

Determinantes de la inflación en Argentina durante el período 2004-2022

Pablo de la Vega¹

Guido Zack²

Jimena Calvo³

Resumen

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

Palabras clave: inflación, determinantes, Argentina, VEC

JEL: E31, C22, E52.

¹ Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, Argentina. Área de Economía de Fundar. E-mail: delavegapc@gmail.com.

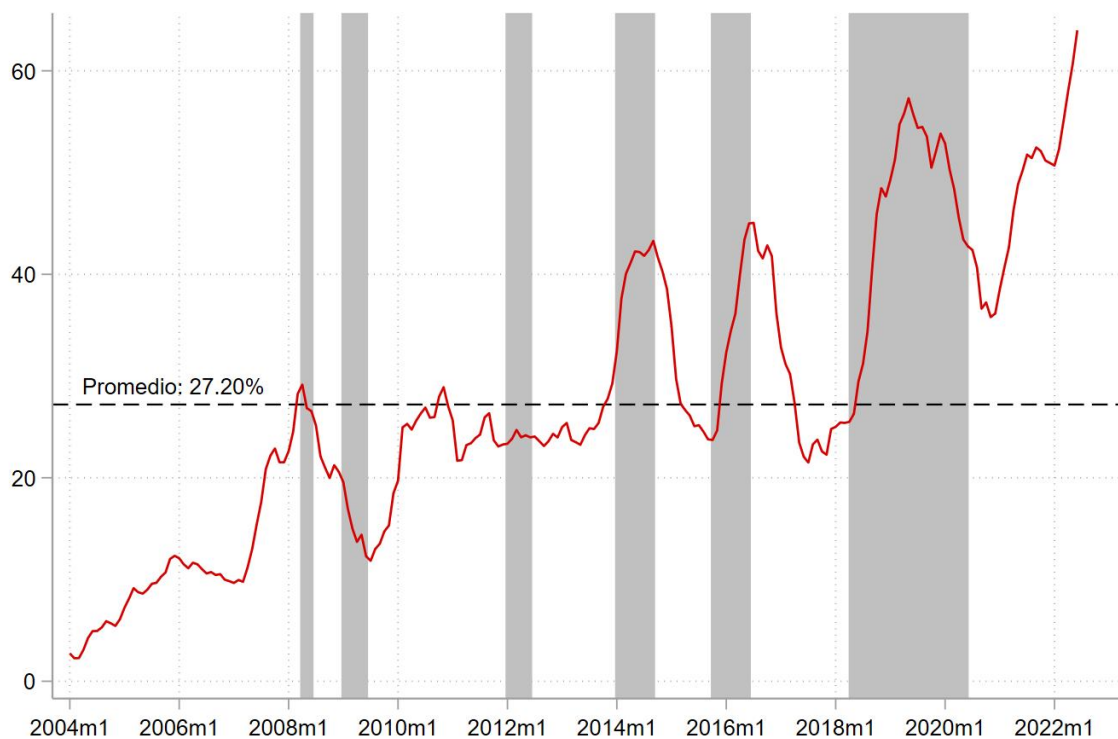
² Director del Área de Economía de Fundar. Profesor e investigador del IIEP (UBA-CONICET), y CIMaD (EEyN-UNSAM). E-mail: zack.gui@gmail.com.

³ Área de Economía de Fundar. E-mail: jcalvo@fund.ar.

1. Introducción

Los niveles de inflación de Argentina han evidenciado una tendencia creciente a lo largo de los últimos 20 años llegando en los últimos períodos a niveles superiores al 50% anual ([Figura 1](#)). Afortunadamente, existe un relativo consenso acerca de que estos niveles son un detrimento para el crecimiento económico, la distribución del ingreso, y la pobreza, de modo que la inflación es uno de los problemas más relevantes de la Argentina. Sin embargo, grandes diferencias existen respecto a cuáles son los factores determinantes del proceso inflacionario que atraviesa nuestro país (Zack et al., 2017). Es necesario un acuerdo básico al respecto, ya que las políticas antiinflacionarias a aplicar dependen crucialmente del entendimiento de las causas y mecanismos que generan el aumento generalizado y sostenido del nivel de precios.

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



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

En este sentido, el presente trabajo contribuye a la literatura previa sobre los determinantes de la inflación en Argentina analizando con particular interés el período comprendido entre las últimas dos décadas. Se utilizan datos mensuales durante el período 2004-2022 y un

enfoque de modelos vectores de corrección al error (VEC), el cual permite analizar tanto relaciones de largo plazo como la dinámica de corto entre variables que se determinan de forma simultánea. A diferencia de la literatura previa, este trabajo parte de un modelo teórico que descompone el nivel de precios en sus determinantes próximos y motiva, entonces, la inclusión de diferentes variables que se espera contribuya a explicar la inflación. Esto permite disminuir el riesgo de omitir variables relevantes y, a su vez, formalizar mecanismos claves. La inferencia es realizada a través de análisis de causalidad de Granger, funciones de impulso respuesta (IRFs, por sus siglas en inglés), y descomposición de la varianza de los errores de pronóstico (FEVD, por sus siglas en inglés) bajo diferentes descomposiciones de Cholesky.

Se encuentra que, en el largo plazo, el nivel de precios tiene una relación negativa y estadísticamente significativa con la tasa de interés, el tipo de cambio nominal multilateral, y el precio de bienes y servicios regulados. En el corto plazo, el sistema corrige el desequilibrio del período anterior a una velocidad de 1.5% mensual. En términos de precedencia temporal, el nivel de precios es anticipado por cambios en la tasa de interés y en el tipo de cambio nominal multilateral.

Luego, nos concentramos en analizar la respuesta del nivel de precios ante shocks exógenos en el resto de las variables del sistema mediante IRFs y FEVDs. Los resultados son, en general, los esperados. Shocks en el nivel de precios tienen un impacto positivo y permanente sobre la propia serie de precios. El precio de regulados tiene un impacto positivo que alcanza su máximo en el segundo mes y converge a cero en el mes 18, de modo que el shock es transitorio. El tipo de cambio nominal multilateral tiene un fuerte impacto negativo y duradero en el tiempo. Esto significa que depreciaciones nominales se asocian con un incremento permanente en el nivel de precios. El nivel de actividad, aproximado por el EMAE, tiene en general un efecto cercano a cero en la mayoría de las simulaciones. Shocks en la oferta monetaria tienen un efecto positivo sobre el nivel de precios. El resultado más controversial es el efecto positivo que tienen shocks sobre la tasa de interés. Esto puede explicarse por la falta de rol estabilizador que ha tenido dicho instrumento durante el período bajo análisis, estando más relacionado a la absorción de liquidez a través de pasivos remunerados del BCRA que luego se transforman en más emisión monetaria. Finalmente, el precio de commodities internacionales tiene en general un efecto levemente negativo sobre el nivel de precios.

Finalmente, la descomposición de varianza muestra cuán importantes son los shocks de cada variable en explicar las variaciones de las variables del modelo y cómo esta importancia varía en el tiempo. Por ejemplo, entre 74 y 78% de la variación en los precios en el período inicial

se debe a shocks en el mismo nivel de precios. Sin embargo, esta importancia cae en el tiempo y para el mes 18 es de entre 28 y 34%, de modo que la contribución de otras variables se vuelve más relevante. En particular, la variable que más ve crecer su contribución es el tipo de cambio nominal multilateral, que pasa de explicar entre 5 y 6% de la varianza en el primer período a entre 33 y 53%. Algo similar, pero en menor medida, ocurre con la tasa de interés. Mientras tanto, la contribución de la oferta real de dinero no supera el 10% en ningún período. El precio de bienes regulados tiene una contribución de entre 5 y 10%. Finalmente, el nivel de actividad y el precio de bienes internacionales no tienen una contribución relevante en ninguna de las simulaciones.

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

2. Revisión de literatura

El estudio de los determinantes de la inflación ha recibido sustancial atención en la literatura, en particular en países que han experimentado fenómenos inflacionarios sostenidos en el tiempo como Argentina (Chhibber, 1991; Akinboade et al., 2001, Helmy, 2008; Ndikumana et al., 2021). Un punto llamativo de dicha literatura es que la mayoría de los papers estiman una especificación econométrica que no se deriva de un modelo teórico, sino que es una recopilación de variables que, según la literatura previa, se esperaría que tengan un efecto en el nivel de precios (Dhakal et al., 1994; Kim, 1998; Khan y Schimmelpfennig, 2006; Tran, 2018; Lakshmanasamy, 2022). Sin embargo, hay ciertos trabajos que sí parten de un modelo teórico formalizado para motivar el análisis empírico (Chhibber, 1991; Akinboade et al., 2001; Lissovlik, 2003; Nguyen et al., 2010; Nguyen et al., 2012; Akinbobola, 2012; Elgammal y Mohamed, 2015).

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

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

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

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

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

2.1 Un marco teórico sobre la descomposición del nivel de precios⁴

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

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

con $\theta_0 + \theta_1 + \theta_2 = 1$.

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

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

Suponiendo que el mercado de bienes no transables tiene la misma tendencia que el mercado agregado de bienes, p^N puede ser expresado en función del equilibrio en el mercado de dinero doméstico (Lissovolik, 2003, Nguyen et al., 2012; Akinbobola, 2012; Elgammal y Mohamed, 2015):

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

donde m^s y m^d son la oferta y la demanda de saldos reales, respectivamente; y β es un parámetro. Asimismo, es usual suponer que m^d es función del ingreso real (y), de la tasa de inflación esperada (π^e) y de la tasa de interés (i) como sigue⁵:

$$m^d = m - p = f(\underbrace{y}_{+}, \underbrace{\pi^e}_{-}, \underbrace{i}_{+}) \quad (4)$$

Entonces, a partir de (1)-(4) se tienen una ecuación de precios susceptible de estimar empíricamente:

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

⁵ Implícitamente suponemos que la sustitución relevante es entre bienes y dinero doméstico, cuyo costo de oportunidad es la tasa de interés real esperada. Es una economía con un grado elevado de sustitución de monedas la forma funcional de la demanda de dinero podría, además, considerar el rol del tipo de cambio en las decisiones de cartera. Esto se complejiza aún más en un contexto de restricciones cambiarias y el surgimiento de tipos de cambio paralelos.

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

Los signos debajo de cada variable señalan el efecto esperado sobre p en función de las ecuaciones presentadas anteriormente. Notar, sin embargo, que el coeficiente de y puede ser negativo debido a consideraciones sobre la demanda de dinero (ver ecuaciones (3) y (4)), pero positivo por razones asociadas a la brecha del producto. La definición de π^e dependerá del supuesto sobre la formación de adaptativas. En términos generales, podría suponerse o bien que las expectativas se forman mirando hacia adelante (expectativas racionales) o hacia atrás (expectativas adaptativas).

Las variables a incluir coinciden en líneas generales con las consideradas por la literatura previa (García-Cicco et al., 2022). No obstante, Zack et al. (2017) y Graña Colella (2020) no incluyen la tasa de interés, ni el precio de bienes y servicios regulados. Zack et al. (2017), además, no incluye los precios internacionales. Otra diferencia notable es que las tres investigaciones citadas incluyen la oferta monetaria en términos nominales, mientras que incluyen el nivel de actividad en términos reales, lo que puede señalar una mala especificación del equilibrio en el mercado de dinero.⁶

3. Datos y Metodología

El análisis empírico utiliza datos mensuales para el período comprendido entre enero de 2004 y marzo de 2022 de las variables identificadas en el marco teórico de la [Sección 2.1](#). Debido a restricciones de disponibilidad de datos, es necesario asumir que las expectativas de inflación se forman de manera adaptativas, de modo que π^e refiere a la inflación pasada.⁷ De todos modos, no pareciera ser un supuesto demasiado fuerte para este período en Argentina. Todas las series se utilizan desestacionalizadas y medidas en logaritmos a excepción de la tasa de interés que se expresa en tanto por uno. En la [Tabla 1](#) se describe cada una de las variables junto con su fuente de información, mientras en la [Tabla 2](#) se muestran estadísticas descriptivas.

⁶ A diferencia de nuestro trabajo, los tres papers mencionados incluyen, además, algún tipo de índice salarial, lo cual podría formalizarse si en vez de la ecuación (3) se supone que p^N se determina mediante un modelo de mark-up sobre costos. Sin embargo, eso obligaría a quitar las variables involucradas en el equilibrio en el mercado de dinero, lo cual nos parece incorrecto. Por lo tanto, lo que resta del presente trabajo se basa en la estimación de la ecuación (6), futuras investigaciones podrían concentrarse en evaluar dicha alternativa.

⁷ Si bien existe una serie de expectativas de inflación que podría construirse a partir del Relevamiento de Expectativas de Mercado del BCRA, este no tiene la suficiente cobertura temporal.

Tabla 1. Variables y fuentes de información

Nombre (variable asociada Sección 2.1)	Descripción	Fuente
IPC (p)	Índice de Precios al Consumidor (2012m10=100)	INDEC, Institutos de Estadística Provinciales
M2 Real (m^s)	Agregado Monetario M2 deflactado por el IPC rezagado	BCRA
EMAE (y)	Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE) (2012m10=100)	INDEC, Institutos de Estadística Provinciales
Tasa de interés (i)	Tasa de interés por depósitos a plazo fijo de 30 a 59 días de plazo. Promedios mensuales, en % nominal anual	BCRA
TCNM (e)	Índice de Tipo de Cambio Nominal Multilateral. Un incremento del índice indica una apreciación de la moneda doméstico frente a una canasta de monedas de 51 socios comerciales.	Darvas (2012, 2021)
P. Comm. Imp. (p^f)	Índice de Precios de Commodities Importados (2012m10=100)	FMI
P. Regulados (p^r)	Índice de Precios Regulados (2012m10=100)	IEEP (UBA), IPCBA, INDEC

Elaboración propia.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas

	Obs	Media	SD	Min	p25	p50	p75	Max
IPC	218	4.91	1.32	3.16	3.77	4.67	5.93	7.63
M2 Real	218	8.21	0.11	7.87	8.17	8.23	8.27	8.39
EMAE	218	4.52	0.12	4.17	4.46	4.57	4.60	4.65
Tasa de interés	218	0.18	0.12	0.02	0.09	0.14	0.24	0.57
TCNM	218	3.68	1.10	1.29	3.06	4.19	4.59	4.84
P. Comm. Imp.	218	4.33	0.28	3.53	4.11	4.31	4.61	4.88
P. Regulados	218	5.28	1.16	4.13	4.31	4.73	6.23	7.54

Elaboración Propia.

Una forma de analizar de manera no estructural la relación entre variables económicas que se determinan de forma simultánea consiste en la estimación de modelos econométricos como el modelo de vectores autoregresivos (VAR) y el modelo de vectores de corrección al error (VEC) (Johansen, 1988; Johansen y Juselius, 1990; Juselius, 2006; Lütkepohl, 2007). En un modelo VAR, cada variable es considerada función de los valores pasados de todas las variables del sistema. Sin embargo, cuando existe una relación de cointegración entre las variables del sistema, el VAR está mal especificado y el método correcto es el modelo VEC, que es un modelo VAR con restricciones de cointegración (Engle y Granger, 1987). La especificación formal de este último es como sigue:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-1} + \mu_t$$

donde y_t es un vector de series temporales, $y_t \sim I(d)$ ⁸, p es el número de rezagos del VAR subyacente, μ_t es el término de error, y $\beta' y_{t-1}$ es el término de corrección al error que refleja la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables. La matriz β caracteriza las relaciones de cointegración entre las variables, mientras que α señala la velocidad de ajuste ante un desequilibrio respecto a dicha relación de largo plazo. De este modo, el modelo VEC permite analizar tanto la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, así como el desequilibrio en el corto plazo.

4. Resultados

4.1 Test de Raíz Unitaria

Se utiliza el test de Dickey-Fuller para analizar el nivel de integración de las variables. Los resultados que se muestran en la [Tabla 2](#) sugieren que todas las variables son integradas de orden 1. Es decir, no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en niveles, pero sí se rechaza en primeras diferencias.

Tabla 2. Test de Raíces Unitarias

	Augmented Dickey-Fuller	
	Nivel	Diferencia
IPC	0.991	0.002
M2 Real	0.126	0.007
EMAE	0.384	0.001
Tasa de interés	0.136	0.000
TCNM	0.978	0.000
P. Comm. Imp.	0.562	0.025
P. Regulados	0.888	0.004

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

⁸ Una serie y se define integrada de orden d o $I(d)$ si es estacionario luego de diferenciarlo d -veces.

4.2 Test de Cointegración

Dado que las series son integradas de orden 1, procedemos a hacer la prueba de cointegración, cuyos resultados se presentan en la [Tabla 3](#).⁹ Se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, mientras no se rechaza las hipótesis nulas de la existencia de una y dos relaciones de cointegración al 1% y al 5% de significatividad, respectivamente.

Tabla 3. Prueba de Cointegración de Johansen (Test de Traza)

Tendencia: Lineal		Número de obs = 212				
Muestra: 2004m7 a 2022m2		Número de rezagos = 6				
rango	Param.	LL	Eigenvalue	Estadístico	5%	1%
0	259	3938.9304		155.4109	136.61	146.99
1	272	3959.8476	0.17908	113.5766*1	104.94	114.36
2	283	3978.1662	0.15871	76.9394*5	77.74	85.78
3	292	3993.6012	0.13551	46.0692	54.64	61.21
4	299	4006.3499	0.11332	20.5719	34.55	40.49
5	304	4013.9304	0.06902	5.4110	18.17	23.46
6	307	4016.426	0.02327	0.4196	3.74	6.40
7	308	4016.6359	0.00198			

* rango seleccionado.

4.3 Estimación de modelo VEC

Como ya se ha mencionado, el modelo VEC permite analizar tanto la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, así como el desequilibrio en el corto plazo. Las dos relaciones de cointegración se presentan en la [Tabla 4](#). El procedimiento de normalización de Johansen sobre los parámetros definió, además de una ecuación de precios, una ecuación de la demanda de saldos reales.¹⁰

En el largo plazo, el nivel de precios tiene una relación negativa y estadísticamente significativa con la tasa de interés, el tipo de cambio nominal multilateral, y el precio de bienes y servicios regulados.¹¹ Además, el nivel de actividad (precio internacional de las importaciones) se asocia positivamente (negativamente) con el nivel de precios, pero esta relación no es estadísticamente significativa. Estos resultados son consistentes con hallazgos

⁹ Previamente se determinó, en base a criterios de información, que el número óptimo de rezagos es seis.

¹⁰ La identificación de los parámetros en la ecuación de cointegración requiere la imposición de ciertas restricciones de modo que algunos de ellos se mantienen fijos.

¹¹ Dado que las variables del sistema, a excepción de la tasa de interés, están expresadas en logaritmos, los coeficientes pueden ser interpretados como elasticidades. Por ejemplo, en el largo plazo, un incremento de 1% en el tipo de cambio nominal multilateral se asocia con una caída de 1.04% en el nivel de precios.

previos. Por ejemplo, Zack et al. (2017) encuentra que, en el largo plazo, el tipo de cambio¹² se relaciona positivamente con el nivel de precios, mientras el nivel de actividad y la oferta monetaria no evidencia una relación estadísticamente significativa. Graña Colella (2020) encuentra que la oferta monetaria y los precios internacionales no están relacionados estadísticamente con el nivel de precios, mientras que el tipo de cambio tiene una relación positiva y estadísticamente significativa

Según la segunda relación de cointegración, la demanda de saldos reales se asocia positivamente con el nivel de actividad y negativamente con el tipo de cambio nominal multilateral y el precio de bienes y servicios regulados. El resultado asociado al tipo de cambio nominal también es encontrado por García-Cicco et al. (2022), quienes lo interpretan o bien como un efecto riqueza para aquellos agentes con carteras dolarizadas que demandan más saldos reales ante una depreciación cambiaria, o por el hecho de que un exceso de saldos reales puede generar una mayor demanda de moneda extranjera aumentando su cotización. Además, la tasa de interés (el precio internacional de las importaciones) se asocia positivamente (negativamente) con la demanda de saldos reales, pero esta relación no es estadísticamente significativa.

Tabla 4. Relaciones de Largo Plazo

	<u>_ce1</u>	<u>_ce2</u>
IPC	1.000	
M2 Real		1.000
EMAE	-0.606 (0.506)	-3.939 (0.952)***
Tasa de interés	1.357 (0.393)***	-0.737 (0.741)
TCNM	1.036 (0.165)***	1.616 (0.310)***
P. Comm. Imp.	0.137 (0.093)	0.240 (0.174)
P. Regulados	0.315 (0.126)**	1.113 (0.237)***

Notas: Entre paréntesis se muestran los desvíos estándar de los coeficientes estimados. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

¹² Los autores definen al tipo de cambio de modo que un incremento representa una depreciación de la moneda doméstica.

El coeficiente del término de corrección de error de la primera relación de cointegración en la ecuación de precios es de -0.015, lo que implica que el sistema corrige el desequilibrio del período anterior a una velocidad de 1.5% mensual. En otras palabras, se requerirán 5.5 años para alcanzar el equilibrio ante un shock inesperado.

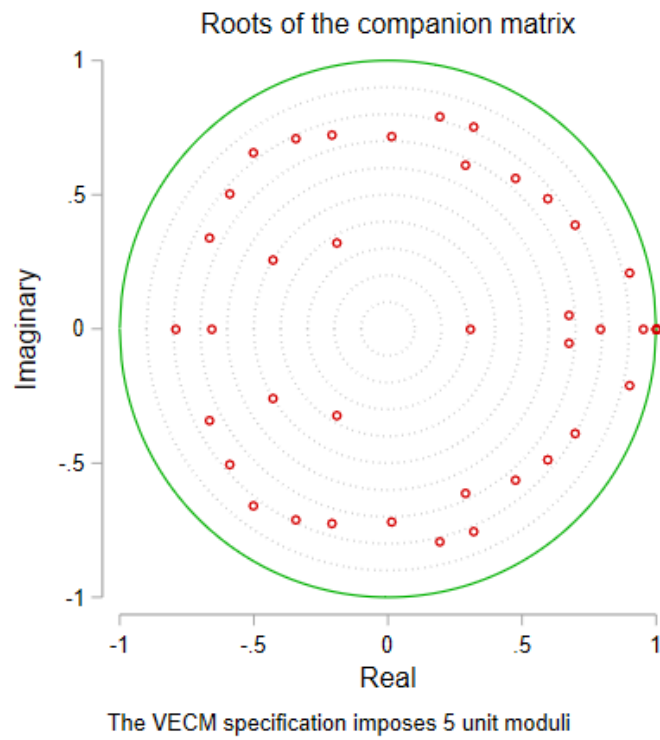
Dada la complejidad de las interacciones entre las variables del sistema, el análisis de la relación de corto plazo entre las variables se suele realizar, no a través de las estimaciones puntuales de los coeficientes, sino mediante pruebas de causalidad de Granger, funciones de impulso respuesta (IRF, por sus siglas en inglés) y descomposiciones de la varianza de los errores de pronóstico (FEVD, por sus siglas en inglés). No obstante, antes de la relación de dichos ejercicios es conveniente realizar pruebas de diagnóstico para dilucidar si el modelo tiene buen comportamiento.

4.4 Pruebas de diagnóstico

La inferencia a partir del modelo requiere que las ecuaciones de cointegración sean estacionarias. Como se muestra en la [Figura 2](#), los autovalores restantes¹³ se encuentran dentro del círculo unitario, aunque hay uno que tiene 0.95. Si bien no hay una teoría para determinar cuán lejos de 1 deben estar para que el modelo sea estable, las ecuaciones de cointegración son estacionarias, como se muestra en la [Figura 3](#). Asimismo, los errores del modelo no presentan autocorrelación serial (ver [Figura 4](#)).

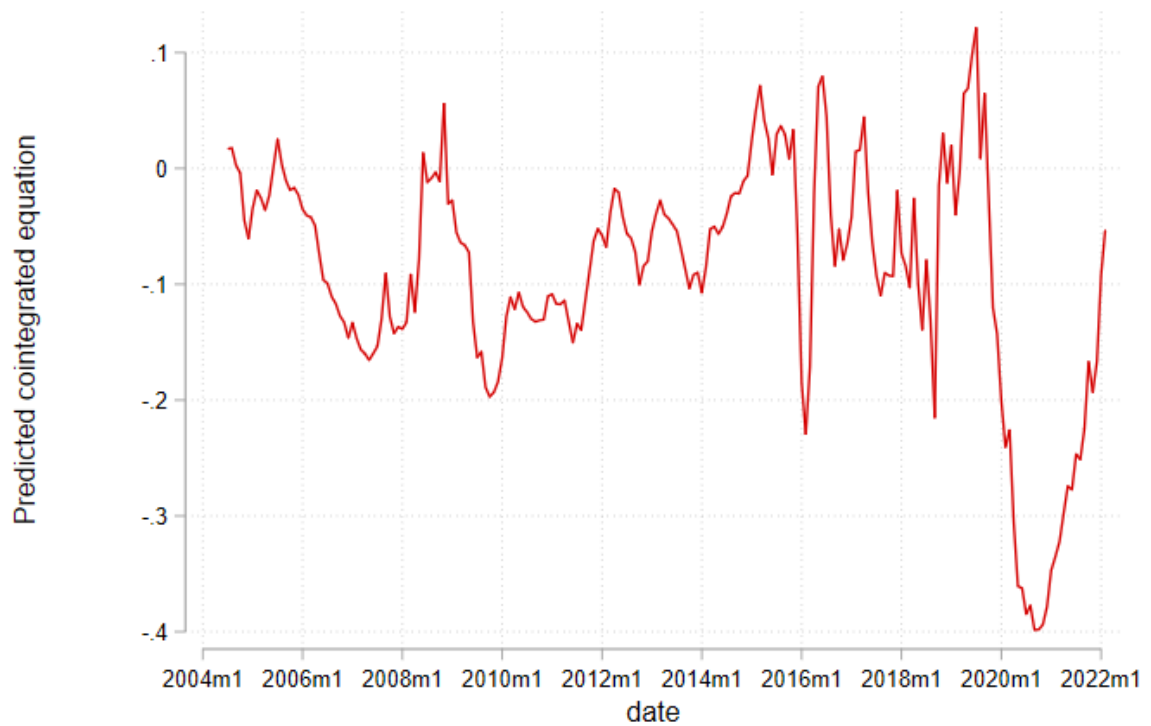
¹³ Si el modelo VEC tiene K variables y r vectores de cointegración, habrá $K-r$ módulos unitarios en la matriz. En nuestro caso, $K=7$ y $r=2$, de modo que $K-r=5$.

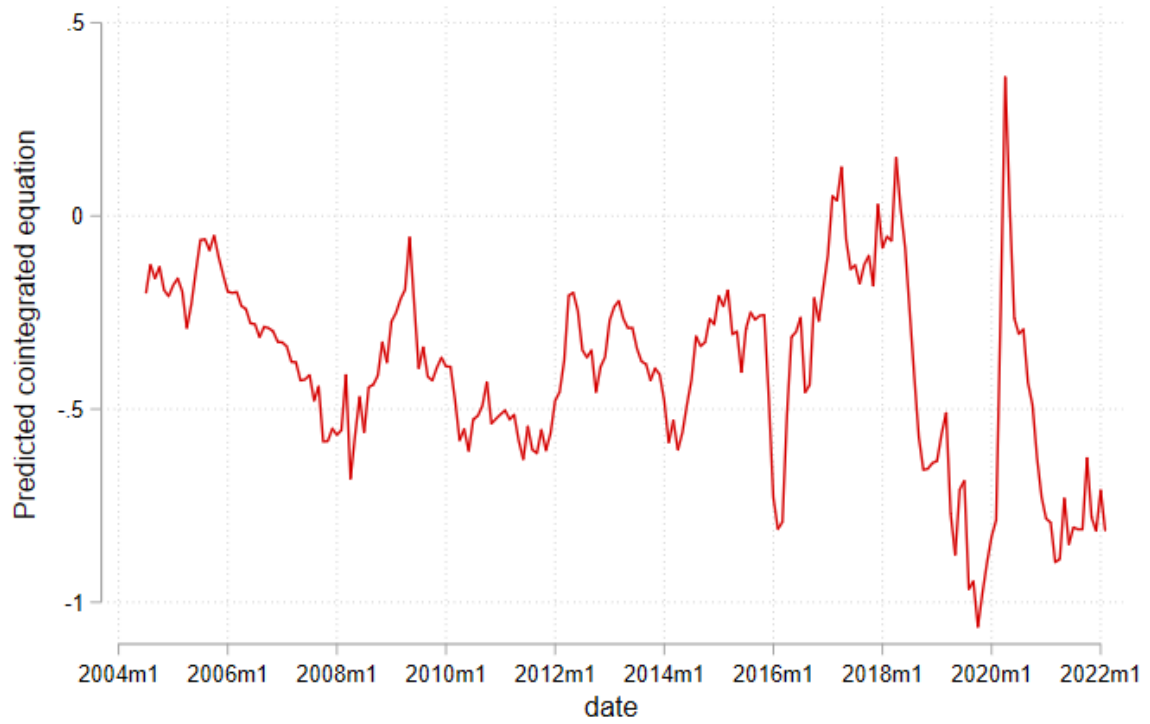
Figura 2. Estabilidad del modelo VEC



Elaboración propia.

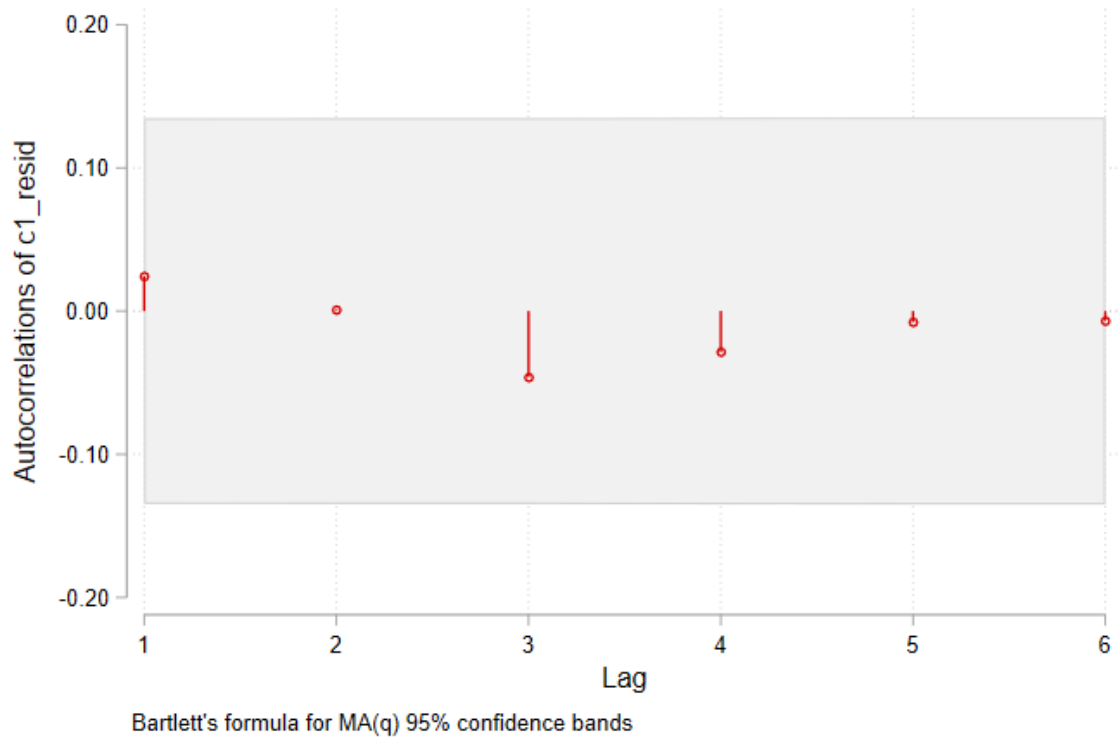
Figura 3. Relaciones de cointegración





Elaboración propia.

Figura 4. Autocorrelación de los errores



Elaboración propia.

4.5 Inferencia

El primer ejercicio de inferencia consiste en analizar relaciones de precedencia temporal entre pares de variables, lo que usualmente se denomina causalidad en sentido de Granger (Granger, 1969). La intuición de esta prueba es sencilla. La variable A causa en sentido de Granger a la variable B , si los cambios pasados de A ayudan a predecir B . En caso de existir, esta relación de precedencia temporal, puede ser unidireccional o bidireccional.¹⁴ En el contexto específico del modelo VEC, esta prueba consiste en evaluar la hipótesis nula de que todos los rezagos de la variable A en la ecuación de la variable B son nulos, de modo que nos referimos a la causalidad en sentido de Granger de corto plazo.¹⁵ Esto es particularmente relevante porque en un contexto de cointegración es necesaria la existencia de algún tipo de causalidad en sentido de Granger en el corto plazo para que el sistema corrija hacia el equilibrio de largo plazo (Engle and Granger, 1987).

Los resultados de las pruebas de causalidad de Granger se presentan en la [Tabla 5](#). Como es esperable, cambios pasados en cada variable ayudan a predecir la propia variable, por eso es que la diagonal principal de la tabla señala rechazo de las hipótesis nulas. Por otro lado, el nivel de precios es anticipado por cambios en la tasa de interés y en el tipo de cambio nominal multilateral. Otro resultado esperado es que cambios en las variables domésticas no contribuyen a predecir el cambio en los precios internacionales de los commodities que importamos, lo cual brinda sustento al supuesto de que Argentina es tomadora de precios a nivel internacional.

¹⁴ Por supuesto, la existencia de causalidad en sentido de Granger de A hacia B , no quita la posibilidad de que exista otra variable C que también cause B .

¹⁵ Es válido notar que esta causalidad es solo en sentido directo en tanto no contempla la potencial relación de A y B , que es mediada por otra variable C .

Tabla 5. Causalidad de Granger en el corto plazo

	IPC	M2 Real	EMAE	Tasa de interés	TCNM	P. Comm. Imp.	P. Regulados
IPC	0.000	0.137	0.846	0.033	0.000	0.424	0.383
M2 Real	0.000	0.000	0.001	0.000	0.376	0.089	0.774
EMAE	0.167	0.057	0.003	0.017	0.093	0.002	0.644
Tasa de interés	0.022	0.068	0.620	0.000	0.000	0.848	0.011
TCNM	0.122	0.782	0.566	0.006	0.000	0.505	0.756
P. Comm. Imp.	0.169	0.351	0.080	0.149	0.621	0.011	0.513
P. Regulados	0.346	0.006	0.934	0.395	0.000	0.317	0.007

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

En lo que resta de esta sección nos concentramos en analizar la respuesta del nivel de precios ante shocks exógenos en el resto de las variables del sistema mediante IRFs ([Figura 5](#)) y FEVDs ([Figura 6](#)). A diferencia de un VAR estacionario, las IRFs de un VEC no necesariamente convergen a cero en el tiempo dado que las variables son integradas de orden 1, lo que posibilita diferenciar entre shocks permanentes y transitorios (Lütkepohl, 2007). Por otro lado, el análisis de las IRFs requiere ortogonalizar los errores de las ecuaciones lo que usualmente se realiza en base a la descomposición de Cholesky, la cual implica asumir la relación contemporánea recursiva entre las variables. Por ejemplo, dadas tres variables A , B y C , el ordenamiento dado por $A \rightarrow B \rightarrow C$ asume que A afecta contemporáneamente a B y C , pero B y C no afectan contemporáneamente a A ; asimismo B afecta contemporáneamente a C , pero no viceversa. En otras palabras, las variables que aparecen primero afectan contemporáneamente a las que le siguen, pero no viceversa. En la práctica, el ordenamiento suele depender de relaciones teóricas esperadas, mientras que la utilización de diferentes ordenamientos permite evaluar la robustez de los resultados.

Intuitivamente, las IRFs permiten analizar los efectos dinámicos frente a shocks en las variables del sistema. En particular, las IRFs presentadas en la [Figura 5](#) muestran la respuesta en el tiempo del índice de precios al consumidor ante un shock ortogonal de un desvío estándar en cada una de las variables del sistema durante 18 meses bajo los cuatro diferentes órdenes de Cholesky que se listan a continuación:

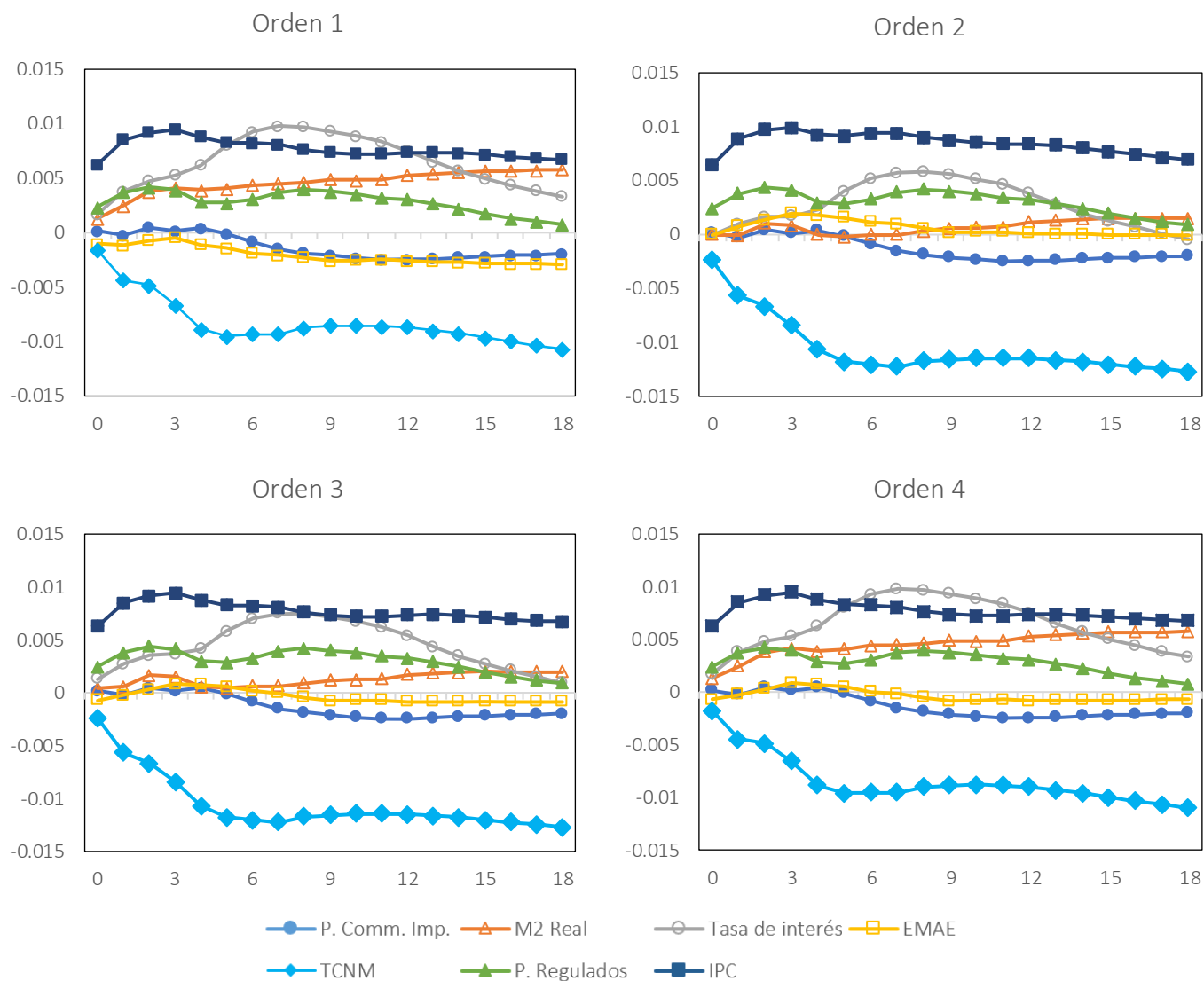
- **Orden 1:** $\log_m \rightarrow \log_real_m2 \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_emae \rightarrow \log_neer \rightarrow \log_tarifas \rightarrow \log_cpi$

- **Orden 2:** $\log_m \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{cpi} \rightarrow \log_{ema} \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf$
- **Orden 3:** $\log_m \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{ema} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_{cpi}$
- **Orden 4:** $\log_m \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{ema} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{cpi}$

Notar que \log_m se incluye primero en los cuatro ordenamientos ya que es la única variable exógena del modelo, es decir, no depende de las condiciones domésticas (ver [Tabla 5](#)).

En primer lugar, un elemento importante a destacar es la similitud de las IRFs en las cuatro simulaciones, lo que brinda soporte a la robustez de los resultados. Segundo, los resultados son, en general, los esperados. Shocks en el nivel de precios tienen un impacto positivo y permanente sobre la propia serie de precios. El precio de regulados tiene un impacto positivo que alcanza su máximo en el segundo mes y converge a cero en el mes 18, de modo que el shock es transitorio. El tipo de cambio nominal multilateral tiene un fuerte impacto negativo y duradero en el tiempo. Esto significa que depreciaciones nominales se asocian con un incremento permanente en el nivel de precios. El nivel de actividad, aproximado por el EMAE, tiene en general un efecto cercano a cero en la mayoría de las simulaciones, aunque bajo el orden 1 tiene un leve efecto negativo sobre el nivel de precios. Shocks en la oferta monetaria tienen un efecto positivo sobre el nivel de precios y lógicamente este es mayor al suponer los órdenes 1 y 2, donde dicha variable se encuentra al inicio de la secuencia recursiva. El resultado más controversial es el efecto positivo que tienen shocks sobre la tasa de interés. Esto puede explicarse por la falta de rol estabilizador que ha tenido dicho instrumento durante el período bajo análisis, estando más relacionado a la absorción de liquidez a través de pasivos remunerados del BCRA que luego se transforman en más emisión monetaria. Finalmente, el precio de commodities internacionales tiene en general un efecto levemente efecto negativo sobre el nivel de precios.

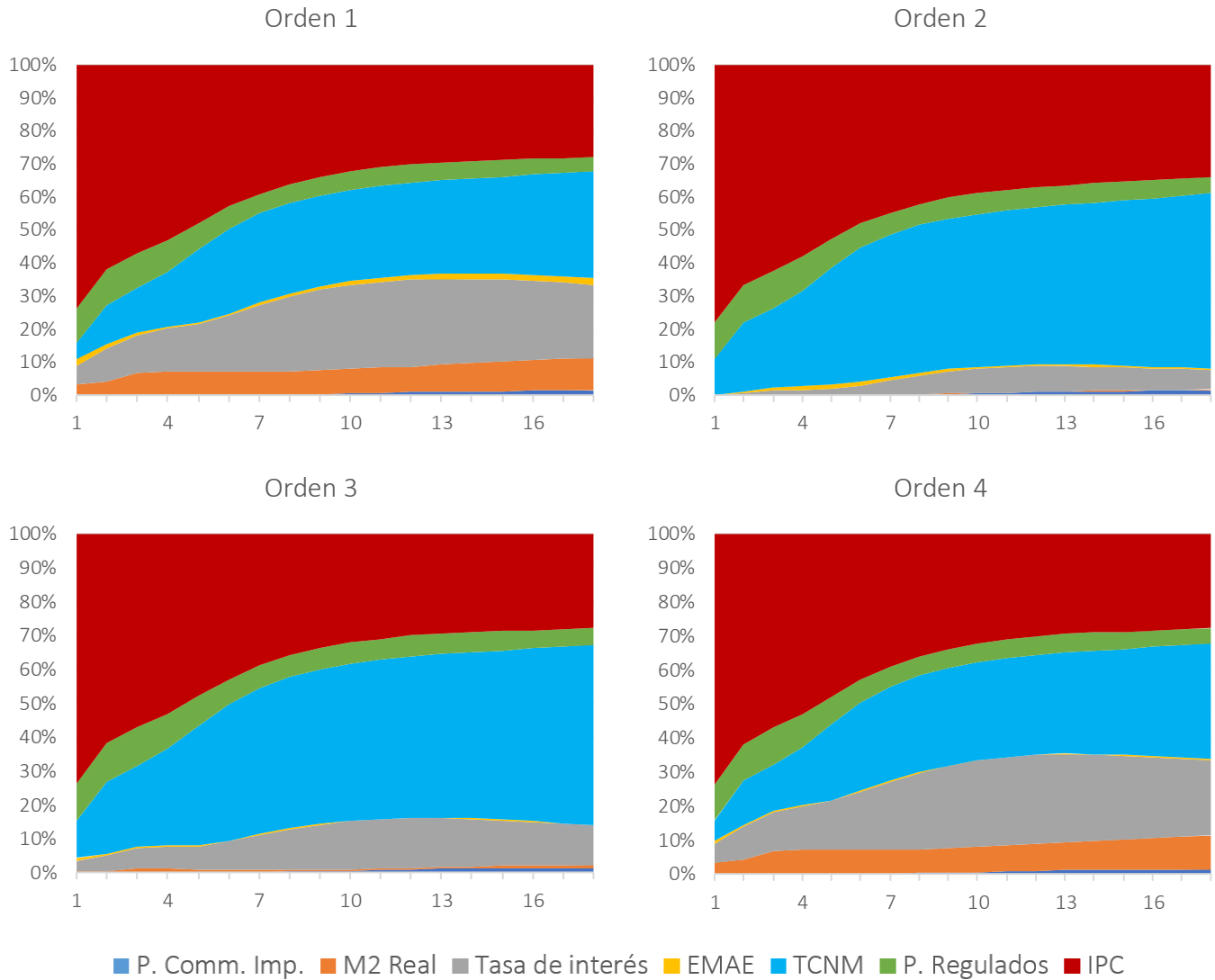
Figura 5. Respuesta del Nivel de Precios ante un shock ortogonal de 1 desvío estándar en cada variable del sistema



Elaboración propia. La figura muestra la respuesta en el tiempo del índice de precios al consumidor ante un shock ortogonal de un desvío estándar en cada una de las variables del sistema durante 18 meses bajo diferentes órdenes de Cholesky. **Orden 1:** $\log_m \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_{emae} \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{cpi}$; **Orden 2:** $\log_m \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{cpi} \rightarrow \log_{emae} \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf$; **Orden 3:** $\log_m \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{emae} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_{cpi}$; **Orden 4:** $\log_m \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{emae} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{cpi}$.

Finalmente, en la [Figura 6](#) se muestran los resultados análogos para la descomposición de varianza. Esta indica qué proporción de la varianza de los errores de pronóstico de una variable puede ser atribuido a los shocks de las diferentes variables del sistema, incluyendo ella misma. Intuitivamente, muestra cuán importantes son los shocks en explicar las variaciones de las variables del modelo y cómo esta importancia varía en el tiempo. Por ejemplo, entre 74 y 78% de la variación en los precios en el período inicial se debe a shocks en el mismo nivel de precios. Sin embargo, esta importancia cae en el tiempo y para el mes 18 es de entre 28 y 34%, de modo que la contribución de otras variables se vuelve más relevante. En particular, la variable que más ve crecer su contribución bajo cualquiera de los órdenes de Cholesky considerados es el tipo de cambio nominal multilateral, que pasa de explicar entre 5 y 6% de la varianza en el primer período a entre 33 y 53%. Algo similar, pero en menor medida, ocurre con la tasa de interés. Mientras tanto, la oferta real de dinero solo es relevante bajo los órdenes 1 y 4, aunque su contribución no supera el 10% en ningún período. El precio de bienes regulados tiene una contribución de entre 5 y 10%, en las cuatro simulaciones consideradas. Finalmente, el nivel de actividad y el precio de bienes internacionales no tienen una contribución relevante en ninguna de las simulaciones.

Figura 6. Descomposición de Varianza



Elaboración propia. La figura muestra la proporción de la varianza de los errores de pronóstico de una variable que puede ser atribuida a los shocks de las diferentes variables del sistema, incluyendo ella misma. **Orden 1:** $\log_m \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_{emae} \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{cpi}$; **Orden 2:** $\log_m \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{cpi} \rightarrow \log_{emae} \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf$; **Orden 3:** $\log_m \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{emae} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_{cpi}$; **Orden 4:** $\log_m \rightarrow \log_{real_m2} \rightarrow irate_pf \rightarrow \log_{neer} \rightarrow \log_{emae} \rightarrow \log_{tarifas} \rightarrow \log_{cpi}$.

5. Conclusiones

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

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

Los resultados sugieren que, en el largo plazo, el nivel de precios tiene una relación negativa y estadísticamente significativa con la tasa de interés, el tipo de cambio nominal multilateral, y el precio de bienes y servicios regulados. Además, el nivel de actividad (precio internacional de las importaciones) se asocia positivamente (negativamente) con el nivel de precios, pero esta relación no es estadísticamente significativa. En el corto plazo, el sistema corrige el desequilibrio del período anterior a una velocidad de 1.5% mensual. En términos de precedencia temporal, el nivel de precios es anticipado por cambios en la tasa de interés y en el tipo de cambio nominal multilateral.

Shocks en el nivel de precios tienen un impacto positivo y permanente sobre la propia serie de precios. El precio de regulados tiene un impacto positivo que alcanza su máximo en el segundo mes y converge a cero en el mes 18, de modo que el shock es transitorio. El tipo de cambio nominal multilateral tiene un fuerte impacto negativo y duradero en el tiempo. Esto significa que depreciaciones nominales se asocian con un incremento permanente en el nivel de precios. El nivel de actividad, aproximado por el EMAE, tiene en general un efecto cercano a cero en la mayoría de las simulaciones. Shocks en la oferta monetaria tienen un efecto positivo sobre el nivel de precios. El resultado más controversial es el efecto positivo que tienen shocks sobre la tasa de interés. Esto puede explicarse por la falta de rol estabilizador que ha tenido dicho instrumento durante el período bajo análisis, estando más relacionado a la absorción de liquidez a través de

pasivos remunerados del BCRA que luego se transforman en más emisión monetaria. Finalmente, el precio de commodities internacionales tiene en general un efecto levemente efecto negativo sobre el nivel de precios.

Finalmente, se analizó cuán importantes son los shocks de cada variable en explicar las variaciones de las variables del modelo y cómo esta importancia varía en el tiempo. Por ejemplo, entre 74 y 78% de la variación en los precios en el período inicial se debe a shocks en el mismo nivel de precios. Sin embargo, esta importancia cae en el tiempo y para el mes 18 es de entre 28 y 34%, de modo que la contribución de otras variables se vuelve más relevante. En particular, la variable que más ve crecer su contribución es el tipo de cambio nominal multilateral, que pasa de explicar entre 5 y 6% de la varianza en el primer período a entre 33 y 53%. Algo similar, pero en menor medida, ocurre con la tasa de interés. Mientras tanto, la contribución de la oferta real de dinero no supera el 10% en ningún período. El precio de bienes regulados tiene una contribución de entre 5 y 10%. Finalmente, el nivel de actividad y el precio de bienes internacionales no tienen una contribución relevante en ninguna de las simulaciones.

Comprender cuáles son las causas del proceso inflacionario es crucial para la efectiva formulación de políticas. Al respecto, un plan antiinflacionario para Argentina debería tener en consideración, tanto la mayor relevancia que tienen el componente inercial, el tipo de cambio, y la tasa de interés en la dinámica de corto plazo del nivel de precios, como la relación de largo plazo entre precios, tasa de interés, y tarifas.

Referencias

- Akinboade, O., S. Krige y Niedermeier, E. (2001). The determinants of inflation in South Africa: An econometric analysis.
- Akinbobola T.O. (2012), The dynamics of money supply, exchange rate and inflation in Nigeria, *Journal of Applied Finance & Banking*, 2, (4), 8.
- Chhibber A. (1991), Africa's rising inflation: causes, consequences, and cures, No 577, Policy Research Working Paper Series, The World Bank.
- Darvas, Z. (2012), Real effective exchange rates for 178 countries: A new database', Working Paper 2012/06, Bruegel, 15 March 2012.
- Darvas, Zsolt (2021) 'Timely measurement of real effective exchange rates', Working Paper 2021/15, Bruegel, 23 December 2021.
- Dhakal, D., Kandil, M., Sharma, S. y Trescott, P (1994). "Determinants of the Inflation rate in the United States: A VAR Investigation". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 34(1), 95-112.
- Elgammal, M. y E., Mohamed. (2015). Key determinants of inflation and monetary policy in the emerging markets: evidence from Vietnam. *Afro-Asian J of Finance and Accounting*. Forthcoming. 10.1504/AAJFA.2016.10000373.
- Engle, R. y C. Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation Estimation, and Testing", *Econometrica*, 35, 2, 251-276.
- García-Cicco J., L. Garegnani, M. Gómez Aguirre, A. Krysa, y L. Libonatti (2022), Regularidades empíricas de la inflación en Latinoamérica. Documentos de Trabajo, N 101, Banco Central de la República Argentina.
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), p.424.
- 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.
- Helmy O. A. (2008), The Impact of Budget Deficit on Inflation in Egypt, ECES Working Paper No. 141.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231–254.

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

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

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

Khan, M. S., y Schimmelpfennig, A. (2006). Inflation in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 45(2), 185–202. <http://www.jstor.org/stable/41260752>

Kim Ki-Ho (1998) US inflation and the dollar exchange rate: a vector error correction model, *Applied Economics*, 30:5, 613-619, DOI: 10.1080/000368498325606

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

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

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

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

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

Nguyen, H. M., Cavoli, T., y Wilson, J. K. (2012). The Determinants of Inflation in Vietnam, 2001-09. *ASEAN Economic Bulletin*, 29(1), 1–14. <http://www.jstor.org/stable/41446022>

Tran N. (2018): The long-run analysis of monetary policy transmission channels on inflation: a VECM approach, *Journal of the Asia Pacific Economy*, DOI: 10.1080/13547860.2018.1429199

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.