internacionales de las materias primas más importantes para Argentina.

Como estrategia metodológica, se incorpora complementariamente a la **Ecuación 11** una variable *dummy* (φ) que diferencia la crisis internacional de 2008 y que ayuda a captar sus efectos a partir de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal (variable e). Esta variable ficticia asume valores entre 0 y 1 y para nuestro caso, se le asigna un valor igual a 1 al periodo de tiempo comprendido entre octubre de 2008 y diciembre de 2013.

La **Ecuación 11** considera algunos elementos importantes. El primero, y de acuerdo con (Aubone et al., 1988; Zack et al., 2018b), se tiene un componente de inercia o de persistencia de la inflación denotado por los rezagos de la variable endógena (π_{t-s}). En la misma línea, se incorporan aspectos relacionados a los costos como la variación del tipo de cambio, el indicador de la puja distributiva y los precios internacionales de un conjunto de materias primas. Por último, el agregado M1 nos aproxima a la cantidad de dinero que circula en la economía y al factor monetario.

Del mismo modo, se supone que los parámetros que explican a las variables de la **Ecuación 11** fluctúan a lo largo del tiempo. Esto no es considerado un hecho trivial, sino que es intrínseco a las repercusiones que tienen las políticas económicas y las expectativas de los agentes. En otras palabras, una modificación de las políticas (o de las expectativas) tendrá diversos efectos en el tiempo sobre la realidad de la economía. De aquí la relevancia de la metodología econométrica empleada (Andere, 2000).

Datos y variables elegidas

Se recurrió a la selección de varias variables explicativas con el propósito de inquirir sobre las posibles influencias estadísticas entre las mismas. El análisis comprende el periodo temporal

2004-2020, y se emplean datos mensuales desde el mes de enero del año 2004 hasta el mes de marzo de 2020. Si bien se distingue la existencia de datos para los meses restantes del año 2020 (de abril a diciembre), debido a la pandemia global de COVID-19 (SARS-CoV-2) y a las medidas de contención adoptadas por Argentina, se decidió establecer como punto de corte temporal el mes de marzo. El tamaño de la muestra abarca un total de 195 observaciones para cada una de las variables seleccionadas.

Cómo se hizo mención, entre las variables elegidas se tiene al índice de precios al consumidor (IPC), proveniente de fuentes como el Instituto Nacional de Estadística y Censos de Argentina (INDEC) y de 7 institutos provinciales de estadísticas (Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Neuquén, San Luis, Mendoza, Santa Fe, Tucumán y Córdoba). En este sentido, y siguiendo algunas estrategias tomadas por (Zack et al., 2018b), es importante realizar algunas aclaraciones pertinentes respecto al IPC utilizado en este trabajo.

En primer lugar, los datos desde enero de 2004 hasta noviembre de 2006 provienen del INDEC. Debido a la advertencia realizada por la institución sobre uso de series estadísticas que abarquen el periodo enero de 2007-diciembre de 2015, se utiliza, entre enero de 2007 y julio de 2016, el valor medio de los IPC publicados por cada una de las jurisdicciones señaladas. En segundo lugar, dado que las estadísticas argentinas fueron revisadas durante el año 2016 por diversos organismos nacionales e internacionales, el presente trabajo a partir del mes de agosto de 2016 y hasta marzo de 2020, retoma el uso de los datos publicados por el INDEC. Se trabaja entonces con una serie del IPC emparejada con el objeto de evitar posibles estimaciones falsas.

Además, se emplea información sobre el tipo de cambio nominal respecto al dólar estadounidense y del agregado monetario M1, ambos obtenidos del Banco Central de la República Argentina (BCRA). Igualmente, se construye una canasta de

precios internacionales de un grupo de materias primas específicas para el caso argentino. Los mismos se encuentran relacionados con productos agropecuarios como el maíz, la soya, el trigo y la carne y con productos energéticos como el petróleo y el gas. La fuente de estos datos son el Fondo Monetario Internacional (FMI) y la Bolsa de Comercio de Rosario (BCR).

Para la puja distributiva (Zack et al., 2018a; Zack et al., 2018b; Graña, 2020), se efectúa el cálculo de una variable del costo laboral unitario (Zack et al., 2018b; Graña, 2020). Para tal efecto, se emplean datos de las remuneraciones totales y de la cantidad de trabajadores registrados en Argentina provenientes del SIPA, además de información del producto interno bruto.

De acuerdo con esto, la expresión algebraica de la variable puja distributiva corresponde a

$$\varpi_t = CLU = \frac{w_t}{\frac{PBI_t}{L_t}} \quad (12)$$

ϖ_t representa la puja distributiva en el momento t , W_t las remuneraciones totales de los trabajadores en el momento t , PBI_t el producto bruto interno argentino en el momento t y L_t la cantidad de trabajadores registrados en el país en el momento t .

Estrategia de estimación y diagnóstico previo de los datos utilizados

La estrategia efectuada para la estimación de la **Ecuación 11** se realiza en dos etapas. En primer lugar, se estima un modelo lineal y, en segundo lugar, se efectúa una corrección de las estimaciones iniciales empleando el filtro de Kalman. Ambos procedimientos econométricos permiten evidenciar las diferencias entre coeficientes fijos y coeficientes que pueden cambiar a través del tiempo. Como se hizo mención, se utilizan datos mensuales que comprenden el periodo de enero de 2004 a marzo de 2020.

A partir del análisis previo efectuado sobre todas las variables, se corroboró la presencia de

estacionalidad. De acuerdo con (Espasa, 1977), se efectuó la desestacionalización de estas recurriendo al método X12 ARIMA, pero antes advirtiendo que los diagnósticos previos deben llevarse a cabo sobre las series originales. Metodológicamente esto es importante dado que, sin una comprobación a priori de los datos sin transformar, las relaciones de las variables dentro de un modelo se pueden distorsionar y, perceptiblemente, crear estimaciones espurias si se aplica cualquier corrección antes de conocer su verdadera estructura.

Debido a los retrasos existentes entre la fluctuación de una variable y las repercusiones que puede generar sobre otra, es necesario emplear rezagos (h) tanto para la variable explicada como para cada una de las variables explicativas que integran la **Ecuación 11**. Teniendo en cuenta el fenómeno económico que se intenta analizar, existe un periodo de tiempo hasta que el proceso de inflación se materializa luego del cambio producido en alguna de las variables que podrían explicarlo. Si bien existen múltiples ilustraciones sobre el por qué de estos efectos tardíos, (Andere, 2000) señala que las propias condiciones estructurales de las economías pueden constituir las causas más importantes en especial en países de menor desarrollo.

En este sentido, se efectúa el cálculo de la cantidad de retardos a utilizar con el objeto de obtener el número óptimo. El procedimiento práctico de la comprobación implica partir de la **Ecuación 11** con un valor de rezagos igual a cero ($h=0$) e ir aumentando, de uno en uno, el valor de h . La elección del número óptimo de retardos se efectúa mediante los menores criterios de información de Akaike (AIC) y de Schwarz-Bayesian (BIC). Complementariamente, se emplearon los criterios de predicción final del error (PFE) y el de Hannan-Quinn (HQC) con el objeto de otorgar robustez estadística a la elección. En este caso, las pruebas apoyan la utilización de tres rezagos ($h = 3$).

Adicionalmente, el tratamiento de series temporales exige si los datos cumplen efectivamente con las condiciones de estacionariedad. Para ello, es necesario demostrar que las variables no presentan problemas de raíces unitarias. La teoría ofrece diversas pruebas para corroborar la estacionariedad de las series temporales. En este caso, y con el fin de dar robustez al análisis econométrico, se emplean las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF), de Phillips-Perron (PP) y de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt y Shin (KPSS). El nivel de confianza utilizado para la verificación de la estacionariedad de las series, de acuerdo con (Peña, 2005), puede ser del 95% o del 99%. Sin embargo, el uso del 99% (o de un nivel de significancia del 1%) reduce la probabilidad de cometer el error de tipo I (Pérez, 2008); se trabaja con este último valor.

En este sentido, las pruebas indican que todas las variables presentan raíces unitarias (las series temporales no son estacionarias). Por otra parte, y de acuerdo con la diferenciación aplicada a las variables, las pruebas ADF y PP demuestran que las variables son estacionarias en primeras diferencias. Asimismo, la prueba KPSS indica que variables no son estacionarias (se rechaza la H_0 de estacionariedad) y, para el caso de las series en primeras diferencias, se acepta la hipótesis nula de estacionariedad. Los tres métodos de comprobación indican que los datos utilizados bajo las transformaciones pertinentes son los adecuados para dar continuidad al análisis. Finalmente, no se detecta la existencia de raíces unitarias en los residuos de acuerdo con la evidencia proporcionada por las pruebas de cointegración efectuadas.

En síntesis, las variables utilizadas en este trabajo y que se expresaban inicialmente en logaritmos naturales, emplean además primeras diferencias para garantizar su condición de estacionariedad. Estas transformaciones nos obligan a reescribir la **Ecuación 11** de la siguiente forma:

$$\nabla \pi = f(\nabla \pi_{t-s}, \nabla e_{t-s}, \nabla M_{t-s}, \nabla \varpi_{t-s}, \nabla C_{t-s}) \quad (13)$$

Así, s indica la cantidad de retardos que para este caso utiliza un número igual a 3 ($h=3$). Las variables de la **Ecuación 13** se expresan en logaritmos naturales y en primeras diferencias; por ejemplo, la variable $\nabla\pi$ representa el logaritmo del índice de precios al consumidor (IPC) en primeras diferencias, ∇e el logaritmo de la variación del tipo de cambio nominal (TCN) en primeras diferencias y así sucesivamente.

Resultados

Estimación lineal

En primera instancia, se realiza una estimación sencilla de la **Ecuación 13** empleando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La Ecuación por estimar viene dada por:

$$\nabla\pi_t = \mu_0 + \beta_{1,s}\nabla\pi_{t-s} + \beta_{2,s}\nabla e_{t-s} + \beta_{3,s}\nabla M_{t-s} + \beta_{4,s}\nabla\varpi_{t-s} + \beta_{5,s}\nabla C_{t-s} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Nótese que la **Ecuación 14** es una amplificación de la **Ecuación 13** y que $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$.

Adicionalmente, se incorporó una variable *dummy* (φ) a la **Ecuación 13** con el propósito de controlar los efectos de la crisis internacional del año 2008. Así, la variable ficticia asume valores iguales a 1 entre los meses de octubre de 2008 hasta diciembre de 2013. El procedimiento también se efectuó a través de MCO. De esta forma, las ecuaciones a estimar de los subperiodos son:

$$\nabla\pi_t = \mu_0 + \beta_{1,s}\nabla\pi_{t-s} + (\beta_{2,s} + \gamma_{2,s}\varphi_t)\nabla e_{t-s} + \beta_{3,s}\nabla M_{t-s} + \beta_{4,s}\nabla\varpi_{t-s} + \beta_{5,s}\nabla C_{t-s} + \varepsilon_t \quad (15)$$

El periodo previo y posterior a octubre 2008 a diciembre 2013 (previo y después crisis internacional):

$$E(\nabla\pi_t / \varphi_t = 0, \nabla e_{t-s}) = \mu_0 + \beta_{1,s}\nabla\pi_{t-s} + \beta_{2,s}\nabla e_{t-s} + \beta_{3,s}\nabla M_{t-s} + \beta_{4,s}\nabla\varpi_{t-s} + \beta_{5,s}\nabla C_{t-s} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Periodo octubre 2008 a diciembre 2013 (crisis internacional):

$$E(\nabla\pi_t / \varphi_t = 1, \nabla e_{t-s}) = \mu_0 + \beta_{1,s}\nabla\pi_{t-s} + \beta_{2,s}\nabla e_{t-s} + \beta_{3,s}\nabla M_{t-s} + \beta_{4,s}\nabla\varpi_{t-s} + \beta_{5,s}\nabla C_{t-s} + \varepsilon_t \quad (17)$$

La estimación lineal de la **Ecuación 14** presenta algunos resultados que deben tratarse con prudencia. Se denota que no todas las variables son estadísticamente significativas al 1%. Del mismo modo, los signos esperados de las estimaciones no se condicen en todos los casos con lo expresado por la teoría económica. El modelo indica cierta inestabilidad, respecto a la elevada variabilidad de los datos, en torno a la significancia de los parámetros y a los signos encontrados **Tabla 1.A**.

Con la incorporación de la variable *dummy* **Ecuación 15**, se logra captar un factor exógeno de la variable variación del tipo de cambio nominal (∇e). Esta nueva estimación permitió una estabilización del modelo al menos en términos de variabilidad y de los signos esperados. Las variables ∇M , $\nabla\varpi$ y $\nabla\varphi$ no resultaron estadísticamente significativas. Sin embargo, ante la significancia de la variación del tipo de cambio (∇e), y observando los resultados estadísticos obtenidos para φ , aparece una notable contradicción desde el punto de vista de la teoría económica. La lectura de estos resultados indica, entre octubre de 2008 y diciembre de 2013, que el tipo de cambio no tuvo influencia alguna sobre el índice de precios. Es decir, la crisis internacional excluyó a las fluctuaciones del tipo de cambio como elemento explicativo de la inflación argentina **Tabla 1.A**.

Ahora bien, a diferencia de la estimación de la **Ecuación 14**, el Test de Ramsey (*reset test*) para la **Ecuación 15**, no apoya la correcta especificación del modelo (se rechaza la hipótesis nula de estabilidad lineal). Si bien pueden existir diversas razones por las que el test de Ramsey indica que el modelo no se encuentra correctamente especificado (Idrovo & Baires, 2014), una explicación plausible puede ser la existencia de coeficientes

que fluctúen a lo largo del tiempo por lo que una estimación por MCO es inadecuada **Tabla 1.A**.

Estimación por filtro de Kalman

El filtro de Kalman se aplicó sobre la **Ecuación 14**. Esta metodología permite obtener fluctuaciones de los coeficientes de las variables bajo estudio. La Ecuación de medida viene determinada por:

$$\pi_{t,Kalman} = \mu_0 + \beta_{1,s} \nabla \pi_{t-s} + \beta_{2,s} \nabla e_{t-s} + \beta_{3,s} \nabla M_{t-s} + \beta_{4,s} \nabla \varpi_{t-s} + \beta_{5,s} \nabla C_{t-s} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Las ecuaciones de estado son:

$$\mu_0 = \Theta_1 + \Theta_2 \mu_{t-1} + \psi_{\mu,t} \quad (19)$$

$$\beta_{1,t} = \beta_{11} + \beta_{12} \beta_{1,t-s} + \beta_{12} \varphi_{11} + \psi_{\beta_{1,t}} \quad (20)$$

$$\beta_{2,t} = \beta_{21} + \beta_{22} \beta_{2,t-s} + \psi_{\beta_{2,t}} \quad (21)$$

$$\beta_{3,t} = \beta_{31} + \beta_{32} \beta_{3,t-s} + \psi_{\beta_{3,t}} \quad (22)$$

$$\beta_{4,t} = \beta_{41} + \beta_{42} \beta_{4,t-s} + \psi_{\beta_{4,t}} \quad (23)$$

$$\beta_{5,t} = \beta_{51} + \beta_{52} \beta_{5,t-s} + \psi_{\beta_{5,t}} \quad (24)$$

donde se cumplen los supuestos sobre los términos de error de las ecuaciones de medida y de estado especificadas anteriormente. En la Ecuación de actualización o de estado **Ecuación 20**, es en donde se incorpora el factor exógeno de la crisis internacional de 2008 mediante la variable *dummy* (φ). Adicionalmente, Albuquerque y Portugal (2004) indican que si la estructura de estado-espacio de los vectores de estado se restringen a una caminata aleatoria (*random walk*), los errores de los coeficientes son indelebles. Ahora, si existe un proceso autorregresivo de orden 1 (AR(1)), las fluctuaciones de los parámetros se consideraran transitorios.

En la **Tabla 1** se presentan los resultados promedios de la estimación de los coeficientes a lo largo del tiempo obtenidos por intermedio del filtro de Kalman. Se denota la significatividad estadística obtenida al 1% de las variables, excepto para la medida de la puja distributiva ($\nabla \varpi$). Sin embargo, todas las estimaciones presentan el signo económicamente esperado. Las varianzas del intercepto

y de las variables ($\psi_{\mu,t}, \psi_{\beta_{1,t}}, \psi_{\beta_{2,t}}, \psi_{\beta_{3,t}}, \psi_{\beta_{5,t}}$) son significativas al 1%, con lo cual se entrevé la variabilidad de los parámetros estimados en el tiempo. Justamente, el método del filtro de Kalman nos permite capturar estos movimientos que, como se observó, son omitidos por el método de mínimos cuadrados ordinarios.

En lo que respecta a la estimación del intercepto μ_0 , los coeficientes Θ_1 y Θ_2 son significativos al 1% lo cual indicaría, a priori, que la fluctuación de éstos es persistente en el tiempo. Asimismo, las estimaciones para la variación del tipo de cambio y la interacción con la variable *dummy* introducida para captar los efectos de la crisis internacional de 2008, resultaron significativamente distintas de cero al 1%. Nótese que β_{11} indica el efecto transferencia del tipo de cambio sobre los niveles de precios para el periodo siguiente ($t+1$), cuya estimación es igual al 2.4% **Tabla 1**.

En efecto, un aumento del tipo de cambio en un 10% (o una depreciación del peso argentino frente al dólar) eleva en promedio, los niveles de precios en un 0.24%. La significatividad de β_{13} señala un efecto positivo de la crisis internacional sobre el fenómeno inflacionario traducido a través de los movimientos del tipo de cambio. El parámetro β_{21} exterioriza efectos inerciales de la inflación en el tiempo cercanos al 0.05% **Tabla 1**.

En la **Figura 1** se presenta la evolución de los coeficientes correspondientes a la variable variación del tipo de cambio (∇e) y a los rezagos del índice de precios al consumidor ($\nabla \pi_{t-1}$). En lo que respecta a los coeficientes de ∇e , se observa que los mismos fluctúan dentro del intervalo (0.0;0.5) desde enero de 2004 hasta aproximadamente septiembre de 2008, en donde comienzan a crecer hasta octubre del 2011 superando los 0.75 puntos. En el mes de noviembre de 2011, se vislumbra una exigua caída de los valores que se mantienen dentro del intervalo (0.15;0.70) hasta diciembre de 2015. No obstante, su trayectoria en

estos años pasa de momentos de fuertes auges a contracciones importantes. De enero de 2016 a diciembre de 2019 se percibe un crecimiento persistente, alcanzando un máximo de casi un punto (0.997) en noviembre de 2019. A partir de enero de 2020 y hasta marzo de ese mismo año, se entrevé una caída de los coeficientes por abajo del 0.70.

Por su parte, el comportamiento del parámetro de $\nabla\pi_{t-1}$, que denota la parte inercial o persistente del fenómeno inflacionario, asume valores entre 0 y 0.78 entre enero de 2004 y febrero de 2007, para luego comenzar a decrecer y mantenerse dentro del intervalo (0, 0.48) hasta septiembre de 2018. A partir de octubre de 2018, el crecimiento de los coeficientes se acelera acercándose al punto (0.998) en noviembre de 2019. De febrero a marzo de 2020, resalta una caída tenue por debajo del 0.90 **Figura 1**.

La **Figura 2**, por su parte, exhibe los parámetros estimados para las variables ∇M (agregado monetario M1) y ∇C (precios internacionales de las materias primas). Los coeficientes de M presentan valores nulos y negativos entre (2004 y 2006) hasta que se aceleran en diciembre de 2006 indicando que, durante este periodo, una mayor cantidad de dinero tuvo una injerencia nula (o negativa) sobre los niveles de precios. Entre enero de 2006 y febrero de 2019, los valores de los parámetros se revierten haciéndose positivos y fluctúan entre los 0.15 y 0.65 puntos. A inversa de lo señalado más arriba, denotan una relación positiva entre la cantidad de dinero y los precios. Los coeficientes decrecen abruptamente luego de marzo de 2019, producto de la contracción de la cantidad de dinero, y se prolonga hasta mayo de ese año. Desde junio se entrevé un aumento que equipara los valores anteriores a marzo de 2019 y que oscilan, hasta marzo de 2020, entre 0.25 y 0.50 puntos. Sin embargo, es importante resaltar que la evolución de los coeficientes de la variable M presentan una ligera tendencia a la baja desde 2006.

En cuanto a los parámetros de C , el comportamiento es más fluctuante. Entre enero de 2004 y los primeros meses de 2007, se mantuvieron en un intervalo que oscila entre 0.00 y 0.37 puntos. Después, se acrecentaron notablemente por encima de los 0.42 puntos hasta la crisis internacional de 2008. Desde 2010, volvieron a acrecentarse, pero sin alcanzar los niveles anteriores al periodo de la crisis. Empero, se distingue una caída sostenida de los coeficientes entre 2013 y 2020 **Figura 2**. No se analizó la evolución de los parámetros de la variable ϖ (puja distributiva) debido a su no significancia estadística.

Dando continuidad al análisis, en la **Tabla 2** se presentan las medidas de correlación entre la variable bajo estudio y las variables explicativas obtenidas mediante el filtro de Kalman. Las medidas de correlación arrojan los signos esperados y presentan significancia desde el punto de vista estadístico, excepto para la variable ϖ cuya correlación es baja y no resulta significativamente distinta de cero. Cabe señalar que la existencia de correlación entre las variables, no indica la presencia de causalidad estricta en sentido estadístico (Pérez, 2008). En este trabajo, cabe resaltar, se han indagado los factores que explican la dinámica inflacionaria de Argentina.

Finalmente, es crucial destacar que se realizaron pruebas exhaustivas para validar los residuos del modelo estimado a través del filtro de Kalman. Estas pruebas abarcaron la verificación de la normalidad, pruebas de autocorrelación y la evaluación del comportamiento de la varianza. En el **Tabla 2.A** se presentan de manera resumida las distintas pruebas realizadas, las cuales aseguran la confiabilidad del modelo y la validez del análisis llevado a cabo. No obstante, es importante tener en cuenta que, aunque la evidencia empírica obtenida sea de gran valor, se debe interpretar teniendo en cuenta los detalles encontrados a partir de las diferentes comprobaciones estadísticas aplicadas a los residuos del modelo.

Discusión y reflexiones finales

El entendimiento de la dinámica inflacionaria requiere de un análisis amplio y dinámico que posibilite la identificación de los factores que contribuyen en su explicación. Así, un enfoque ecléctico resulta adecuado para indagar, o al menos aproximarse, al proceso inflacionario de Argentina (Zack et al., 2018a) aún cuando se trata de un trabajo bastante complejo (Heymann, 1986) y se tiene una elevada posibilidad de captar solo una parte de las variables que explican este problema que repercute negativamente sobre el bienestar general de la sociedad (Heymann, 1986; Roca, 2000).

En este sentido, en el presente trabajo el fenómeno de la inflación es abordado desde una perspectiva multi-determinante a partir de la utilización del método estadístico del filtro de Kalman. Entre los principales resultados obtenidos se identifica la significatividad estadística de las estimaciones de las variables bajo estudio, excepto para la medida de la puja distributiva (ϖ)⁴. La significancia de las matrices de varianzas del intercepto y de las variables señala que los parámetros fluctúan a lo largo del tiempo, lo cual justifica el uso del filtro de Kalman como metodología alternativa a la estimación por MCO **Tabla 1**.

De los valores obtenidos para el intercepto (μ_0), se desprende que las fluctuaciones de éstos son persistentes a través del tiempo **Tabla 1**, lo cual indica que cualquier cambio en dichos valores seguirá teniendo efectos sobre las demás estimaciones en los periodos futuros (Harvey, 1981; Soleras-Ramírez, 2003). Del mismo modo, cualquier modificación de una variable tardará un determinado tiempo en repercutir sobre otra (Albuquerque & Portugal, 2004; Andere, 2000; Idrovo & Baires, 2014; Aubone et al., 1988). La utilización de una variable *dummy* para captar los efectos de la crisis internacional del año 2008, verifica que sus repercusiones se tradujeron

mediante el tipo de cambio a los niveles de precios domésticos. Lo señalado exhibe un mecanismo de transferencia de las fluctuaciones del TCN a los niveles de precios (*pass through*) cercano al 9.6% durante el subperiodo comprendido entre los meses de octubre de 2008 y diciembre de 2013 (Significancia estadística de β_{13}) **Tabla 1**.

Del mismo modo, las estimaciones destacan la presencia de un efecto *pass through* promedio del tipo de cambio sobre los niveles de precios $t + 1$ para todo el periodo bajo estudio (enero de 2004-marzo de 2020), del 2.4% (β_{11}). El análisis empírico, además, arroja que el efecto del tipo de cambio sobre los precios es de un 78% promedio frente a una depreciación del 1% anual (β_{12}) **Tabla 1**. En este marco, se evidencia que el tipo de cambio nominal es una de las variables más importantes en la explicación del fenómeno inflacionario de Argentina (Graña, 2020; Zack et al., 2018b).

La evolución de los coeficientes estimados para la variabilidad del tipo de cambio nominal, exhiben un aumento de éstos a partir del año 2008. En 2011 ese aumento se desacelera y con momentos de auges y contracciones se mantiene en torno a los 0.15 y 0.70 puntos. En este contexto, destacan los efectos de la crisis financiera internacional del 2008 que repercutió en una mayor demanda de dólares y, por lo tanto, en un aumento del tipo de cambio, la introducción de controles cambiarios en 2011 y la devaluación del peso en 2014. La salida brusca del cepo cambiario en 2016 se vislumbra en un aumento considerable del valor de los parámetros hasta diciembre de 2019. El decrecimiento observado a partir de enero de 2020 puede ser explicado por el nuevo control de cambios aplicados por la nueva administración con objeto de aplacar los aumentos significativos del dólar **Figura 1**.

Igualmente, se verifica la existencia de un componente inercial de inflación alrededor del 0.05% promedio **Tabla 1**. De acuerdo con la **Figura 1**, la persistencia de la inflación se mantuvo contenida en un intervalo que osciló entre -0.2 y 0.8 puntos durante 2004 y comienzos de 2007. No obstan-

⁴ Debe recordarse que el análisis se efectúa mediante la utilización de variables logarítmicas, desestacionalizadas y en diferencias.

te, los coeficientes se redujeron entre el segundo trimestre de 2007 y hasta septiembre de 2008. A partir de entonces, los valores comenzaron a crecer sostenidamente y se prolongaron hasta febrero del año 2020; asimismo, se observa que de cara al segundo trimestre de 2020 (marzo) comenzaron a decrecer. A priori, pareciera que a medida que los procesos inflacionarios se aceleran el fenómeno se va haciendo cada vez más persistente en el tiempo, de manera que la inflación pasada incide sobre la inflación del periodo siguiente. Estos resultados se condicen con los encontrados por (Auboune et al., 1988) para Argentina durante los años de 1980-1987. Si bien los niveles inflacionarios vigentes son menores a los registrados durante la década de 1980, el factor de persistencia o inercia aparece como uno de los factores que contribuyen en la explicación del fenómeno.

Sin embargo, al no detectarse la existencia de colinealidad entre los valores rezagados de la variable (π_{t-s}), el fenómeno inflacionario no se trata de un proceso exclusivamente inercial. En este contexto, es interesante señalar que la persistencia inflacionaria carece de importancia en regímenes inflacionarios bajos. Quizás, esta sea una de las causas por las que la literatura ortodoxa le otorga una exigua importancia al componente inercial si se tiene en cuenta que la mayoría de estos postulados se originan en economías con una elevada estabilidad de precios. No obstante, en países en donde los procesos de inflación son agudos y persistentes, como en el caso de Argentina, la persistencia o inercia es un factor importante por considerar (Auboune et al., 1988; Zack et al., 2018b; Graña, 2020).

Por su parte, la emisión monetaria en este caso sí permite explicar el fenómeno inflacionario **Tabla 1**. Sin embargo, no es el único factor explicativo encontrado, por lo que es posible disentir en una primera instancia con el postulado monetarista que señala que la inflación es exclusivamente un fenómeno monetario (Friedman, 1968; Mundell, 1963; Von Mises, 1960; Cagan, 1956). Aunque se

encuentra correspondencia estadística sobre la cantidad de dinero y los precios, se observa que a pesar de que los coeficientes asociados al agregado M1 cayeron en ciertos periodos como durante 2016-2019, en que la inflación continuó acelerándose a lo largo del tiempo.

En línea con esto último, y al considerarse los efectos en el tiempo de los parámetros estimados, se puede observar que a medida en los valores de los coeficientes de la variable M decrecían tanto abrupta como tenuemente, otros, como los del tipo de cambio e inercia inflacionaria, aumentaban **Figura 2**. Así, una menor cantidad de dinero fue compensada por una mayor presión cambiaria y por una mayor gravitación de la inflación de los periodos anteriores.

Lo observado durante el periodo 2004-2006, se condice en parte con los momentos en los que la economía argentina se encontraba en recuperación post crisis del año 2001. Por ello, se observa que una mayor cantidad de dinero, en términos de los coeficientes estimados, se correspondía con efectos negativos o nulos sobre los niveles de precios **Figura 2**. De acuerdo con los resultados encontrados, se observa que una mayor cantidad de dinero sí influye en los niveles generales de precios (Oliveira, 1964; Alvarez et al., 2000; Vera, 2013), pero no necesariamente a través de una mayor demanda de bienes o servicios tal como lo indica la teoría convencional (Friedman, 1968; Cagan, 1956). Aquí se tiene un punto bastante importante, dado que un mayor requerimiento de dinero puede estar traduciéndose en un mayor requerimiento de divisas y ejerciendo presión sobre el tipo de cambio (Zack et al., 2018b). En economías como Argentina esta es una explicación válida, dado que una mayor demanda de dinero puede estar relacionada, por ejemplo, con un mayor requerimiento de divisas destinadas al ahorro y no indefectiblemente con aumentos en el consumo de bienes o servicios (Zack et al., 2018a).

Luego, se verifica que los precios internacionales de las materias primas tienen efectos positivos

sobre la inflación **Tabla 1**. Igualmente es importante destacar que luego de la crisis financiera de 2008 su tendencia ha estado a la baja **Figura 2**. No resulta significativa la puja distributiva (ϖ).

Así, de acuerdo con los resultados encontrados a partir del análisis empírico y de lo expuesto hasta este punto, se evidencia que el fenómeno de la inflación para el caso de Argentina puede ser explicado por diversos factores. La comprobación estadística indica que las variables con mayor influencia temporal sobre la dinámica de los niveles de precios son las fluctuaciones del tipo de cambio (e), la inercia inflacionaria (π_{t-s}), los precios internacionales de las materias primas (C) y el agregado monetario M1 (variable M), en ese orden. En términos de incidencia sobre los precios, la preponderancia que ocupan las variables de acuerdo con las estimaciones obtenidas (**Tabla 1**; **Tabla 3**) establece diversos grados de relación de estas sobre la variable explicada. Es decir que los aumentos de precios pueden ser explicados por el comportamiento de variables de costos (tipo de cambio y los precios internacionales de las materias primas), un elemento de persistencia o inercia de la inflación y un factor monetario (agregado monetario M1). Estos resultados, se encuentran en línea con lo encontrado por (Trajtenberg et al., 2015; Dulcich, 2016).

Siguiendo lo planteado en la literatura, la existencia de diversos factores que permitan explicar el fenómeno inflacionario vuelve al escenario de análisis un terreno bastante complejo (Heymann, 2006; Albuquerque & Portugal, 2004; Olivera, 1964; Graña, 2020). Podrían hacerse, entonces, otras consideraciones, y aunque someras, no menos relevantes en torno a los resultados encontrados, a partir de las características intrínsecas de la economía argentina y la manera en la que se interrelacionan las variables analizadas. No obstante, debe anticiparse que estos resultados no son definitivos y teniendo en cuenta las limitaciones que pueden existir en torno a la metodología planteada.

La variabilidad del tipo de cambio es el elemen-

to más importante, de acuerdo con los resultados hallados, en la explicación de los aumentos de precios de Argentina (**Tabla 1**; **Tabla 3**). Empero, más allá de los factores externos, el tipo de cambio mantiene una estrecha relación con la cantidad de dinero. En este sentido, aparece un aspecto generalmente “recóndito” que es la elevada y tenaz dolarización de la economía argentina que actúa como elemento interlocutor entre la demanda de dólares y pesos (Zack et al., 2018b).

Otro aspecto trascendente es la característica de la estructura productiva del país, caracterizada por una industrialización incipiente y altamente demandante de importaciones. Las importaciones se financian con dólares de los sectores exportadores, personificados por el sector agropecuario, la agroindustria y algunos enclaves productivos dispersos, lo cual genera déficits recurrentes de la balanza comercial (Zack et al., 2018b; Graña, 2020). Lo señalado conlleva continuas depreciaciones del tipo de cambio que se traducen en aumentos significativos de los precios internos (*pass through*). Entonces, la tenue dinámica de la propia estructura productiva nacional, y considerando al tipo de cambio como una variable explicativa de importancia de los procesos inflacionarios, puede ser otro elemento que establece mecanismos dialécticos relevantes con el fenómeno inflacionario (Diamond, 1972; Heymann, 1986; Zack et al., 2018b).

Remontándonos nuevamente al agregado monetario M1, si bien contribuye en la explicación de los aumentos generalizados de precios, no es el principal factor influyente. Según los resultados encontrados en el presente trabajo, la cantidad de dinero ocasiona aumentos de precios, pero en magnitudes menores que otras variables analizadas. Esta conjetura, en cierto punto, se contradice con lo señalado constantemente por la idea general sobre la explicación estrictamente monetaria de la inflación. En efecto, un argumento interesante en favor de lo planteado es lo ocurrido durante el subperiodo 2016-2019, cuando una política monetaria restrictiva, acompañada por una con-

tención fiscal en un marco de flotación cambiaria simultánea a un esquema de ingreso de capitales, estuvo acompañada por aumentos considerables de los niveles de precios.

Luego, al no encontrar significatividad estadística para la variable puja distributiva, no es posible hacer conclusiones válidas respecto a la existencia o no de inflación salarial (**Tabla 1**; **Tabla 3**). El trabajo reciente de (Graña, 2020), indica que el segundo factor que explica la inflación argentina es esta variable. Sin embargo, una consideración válida en torno a estos resultados diametralmente opuestos puede radicar en la metodología empleada para su cálculo. En este trabajo, y a diferencia de lo planteado por (Graña, 2020), se emplea para la construcción de la variable ϖ la remuneración total percibida por los trabajadores y no el salario mínimo vital y móvil (Zack et al., 2018a). Sin embargo, en muchas investigaciones se argumenta que la puja distributiva explica los procesos inflacionarios (Frenkel, 1986; Trajtenberg et al., 2015; Zack et al., 2018b; Graña, 2020), aunque los resultados encontrados se condicen con los planteados por (Dulcich, 2016).

Ahora bien, suponiendo que la puja distributiva es un factor explicativo crucial de la inflación, si los salarios se mantuvieran sin cambios e incluso se estabilizara el tipo de cambio, la inercia o persistencia de la inflación seguiría coaccionando sobre los precios. Por su parte, si el tipo de cambio se atrasa, las expectativas aumentan en torno a un futuro reajuste de la variable. Esto genera aumentos en el requerimiento de pesos para la adquisición de divisas y, con ello, una importante espiral inflacionaria. Todo explicado desde la óptica de la persistencia y de las expectativas. En efecto, aun cuando los salarios no aumentasen otras variables incidirían sobre los precios (Trajtenberg et al., 2015; Vera, 2013).

Según lo expuesto, la evidencia empírica respalda la perspectiva de que los procesos inflacionarios pueden explicarse a partir del comportamiento de diversos factores. En este punto, los enfoques con-

vencionales a menudo carecen de ciertos elementos que, en el caso de Argentina, son cruciales para comprender sus esquemas inflacionarios (Olivera, 1964; Herken, 1984; Heymann, 1986; Vera, 2013; Zack et al., 2018b; Graña, 2020). Este estudio contribuye a la literatura en este sentido, al discutir con los enfoques teóricos y empíricos que postulan una explicación exclusivamente monetaria para el fenómeno inflacionario. De hecho, la evidencia empírica encontrada confirma que los procesos inflacionarios experimentados por Argentina en su historia reciente pueden explicarse y analizarse a partir del comportamiento de una multiplicidad de factores.

El presente trabajo ha recorrido una serie de aspectos que emergen como relevantes a la hora de plantear investigaciones futuras. En primer lugar, se parte de la premisa fundamental de que la inflación es un fenómeno que admite diversas explicaciones, y se retoma el empleo de una metodología econométrica que ha sido subutilizada en el contexto argentino. Se destaca, entonces, la importancia de abordar de manera formal el tratamiento estadístico de parámetros que varían con el tiempo. Sin embargo, esta aproximación inicial de la dinámica inflacionaria no se considera como definitiva. Por ejemplo, es crucial continuar profundizando en los resultados obtenidos con respecto a la puja distributiva, lo que permitiría, entre otras cosas, comprender por qué esta variable no resulta estadísticamente significativa. En este punto, sería beneficioso incorporar a los salarios y a la productividad laboral por separado en un nuevo modelo, con el fin de evaluar su comportamiento.

Además, quedan pendientes para próximos trabajos la incorporación de otras variables que permitan ampliar el enfoque, al igual que la revisión de las condiciones de exogeneidad y de no causalidad temporal de las variables con el objeto de identificar de manera precisa los determinantes de la inflación. Por último, resulta necesario retomar el análisis de la normalidad de los residuos, pro-

fundizando en su comportamiento e incorporando ajustes adicionales como el método de *bootstrap*, o de validación cruzada, con el objeto de robustecer aún más los resultados.

Tabla 1				
Estimación por filtro de Kalman				
Variable	Coefficientes	Estimación	t-estadístico	P-Valor
		Ecuación de Medida		
∇e	β_1	0.1336	3.3122*	0.0002
$\nabla \pi_{t-1}$	β_2	0.0120	9.8199*	0.0000
∇M	β_3	1.8905	13.1761*	0.0000
$\nabla \varpi$	β_4	0.0896	0.5670	0.1431
∇C	β_5	0.2387	5.8663*	0.0000
		Intercepto - Ecuación de Estado		
μ_0	Θ_1	0.1218	3.8022*	0.0000
	Θ_2	0.0612	4.2473*	0.0000
	$\psi_{\mu,t}$	-6.2366	-2.6190*	0.0051
		Coefficientes - Ecuación de Estado		
$\beta_{1,t}$	β_{11}	0.0242	4.1000*	0.0000
	β_{12}	0.7816	4.0701*	0.0000
	$\beta_{13} \rightarrow \varphi$	0.0963	3.5932*	0.0000
	$\psi_{\beta_{1,t}}$	-3.8922	-2.4964*	0.0023
$\beta_{2,t}$	β_{21}	0.0005	5.7577*	0.0000
	β_{22}	0.2369	3.1442*	0.0000
	$\psi_{\beta_{2,t}}$	-3.2566	-3.1320	0.0000
$\beta_{3,t}$	β_{31}	0.0236	8.4236*	0.0000
	β_{32}	0.0852	6.7861*	0.0000
	$\psi_{\beta_{3,t}}$	-2.3199	-5.8037*	0.0000
$\beta_{4,t}$	β_{41}	0.0137	1.2448	0.9583
	β_{42}	0.0170	0.7183	0.0842
	$\psi_{\beta_{4,t}}$	-0.0200	-0.0058	0.6608
$\beta_{5,t}$	β_{41}	0.0591	3.2236*	0.0000
	β_{42}	0.0900	4.1657*	0.0000
	$\psi_{\beta_{4,t}}$	-4.2839	-2.967*	0.0053

Nota: * significatividad al 1% (nivel de confianza al 99%).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2
Correlaciones entre las variables

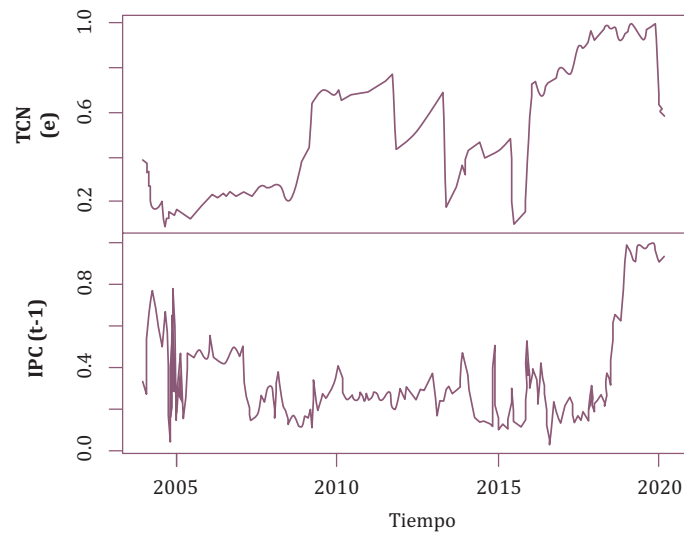
Variables	Filtro de Kalman	
	Coef. Correlación	P-valor
e	0.7425	0.0000*
$\pi t - 1$	0.6705	0.0001*
M	0.7841	0.0000*
ϖ	0.1236	0.1976
C	0.3325	0.0000*

Nota: * significatividad al 1%

Fuente: Elaboración propia.

Figura 1

Evolución de los coeficientes estimados de e y $\pi t-1$



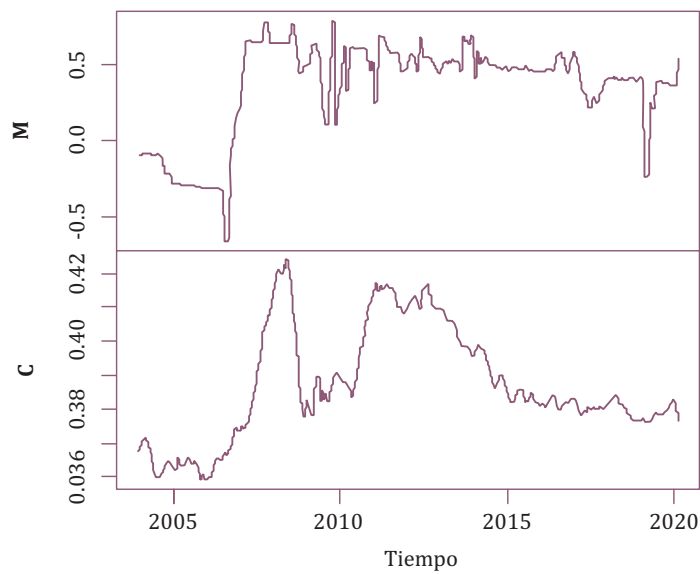
p. 13

p. 14

p. 16

Figura 2

Evolución de los coeficientes estimados de M y C



p. 14

p. 16

p. 17

Anexos

Tabla 1.A Estimación Lineal						
Modelo 1				Modelo 2		
	Parámetros	t-estadístico	P-valor	Parámetros	t-estadístico	P-valor
μ_0	1.592* (0.46)	3.41	0.0000	2.747* (0.43)	11.11	0.0001
$\nabla\pi_{t-1}$	0.481* (0.35)	11.56	0.0000	0.392* (0.22)	12.02	0.0000
∇e	0.390* (0.94)	9.33	0.0001	0.515* (0.03)	7.57	0.0000
∇M	-0.009 (1.03)	0.59	0.2361	0.154 (0.03)	0.96	0.0801
$\nabla\omega$	-0.073 (4.01)	-0.89	0.3745	0.049 (0.02)	0.19	0.7091
∇C	0.165 (2.46)	0.94	0.2569	0.639* (0.01)	9.19	0.0003
φ	-	-	-	0.083 (0.01)	1.52	0.0001
	R ² Ajustado	DE Residuos	Durbin-Watson (DW)	R ² Ajustado	DE Residuos	Durbin-Watson (DW)
	0.2214	0.0156	2.2376	0.5625	0.0123	2.1956
	ADF (Resid) -9.8878 p-valor: 0.0000	PP (Resid) -11.5095 p-valor:0.0000	Jaque-Bera p-valor: 0.0414	ADF (Resid) -5.6910 p-valor: 0.0000	PP (Resid) -12.2356 p-valor:0.0000	Jaque-Bera p-valor: 0.0252
	N = 195			N = 195		

Nota: () desvíos estándar. * significancia estadística 1% (99% nivel de confianza). φ es 1 para t=octubre de 2008- diciembre de 2013.

Tabla 2.A

Pruebas de validación de los residuos del modelo estimado por filtro de Kalman

<i>Pruebas de Normalidad</i>			
Prueba	p-valor	α	Conclusión
Jaque-Bera	0.0252	0.05	No Normalidad
Kolmogórov-Smirnov	0.0501	0.05	Normalidad
<i>Pruebas de Homocedasticidad</i>			
Prueba	p-valor	α	Conclusión
Breusch-Pagan	0.332	0.05	Homocedasticidad
Contraste de Glejser	0.099	0.05	Homocedasticidad
<i>Pruebas de Autocorrelación</i>			
Prueba	Resultado		Conclusión
Durbin-Watson	2.1956		No Autocorrelación
Breusch-Godfrey	p-valor	α	No Autocorrelación
	0.392	0.05	

(*): La prueba de normalidad de Kolmogórov-Smirnov arroja un resultado matemáticamente cercano al nivel de significancia (α). Si bien desde el punto de vista teórico cabe no rechazar la hipótesis nula de distribución normal de los residuos, el resultado obtenido debe considerarse como marginalmente significativo. Luego, la no concordancia de ambas pruebas no establece una conclusión sólida respecto a la normalidad de los residuales. Estas diferencias pueden atribuirse a diversas razones, incluyendo disimilitudes en el enfoque de la prueba (la primera basada en las medidas de asimetría y curtosis y la segunda en la comparación de la distribución empírica de los residuos con la distribución teórica), la sensibilidad a diferentes aspectos de la normalidad, el tamaño de la muestra y los supuestos subyacentes del modelo. Es importante interpretar estos resultados considerando el contexto específico del análisis y teniendo en cuenta las posibles limitaciones y consideraciones relevantes.

Nota: la prueba de Durbin-Watson indica la ausencia de correlación serial de primer orden. La prueba de Breusch-Godfrey permite evidenciar la no existencia de correlación serial de orden superior.

Fuente: Elaboración propia.

Referencias

- Albuquerque, C., & Portugal, M. (2004). Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. *Revista de economía*, 12(1), 17-73. <https://bvrie.bcu.gub.uy/local/File/JAE/2004/iees03j3150804.pdf>
- Alvarez, F., Dorta, M., & Guerra, J. (2000). Persistencia Inflacionaria en Venezuela: Evolución, causas e implicaciones. *Caracas: Banco Central de Venezuela*. (Col. Banca Central y Sociedad. Documentos de Trabajo, 26). http://www.redeconomia.org.ve/redeconomia/admin_redeconomia/uploads/general/Persistencia%20inflacionaria%20en%20Venezuela%20Evolu-ci%C3%B3n,%20causas%20e%20implicaciones.pdf
- Andere, J. (2000). El retardo externo de la política monetaria en el crecimiento y la inflación: una revisión teórica y metodológica. *Hitos de Ciencias Económico Administrativas*, 6(16), 35-44. <https://revistahitos.ujat.mx/index.php/hitos/article/view/5838>
- Aron, J., Macdonald, R., & Muellbauer, J. (2014). Exchange rate pass-through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings. *The Journal of Development Studies*, 50(1), 101-143. <https://doi.org/10.1080/00220388.2013.847180>
- Aubone, A., Navarro A., & Oppezzi, C. (1988). Aplicación de filtros Kalman a la estimación de un modelo para la inflación argentina. En XXIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Mar del Plata: Universidad Nacional de Mar del Plata, 73-86. <http://nulan.mdp.edu.ar/id/eprint/2767>
- Cagan, P. (1956). *The monetary dynamics of hyperinflation*. The quantity theory of money. En Friedman, M. (Ed.). (1973). *Studies in the quantity theory of money*. University of Chicago Press.
- Carr, J., & Darby, M. R. (1981). The role of money supply shocks in the short-run demand for money. *Journal of Monetary Economics*, 8(2), 183-199. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(81\)90024-6](https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90024-6)
- Cuevas Ahumada, V. M. (2008). Inflación, crecimiento y política macroeconómica en Brasil y México: Una investigación teórico-empírica. *EconoQuantum*, 4(2), 35. <https://doi.org/10.18381/eq.v4i2.86>
- De Gregorio, J. (2008). El A+B+C de la Inflación. Banco Central de Chile. https://www.accioneduca.org/admin/archivos/clases/material/inflacion_1563890199.pdf
- Diamond, M. (1972). La estructura productiva desequilibrada argentina y el tipo de cambio. *Desarrollo economico*, 12(45), 25. <https://doi.org/10.2307/3465991>
- Dorta, M., Guerra, J., & Sánchez, G. (1997). Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela. En J. Guerra (comp.). *Estudios sobre la inflación en Venezuela*. Caracas: Banco Central de Venezuela, 53-70. (Colección económico financiera). https://www.academia.edu/38143371/Estudios_sobre_la_Inflacion_de_Vzla_José_Guerra
- Dulcich, F. (2016). Los fundamentos de la inflación en Argentina de la postconvertibilidad: un análisis a partir de un modelo VAR estructural. *Cuadernos del CIMBAGE*, (18), 135-167. <https://www.redalyc.org/pdf/462/46247652003.pdf>
- Espasa, A. (1977). El problema de la desestacionalización de las series económicas. Métodos utilizados y su interpretación. *Boletín de estudios económicos*, 32(101), 461-478. <https://hdl.handle.net/10016/3127>
- Frenkel, R. (1986). Salarios e inflación en América Latina. Resultados de investigaciones recientes en la Argentina, Brasil, Colombia, Costa Rica y Chile. *Desarrollo economico*, 25(100), 587. <https://doi.org/10.2307/3466847>

- Friedman, M. (1968). El papel de la política monetaria. *Información Comercial Española, ICE: Revista de economía*, (425), 99-109.
- Frisch, H. (1983). Theories of inflation. Cambridge: *Cambridge University Press*. (Cambridge surveys of economic literature).
- Gee Caballero, B. W., & Limo Anculle, J. M. (2016). Determinantes de la inflación peruana: un enfoque de econometría espectral. *Trabajo de investigación (Magíster en Economía)*. Lima, Perú. Universidad del Pacífico.
- Gianelli, D. (2011). *El traspaso de tipo de cambio a precios en Uruguay*. Montevideo: Banco de Uruguay. (Documento de Trabajo, 008-2011).
- Graña, S. (2020). Las causas de la inflación argentina: una estimación empleando la metodología VECM para el periodo 2003-2019. *FACES*, 26 (55), 73-86. <http://portal.amelica.org/ameli/journal/616/6163059005/>
- Greenslade, J. V., Pierse, R. G., & Saleheen, J. (2003). A Kalman filter approach to estimating the UK NAIRU. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.425762>
- Harberger, A. C. (1975). El rol de los factores fiscales en la inflación uruguaya. *Cuadernos de Economía*, 12 (37), 33-45. <https://www.jstor.org/stable/41951013>
- Harvey, A. C. (1981). *Times series models*. Oxford: P. Allan.
- Herken, J. (1984). Determinantes de la tasa de inflación en Argentina: un estudio econométrico de las teorías contendientes, 1946-1977. *El Trimestre Económico*, 51 (2), 313-340. <https://www.jstor.org/stable/23395838>
- Heymann, D. (1986). Inflación y políticas de estabilización. *Cuadernos de la CEPAL*, 28. <https://hdl.handle.net/11362/11376>
- Hume, D. (1752). Of money, and other economic essays. feedbooks.com <https://libarch.nmu.org.ua/bitstream/handle/GenofondUA/153/012b567234b0197ad239422a14e0a1fd.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Idrovo, B. & Baires, W. (2014). La Dinámica del Pass-Through del Tipo de Cambio Nominal a la Inflación y sus Determinantes: Evidencia para Nicaragua. *Revista de Economía y Finanzas*. 1. 1-32. https://bcn.gob.ni/sites/default/files/revista/Revista_Vol_I.pdf
- Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of Basic Engineering*, 82(1), 35-45. <https://doi.org/10.1115/1.3662552>
- Kicillof, A. Y., & Nahón, C. (2007). El retorno de la inflación a la Argentina: un problema de salarios y ganancias, en Anuario EDI No 3, Bs. *Anuario EDI*. 3, 156-171.
- Lavoie, M. (2022). *Post-Keynesian economics: New foundations* (2.a ed.). Edward Elgar Publishing.
- Lucas, R. E. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, 63(3), 326-334. <https://www.jstor.org/stable/1914364>
- Morán, D. M. (2014). Determinantes de la inflación en Ecuador Un análisis econométrico utilizando modelos VAR. *Economía y Sociedad*, 18 (31), 53-70. <https://www.redalyc.org/pdf/510/51033723004.pdf>
- Mundell, R. (1963). Inflation and real interest. *The Journal of Political Economy*, 71(3), 280-283. <https://doi.org/10.1086/258771>
- Novales, A. (2018). *Estimación de modelos no lineales*. Madrid: Universidad Complutense, 20-22.
- Olivera, J. H. (1964). inflación estructural y el estructuralismo latinoamericano. *Estudios económicos*, 3(5/6), 55-72. <https://doi.org/10.52292/j.estudecon.1964.1001>
- Peña, D. (2005). *Análisis de series temporales*. Madrid: Editorial Alianza.
- Pérez López, C. (2008). *Econometría avanzada. Técnicas y herramientas*. Madrid, Editorial Pearson Educación.
- Roca, R. (2000). *Teorías de la Inflación*. Universidad Nacional Mayor de San Marcos; Pontificia Universidad Católica del Perú.

- Romer, D. (2001). Keynesian macroeconomics without the LM curve. *Gospodarka Narodowa*, 168(5-6), 95-118. <https://doi.org/10.33119/gn/113903>
- Solera-Ramírez, Á. (2003). *Filtro de Kalman*. Banco Central de Costa Rica.
- Solow, R. (1969). Price expectations and the behavior of the price level. Lectures given in University of Manchester. *Manchester University Press*.
- Taylor, J. B. (2019). Inflation targeting in high inflation emerging economies: lessons about rules and instruments. *Journal of Applied Economics*, 22(1), 103-116. <https://doi.org/10.1080/15140326.2019.1565396>
- Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33(4), 671. <https://doi.org/10.2307/1910352>
- Trajtenberg, L., Valdecantos, S., & Vega, D. (2015). Los determinantes de la inflación en América Latina: un estudio empírico del período 1990-2013. *Estructura productiva y política macroeconómica: Enfoques heterodoxos desde América Latina*, Santiago de Chile: CEPAL. (DOI actualizado*) <http://doi.org/10.18356/d001ab82-es> *Nota: El DOI corresponde a la misma obra, endosada por Naciones Unidas. Este trabajo constituye hoy el capítulo V de la obra *Estructura productiva y política macroeconómica*. Naciones Unidas, 2016. pp. 163-190.
- Vera, L. (2013). Inflación estructural redux. *Ensayos económicos Banco Central*, (69). https://www.bcra.gob.ar/Pdfs/Investigaciones/Ensayos_69.pdf#page=38
- Von Mises, L. (1960). *Políticas de salarios, desempleo e inflación*. <http://institutoacton.com.ar/oldsite/articulos/lmises/artmises1.pdf>
- Zack, G., Kulfas, M., & Montané, M. (2018a). *Pensar la economía argentina*. Buenos Aires: Siglo XXI.
- Zack, G., Montané, M. & Kulfas, M. (2018b). *Las causas del proceso inflacionario en el siglo XXI*. En M. Kulfas y G. Zack (Eds.), 49-72. Buenos Aires, Siglo XXI.