



**BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ**

# **La dinámica de la inflación doméstica ante cambios en cotizaciones internacionales de commodities, expectativas de inflación y tipo de cambio**

**Gerson Cornejo\*, David Florian\* y Alan Ledesma\***

\* Banco Central de Reserva del Perú

**DT. N°. 2022-007**  
Serie de Documentos de Trabajo  
Working Paper series  
Junio 2022

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru

# La dinámica de la inflación doméstica ante cambios en cotizaciones internacionales de commodities, expectativas de inflación y tipo de cambio\*

Gerson Cornejo<sup>†</sup>   David Florian<sup>‡</sup>   Alan Ledesma<sup>§</sup>

Junio 2022

## Resumen

Eventos recientes en el ámbito internacional y doméstico podrían explicar el incremento inusual de la inflación registrado durante la recuperación económica posterior al choque COVID-19. Entre estos eventos, destacan el incremento notable de las cotizaciones internacionales de *commodities* de alimentos y de energía, y la persistente depreciación de la moneda local. En línea con ello, el presente estudio busca cuantificar la contribución a la inflación de estos eventos. Para ello se utiliza un enfoque bayesiano de series de tiempo multivariadas robusto a las características de una pequeña economía abierta como la peruana. En este ejercicio, la dinámica estructural se identifica sobre la base de un esquema de restricciones contemporáneas de signos y ceros. Así, se identifica una contribución significativa e importante de las cotizaciones internacionales de *commodities* de alimentos y de energía, y del tipo de cambio sobre el reciente episodio de alta inflación durante la segunda mitad de 2021. Ello estaría asociado al impacto de dichos precios sobre los costos de producción domésticos mediante el encarecimiento de distintos insumos importados. Finalmente, mediante un ejercicio contrafactual, se estima que si las proyecciones pre-COVID-19 de las cotizaciones internacionales se hubiesen materializado, lo más probable es que ninguna de las medidas domésticas de inflación habrían excedido el rango meta de inflación.

---

\*Agradecemos los comentarios y sugerencias de los participantes en el Seminario de Investigación Virtual BCRP Noviembre 2021, a John Aguirre, Carlos Montoro, Fernando Perez y Marco Vega. Asimismo, agradecemos la colaboración de Sadith Salas. Las opiniones expresadas en este trabajo así como los posibles errores son de exclusiva responsabilidad de los autores.

<sup>†</sup>Banco Central de Reserva del Perú. E-mail: gerson.cornejo@bcrp.gob.pe

<sup>‡</sup>Banco Central de Reserva del Perú. E-mail: david.florian@bcrp.gob.pe

<sup>§</sup>Banco Central de Reserva del Perú. E-mail: alan.ledesma@bcrp.gob.pe

## Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2. Metodología</b>	<b>7</b>
<b>3. Resultados</b>	<b>11</b>
3.1. Función de impulso respuesta . . . . .	11
3.2. Efecto traspaso . . . . .	16
3.3. Descomposición histórica . . . . .	20
3.4. Ejercicio contrafactual respecto de la dinámica reciente de la inflación doméstica . . . . .	23
<b>4. Conclusiones</b>	<b>27</b>
<b>Bibliografía</b>	<b>29</b>
<b>A. Transformaciones y resultados</b>	<b>31</b>
<b>B. Traspasos versus función de impulso respuesta</b>	<b>33</b>
<b>C. Resultados en otras especificaciones</b>	<b>35</b>
<b>D. Ejercicio de robustez</b>	<b>44</b>

## 1. Introducción

Luego de mantenerse en el rango meta por cuatro años consecutivos, la inflación en el Perú alcanzó niveles que no se registran desde 2009 (con una tasa interanual de 6,43 por ciento a diciembre 2021). Al respecto, se han ensayado distintas explicaciones que toman en cuenta tanto factores externos como domésticos. Así, hoy por hoy, la narrativa más aceptada asocia el reciente proceso inflacionario doméstico a la elevada inflación mundial y a la importante depreciación del tipo de cambio nominal en 2021.<sup>1</sup> Sin embargo, aún hay incertidumbre sobre los verdaderos determinantes del reciente proceso inflacionario. En este contexto, es importante para la autoridad monetaria identificar la contribución cuantitativa de cada uno de los posibles determinantes de la dinámica de la inflación; y, en base a ello plantear respuestas de política apropiadas y oportunas.

En línea con lo descrito arriba, el proceso inflacionario reciente puede deberse a distintos eventos. De acuerdo al origen, estos eventos se pueden categorizar como provenientes del ámbito internacional o doméstico. En el ámbito internacional, se ha observado recientemente que las cotizaciones internacionales de los principales *commodities* de alimentos y energía se han incrementado notablemente desde 2020. En paralelo, en el plano doméstico, se ha observado un incremento importante en la depreciación del tipo de cambio nominal al mismo tiempo que las expectativas de inflación superan el rango meta por primera vez después de varios años. Ambos tipos de eventos se transmiten de manera directa e indirecta hacia la inflación doméstica retroalimentando la respuesta de las expectativas de inflación.

Como se observa en el gráfico 1, la dinámica reciente de los precios de *commodities* es inusualmente pronunciada y heterogénea. Por ejemplo, luego de que la variación a doce meses de los precios de energía se contrajera en promedio 5,5 por ciento durante 2019 y 2020, en 2021 estos precios se incrementaron hasta alcanzar un máximo crecimiento de 171,6 por ciento en abril. Similares repuntes se observan en el caso de las cotizaciones internacionales de alimentos y de metales industriales. Nótese, que no se observan tasas de magnitud similar desde al menos el año 2010 en pleno superciclo de *commodities*.

La dinámica reciente en las cotizaciones internacionales de los *commodities* de energía y alimentos estaría asociada a la presencia de cuellos de botella en la producción de los mismos, el cual genera un posible desfase entre la oferta y la demanda asociado a la recuperación económica mundial. Estos cuellos de botella son producto de la rápida recuperación mundial en 2021, luego de que en el 2020 la mayoría de los países reaccionaran a la pandemia del COVID-19 con el cierre de varios sectores productivos. Con respecto al canal de transmisión, se espera que incrementos en estas cotizaciones incidan en los costos marginales de producción doméstica, lo que eventualmente se materializa en una mayor inflación.

Por su parte, en el plano doméstico, se registró una depreciación nominal pronunciada de la moneda acompañada de mayores expectativas de inflación (ver gráfico 2). Así, el tipo de cambio nominal promedio mensual se incrementó en 11,6 por ciento entre enero y diciembre 2021 mientras que las expectativas de inflación se ubicaron en 3,68 por ciento al cierre de 2021.

Además, la pandemia del COVID-19 se ha manifestado como choques simultáneos de oferta y demanda en los distintos sectores productivos. Ello habría generado una mayor demanda relativa en los segmentos mayoristas y minoristas de alimentos y energía con el consecuente incremento de sus precios (ver gráfico 2). La mayor demanda relativa se observa también, aunque con una menor cuantía, en el segmento minorista de bienes y servicios diferentes de alimentos y energía. Estos desarrollos domésticos también explicarían parte de la mayor inflación registrada a lo largo de 2021.

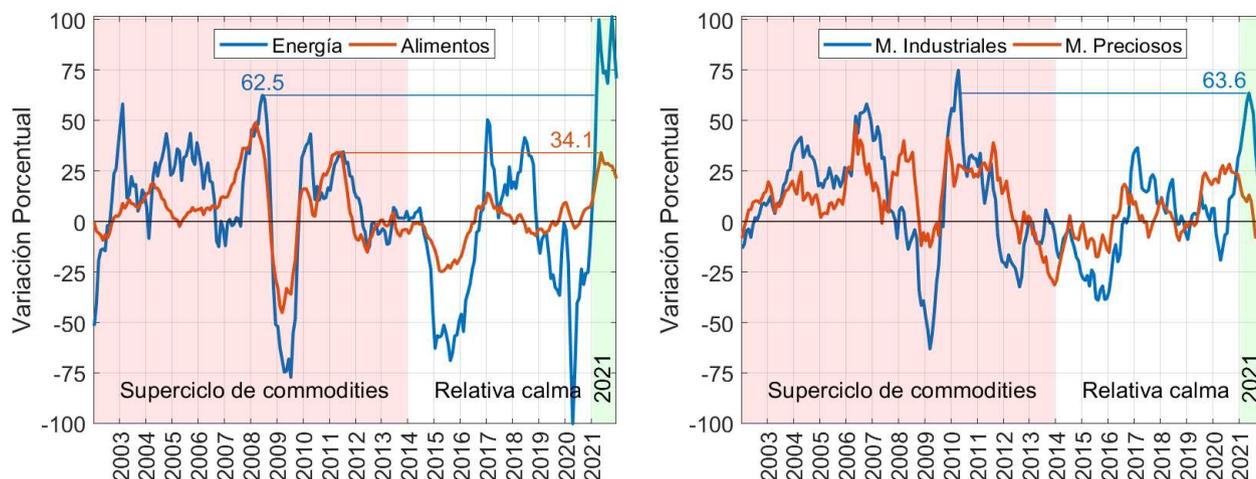
---

<sup>1</sup> El proceso inflacionario global es producto de la rápida recuperación económica luego de la flexibilización de las principales medidas de contención de la pandemia del COVID-19 y del incremento de los costos de transporte en el comercio internacional. De hecho, la acelerada recuperación económica ha generado cuellos de botella en las cadenas de suministros globales debido a desfases entre oferta y demanda en distintos sectores productivos.

**Gráfico 1.** Variación interanual de cotizaciones internacionales de commodities

(a) No Metales

(b) Metales



Es probable que la dinámica descrita en los párrafos previos arriba haya contribuido a la mayor inflación registrada en 2021. Es por ello que el **propósito del presente estudio es cuantificar la contribución de dichos eventos sobre la dinámica de la inflación**. Para ello, se formula un modelo de vectores autoregresivos con bloque exógeno como en [Canova \(2005\)](#). Esto es, el vector autoregresivo incluye un sector doméstico que es influenciado por la dinámica del bloque externo; sin embargo, el bloque externo no responde a la dinámica del sector doméstico. De esta manera, el modelo es consistente con el supuesto de que la economía peruana puede ser descrita como una economía pequeña y abierta tomadora de precios internacionales.<sup>2</sup> Cabe resaltar que el bloque externo se compone de las cotizaciones internacionales de *commodities* de alimentos, de energía y de metales preciosos e industriales mientras que el bloque doméstico contiene diferentes medidas de inflación doméstica como el índice de precios al consumidor y sus componentes de alimentos y energía y sin considerar estos últimos. Además el bloque doméstico incluye precios al por mayor, tipo de cambio y expectativas de inflación.

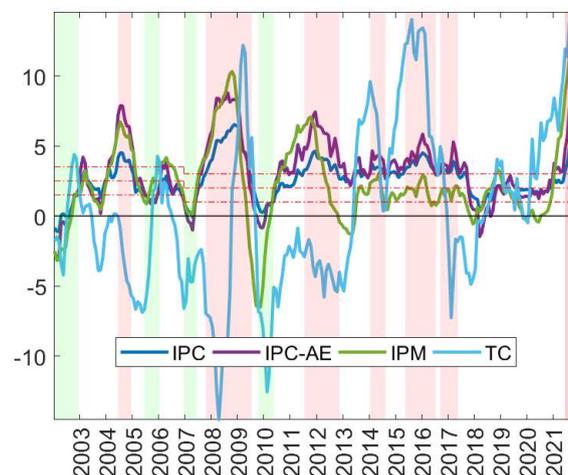
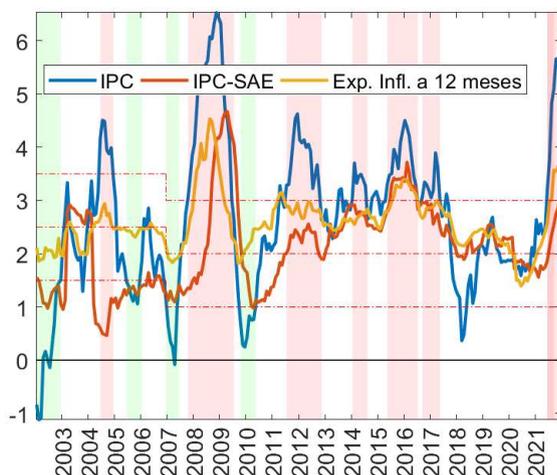
El modelo se estima mediante econometría bayesiana donde coexisten tres distribuciones *prior* sobre los coeficientes. Se incluye el *prior* de Minnesota, propuesto en [Litterman \(1986\)](#), en el que se asume que el vector autorregresivo está compuesto por paseos aleatorios (o ruidos blancos) independientes. Asimismo, se añade el *prior* propuesto en [Doan, Litterman, & Sims \(1984\)](#) que generaliza el *prior* de Minnesota al asumir que los paseos aleatorios (o ruidos blancos) del vector autorregresivo son conjuntos. Finalmente, se incluye el *prior* de observación inicial arbitraria sugerido en [Sims \(1993\)](#), el cual, asigna alguna estructura de cointegración entre las variables que componen el vector autoregresivo. Los varios hiperparámetros involucrados en dichos *priors* se seleccionan de tal manera que se maximice la verosimilitud marginal de los datos. Esta combinación de estructuras *priors* mejoran la capacidad predictiva del modelo como se reporta en las investigaciones de [Doan, Litterman, & Sims \(1984\)](#), [Sims \(1993\)](#) y posteriormente en [Bańbura, Giannone, & Reichlin \(2010\)](#). Cabe destacar que el *prior* de Minnesota se modifica de tal manera que la estimación bayesiana resulte consistente con un bloque exógeno para las variables internacionales en términos de la estructura de rezagos considerada en el modelo. Asimismo, la identificación asume que el bloque doméstico no tiene impacto contemporáneo sobre el bloque externo lo que completa el supuesto de pequeña economía abierta.

<sup>2</sup> En [Canova \(2005\)](#) se utiliza el bloque exógeno para identificar el impacto sobre economías latinoamericanas de choques originados en USA. En dicho estudio, las variables de USA afectan la dinámica interna de las economías latinoamericanas; sin embargo, los eventos originados en las economías latinoamericanas no pueden influenciar la dinámica económica en USA.

**Gráfico 2.** *Inflación doméstica interanual*

(a) *IPC, IPC-SAE y Exp. de inflación*

(b) *IPC-AE, IPM y tipo de cambio*



**Nota.** IPC: índice de precios al consumidor, IPC-SAE: índice de precios al consumidos sin alimentos y energía, IPC-AE: índice de precios al consumidos de alimentos y energía e IPM: índice de precios al por mayor.

Los choques estructurales se identifican mediante un esquema de restricciones contemporáneas de signos y ceros en base a la metodología desarrollada en [Arias, Rubio-Ramírez, & Waggoner \(2018\)](#). Las restricciones de ceros son consecuencia, principalmente, del bloque exógeno asociado a las cotizaciones internacionales de *commodities*. Por su parte, las restricciones de signos se imponen sólo en las interacciones contemporáneas entre las variables que componen el sector doméstico. Estas restricciones se basan en la simultaneidad derivada del modelo nuevo keynesiano entre los índices de precios y sus expectativas. Asimismo, se añaden también restricciones consistentes con la evidencia de traspasos positivos del tipo de cambio hacia los índices de precios. Es importante resaltar que se utilizó el paquete BEAR desarrollado en [Dieppe, Legrand, & Van Roye \(2018\)](#) para la implementación técnica del procedimiento estadístico utilizado en este documento.

Cabe destacar que en esta investigación, el vector autoregresivo sólo incluye datos sobre precios tanto de cotizaciones internacionales como de distintos precios domésticos, mas no incorpora variables que miden el nivel de actividad económica. Esto podría entenderse como una limitación ya que según la teoría económica, la interacción entre variables de actividad económica y de precios facilitarían la identificación de choques de oferta y demanda. No obstante, las variables de actividad vienen registrando una extraordinaria variabilidad desde 2020 (a consecuencia de la pandemia del COVID-19), lo que podría alterar artificialmente los resultados de la estimación. Es importante mencionar que, añadir variables de actividad con estimaciones robustas a esta excepcional variabilidad es una extensión actualmente en agenda.<sup>3</sup>

Los resultados sugieren que es posible identificar incrementos significativos de la inflación doméstica como respuesta a choques de cotizaciones internacionales de *commodities* de alimentos y energía. En contraste, los choques de cotizaciones internacionales de *commodities* de metales (industriales y preciosos) generan respuestas deflacionarias y no significativas en la mayoría de periodos. Por su parte, los choques al tipo de cambio producen respuestas menos persistentes en la inflación que los choques de cotizaciones internacionales, mientras que los choques a las expectativas de inflación no parecen afectar la dinámica de las diversas medidas de inflación

<sup>3</sup> Al respecto, la literatura aún está en desarrollo; sin embargo, ya se dispone de avances notables, como por ejemplo la propuesta de [Lenza & Primiceri \(2020\)](#).

doméstica. Este resultado parece validar la idea de que el proceso de formación de expectativas en este sistema es profundamente endógeno y sus variaciones inesperadas son simplemente ruidos que no contienen información relevante que afecte alguna de las medidas de inflación.

Esta dinámica identificada sugiere que las fluctuaciones en las cotizaciones de *commodities* de no metales explicarían en gran parte aquellos episodios en los que la inflación se desvió del rango meta sistemáticamente, en particular los episodios entre octubre 2007 y junio 2009 así como entre julio 2011 y octubre 2012. Sin embargo, en el último episodio inflacionario de la muestra (entre junio y diciembre 2021), la depreciación de la moneda también jugaría un rol importante conjuntamente con los precios internacionales de alimentos y de energía. Cabe resaltar que se han presentado episodios en los que la depreciación cambiaria y las expectativas de inflación explicaron gran parte (más del 50 por ciento) de la desviación de la inflación respecto al centro del rango meta mientras que las cotizaciones internacionales de *commodities* contribuyeron de manera negativa (por ejemplo entre mayo 2015 y junio 2016 y entre setiembre 2016 y mayo 2017).

De manera similar, a partir de la estructura identificada del modelo se estima la inflación doméstica que se habría materializado en 2020 y 2021 si las cotizaciones de los *commodities* hubiesen replicado la dinámica prevista antes de la pandemia del COVID-19. El ejercicio sugiere que con un intervalo creíble de 68 % ni la inflación del IPC-SAE ni las expectativas de inflación hubiesen superado el rango meta. Por su parte, la estimación central del resto de medidas de inflación (incluyendo la del IPC) se habrían mantenido en el rango meta mientras que el riesgo de superar el rango meta sería notablemente reducido.

Estos resultados son consistentes con hallazgos en estudios similares. Los trabajos de [Cecchetti & Moessner \(2008\)](#), [Baek & Koo \(2010\)](#), [Durevall, Loening, & Birru \(2013\)](#), [Ferrucci, Jiménez-Rodríguez, & Onorantea \(2012\)](#), [Sekine & Tsuruga \(2018\)](#), [Lin & Xu \(2019\)](#) y [Chen, Zhu, & Li \(2020\)](#) investigan preguntas similares en varios países entre avanzados y emergentes. En estos se concluye que la variación interanual de las cotizaciones internacionales de alimentos contribuye en mayor medida a la inflación total que la contribución de las cotizaciones internacionales de energía.<sup>4</sup> Este resultado estaría relacionado con la mayor persistencia en las variaciones de los precios internacionales de alimentos. En estas investigaciones se encuentra también que la inflación subyacente toma mas tiempo en revertir a su media, lo que es consistente con la importante persistencia de la inflación del IPC-SAE para el caso peruano identificada en este estudio. Por su parte, [García-Germán, Bardají, & Garrido \(2016\)](#) reportan resultados opuestos en el caso de la Unión Europea (esto es, un impacto limitado y temporal sobre la inflación doméstica de cambios en las cotizaciones internacionales de alimentos). Sin embargo, esos resultados son heterogéneos, ya que sí reportan relaciones de largo plazo entre las cotizaciones internacionales de alimentos y los precios domésticos en más de la mitad de los estados miembros de la Unión Europea.

En todos estos estudios se tiene el cuidado de controlar por las variaciones del tipo de cambio. Ello se debe al importante traspaso de la depreciación a la inflación doméstica identificado regularmente en la literatura. Al respecto, [Takhtamanova \(2010\)](#) y [Mihaljek & Klau \(2008\)](#) presentan evidencia de una reducción sistemática de dicho traspaso, probablemente asociado a entornos de inflación baja y estable. En una aplicación al caso peruano, [Winkelried et al. \(2012\)](#) encuentra evidencia de traspaso significativo aunque reducidos para Perú. En contraste, en esta investigación se encuentra un traspaso relativamente elevado; sin embargo, la respuesta ante choques de tipo de cambio son relativamente menos persistentes. Así, los efectos de este tipo de choques se disipan ciertamente más rápido en comparación a los efectos de otros choques del sistema (como el choque en la

<sup>4</sup> En los casos de [Baek & Koo \(2010\)](#), [Durevall, Loening, & Birru \(2013\)](#), [Lin & Xu \(2019\)](#) y [Chen, Zhu, & Li \(2020\)](#) las investigación se concentran en datos de una sola economía: USA, Etiopía, China y China, respectivamente. En cambio, en [Ferrucci, Jiménez-Rodríguez, & Onorantea \(2012\)](#) se evalúa la zona Euro, en [Sekine & Tsuruga \(2018\)](#) se evalúan 144 países y en [Cecchetti & Moessner \(2008\)](#) se estudia un conjunto de economías entre avanzadas y emergentes: Canadá, Dinamarca, la zona del euro, Japón, Noruega, Suecia, Suiza, Reino Unido, Estados Unidos, China, Taipei Chino, RAE de Hong Kong, Hungría, Indonesia, Corea, México, Singapur, Sudáfrica y Tailandia.

cotizaciones de alimentos). De hecho, si bien el tipo de cambio contribuye de manera importante a la dinámica del tipo de cambio, su contribución no se identifica como la más relevante en los episodios inflacionarios salvo en los episodios de mayo 2015 a junio 2016 y de setiembre 2016 a mayo 2017 en los que el tipo de cambio contribuye en 55 por ciento aproximadamente a los desvíos observados de la inflación respecto al centro del rango meta.

Resultados similares se reportan en [Bukeviciute, Dierx, Ilzkovitz, & Roty \(2009\)](#), [Davidson, Halunga, Lloyd, McCorrison, & Morgan \(2016\)](#) y [Rigobon \(2010\)](#). En éstos se evalúan los canales de transmisión de los precios internacionales de materias primas sobre precios minoristas de diversos países. Con respecto a las cotizaciones de alimentos, se reportan similares hallazgos a los que se reportan aquí. De hecho se identifica una relación positiva entre el peso de los bienes de alimentos y energía en la canasta del consumidor y el impacto de este tipo de choques. Sin embargo, respecto de los choques sobre cotizaciones de metales, se identifica una repuesta positiva de la inflación en economías avanzadas. Ello contradice los resultados de esta investigación. Sin embargo, esto es un resultado previsible según las características de cada economía. Es de esperar que el encarecimiento de los metales afecte los costos marginales de producción para una economía desarrollada importadora neta de metales industriales mientras que para el caso de una pequeña economía abierta exportadora de metales, el incremento en los precios internacionales de estos productos genera efectos diferenciados sobre la dinámica de la inflación doméstica.

A su vez, la dinámica de la inflación ante choques externos o domésticos, puede verse afectada por el porcentaje de participación de los alimentos en la canasta básica de consumo así como por el anclaje de las expectativas de inflación. En [IMF \(2011\)](#) y en [Furceri, Loungani, Simon, & Wachter \(2016\)](#) se investiga el efecto de los precios internacionales de alimentos sobre la inflación en economías emergentes y avanzadas. En ambos estudios se reporta que el traspaso del aumento de los precios internacionales de alimentos a la inflación es mayor para las economías emergentes. Estos resultados pueden ser consecuencia de que, en las economías emergentes existe un mayor porcentaje de participación de alimentos dentro de su canasta y donde las expectativas de inflación están ancladas con una menor firmeza en comparación con el anclaje logrado en economías desarrolladas.

En la práctica, es usual que los encargados de política se interesen por el efecto traspaso de un choque sobre la inflación. Ya que con frecuencia este efecto es interpretado como una elasticidad; y, por lo tanto, se utiliza para hacer “predicciones manuales y rápidas” de la respuesta de la inflación ante cambios súbitos de alguno de sus determinantes. En contraste, los resultados en este documento sugieren que es preferible hacer “proyecciones rápidas” con la función de respuesta a un impulso en lugar de utilizar el efecto traspaso. Esto es consecuencia de la elevada inercia identificada en la inflación doméstica, ya que choques sobre algún determinante generan efectos trasposos crecientes incluso cuando los efectos del choque empiezan a disiparse.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta el marco econométrico y describe la estrategia de identificación de los choques estructurales. En base a estos resultados, la sección 3 resume los resultados derivados de la estimación. Los resultados se concentran en tres métricas: la función de impulso y respuesta, el efecto traspaso y la descomposición histórica de los choques estructurales. Finalmente, la sección 4 concluye.

## 2. Metodología

Se estima un modelo de vectores autorregresivos estructurales bayesianos (VAREB) con bloque externo. El bloque externo está compuesto por los índices de cotizaciones internacionales de los siguientes *commodities*: energía ( $C^E$ ), alimentos ( $C^A$ ), metales industriales ( $C^{MI}$ ) y metales preciosos ( $C^{MP}$ ). Este bloque se considera exógeno. Esto es, se permite que las variaciones en este bloque afecten al bloque doméstico; sin embargo, el bloque doméstico no influye en la dinámica del bloque externo.

Por su parte, el bloque doméstico incluye a las expectativas de inflación a doce meses ( $\Delta_{12}P^e$ ), tipo de cambio

( $S$ ), índices de precios al por mayor ( $P^M$ ) y a los índices de precios al consumidor de alimentos y energía ( $P^{AE}$ ) y sin alimentos y energía ( $P^{SAE}$ ).<sup>5</sup> Todas las variables están expresadas como índices de año base 2009, con excepción de la expectativa de inflación que se encuentra en diferencias de logaritmos a doce meses.<sup>6</sup> Asimismo, la muestra de estimación inicia en enero de 2001 y termina en diciembre de 2021.

Sea  $\mathbf{y}^* = [C^E, C^A, C^{MI}, C^{MP}]'$  e  $\mathbf{y} = [D_{12}P^e, S, P^M, P^{AE}, P^{SAE}]'$  los componentes de los bloques externo y doméstico del sistema, respectivamente. Así,  $\mathbf{Y} = [\mathbf{y}', \mathbf{y}^*]'$  es un vector de orden  $9 \times 1$  que contiene a todas las variables del sistema. Con ello que se puede formular el VAREB de la siguiente manera:

$$t(\mathbf{Y}_t) = \mathbf{B}_0 + \sum_{\ell=1}^p \mathbf{B}_\ell t(\mathbf{Y}_{t-\ell}) + \mathbf{C}\mathbf{U}_t \text{ con } \mathbf{U}_t \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I}), \quad (2.1)$$

donde  $t(\cdot)$  es una función que transforma los datos antes de ser ingresados al VAREB.<sup>7</sup>

Como se resume en el anexo A, distintas especificaciones de  $t(\cdot)$  implican diferentes propiedades estadísticas; y, condicional a un número limitado de rezagos, diferentes resultados ante un mismo proceso generador de datos. De este anexo se concluye que la elección de la transformación  $t(\cdot)$  debería ser producto de un balance entre las propiedades estadísticas deseables y la relevancia económica de los resultados. De acuerdo a ello, se optó por un número grande de rezagos (esto es,  $p = 13$ ), lo que mejora el desempeño estadístico de la metodología. Asimismo, la estimación se hace con diferencias interanuales, debido a que con esta transformación se producen los resultados de mayor relevancia económica. Estos resultados se presentan en la sección 3; sin embargo, como ejercicio de transparencia, se reportan también los resultados provenientes de estimaciones con las otras transformaciones en el anexo C.

Luego de desagregar por bloques, el VAREB en (2.1) se puede reescribir como

$$\begin{bmatrix} t(\mathbf{y}_t) \\ t(\mathbf{y}_t^*) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_0 \\ \mathbf{b}_0^* \end{bmatrix} + \sum_{\ell=1}^p \begin{bmatrix} \mathbf{b}_\ell & \mathbf{b}_{*\ell} \\ \mathbf{b}_\ell^* & \mathbf{b}_{*\ell}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t(\mathbf{y}_{t-\ell}) \\ t(\mathbf{y}_{t-\ell}^*) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{c} & \mathbf{c}_* \\ \mathbf{c}^* & \mathbf{c}_*^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{u}_t \\ \mathbf{u}_t^* \end{bmatrix}. \quad (2.2)$$

En un contexto frecuentista, el supuesto de exogeneidad del sector externo implica imponer la siguiente restricción al estimar (2.2):

$$\mathbf{b}_\ell^* = \mathbf{c}_*^* = \mathbf{0} \text{ para todo } \ell \in \{1, \dots, p\}. \quad (2.3)$$

Así, como se sugiere en Canova (2005), la restricción (2.3) introduce directamente en (2.2) la imposibilidad de que el sector externo responda a choques estructurales originados en el sector doméstico ( $\mathbf{u}_t$ ). En contraste, en el enfoque bayesiano, la restricción (2.3) es información que se introduce en la estimación a través del *prior* sobre los coeficientes en el caso de  $\mathbf{b}_\ell^*$ . Por su parte, la restricción sobre  $\mathbf{c}_*^*$ , es en realidad, parte de los supuestos de identificación estructural que se explican más adelante.

<sup>5</sup> Los resultados con respecto al índice de precios al consumidor ( $P$ ) se calculan fuera de la estimación en base a la siguiente identidad:  $P = \omega P^{SAE} + (1 - \omega)P^{AE}$  con  $\omega = 0,56$ .

<sup>6</sup> Esto es,  $\Delta_{12}P_{t+12|t}^e = 100 \times \log \frac{P_{t+12|t}^e}{P_t}$  donde  $P_{t+12|t}^e$  es el índice de precios al consumidor esperado en el momento  $t$  para doce meses en adelante. Este precio esperado se obtiene de la encuesta de expectativas de inflación elaborada por el BCRP.

<sup>7</sup> Específicamente, se utilizaron, y se presentan en esta investigación, las siguientes transformaciones

- Nivel:  $t(x_t) = 100 \times \log x_t^{ae}$
- Log-diferencia mensual anualizada:  $t(x_t) = 1200 \times (\log x_t^{ae} - \log x_{t-1}^{ae})$
- Log-diferencia interanual:  $t(x_t) = 100 \times (\log x_t^{ae} - \log x_{t-12}^{ae})$

donde  $x_t^{ae}$  es la versión con ajuste estacional de  $x_t$  estimado con el filtro TRAMO-SEATS.

De no incluir el supuesto de sector externo exógeno, la formulación del *prior* en este documento sería estándar. Esto es, se incluye en simultaneo los *priors* de **Minnesota**, **suma de coeficientes** y de **observación inicial arbitraria**.<sup>8</sup> Es así que introducir la restricción (2.3) en la estimación, implica extender el *prior* de Minnesota de tal manera que se añada un hiperparámetro que controle la contribución del sector doméstico al sector externo en la distribución *posterior*.

Para la extensión del *prior* de Minnesota se define  $b_{i,j}(\ell)$  como el elemento de la fila  $i$  y columna  $j$  de  $\mathbf{B}_\ell$  en (2.1). Así, el *prior* sobre dicho coeficiente se asume Normal con media  $E b_{i,j}(\ell)$  y varianza  $\text{var}(b_{i,j}(\ell))$ , tal que

$$E b_{i,j}(\ell) = \begin{cases} \delta_i, & \text{si } i = j \text{ y } \ell = 1 \\ 0, & \text{en cualquier otro caso} \end{cases} \quad \text{y } \text{var}(b_{i,j}(\ell)) = \begin{cases} \frac{\pi_1^2 \pi_4^2 \sigma_j^2}{\ell^2 \sigma_i^2} & \text{si } b_{i,j}(\ell) \in \mathbf{b}_\ell^* \text{ con } \ell > 0 \\ \frac{\pi_1^2 \sigma_j^2}{\ell^2 \sigma_i^2} & \text{si } b_{i,j}(\ell) \notin \mathbf{b}_\ell^* \text{ con } \ell > 0, \\ \pi_5^2 \sigma_i^2 & \text{si } \ell = 0 \end{cases}, \quad (2.4)$$

donde  $\ell$  y  $\sigma_i$  son el rezago al que corresponde la matriz en el VAR y la desviación estándar del residuo MCO sobre la ecuación  $i$ -ésima del VAR. Por su parte,  $\delta_i$ ,  $\pi_1$  y  $\pi_4$  son los hiperparámetros de la distribución *prior* de Minnesota extendido. Estos hiperparámetros tienen el objetivo de modular la forma de la distribución *prior* y calibrar la influencia del *prior* sobre la distribución *posterior*. Específicamente,

- $\delta_i \in \{0,1\}$  es el hiperparámetro de paseo aleatorio. Se asume que las variables en el VAR son paseos aleatorios (y por tanto, no estacionarios) si  $\delta_i = 1$ . En cambio, si  $\delta_i = 0$  se asume que dichas variables siguen procesos con reversión a sus medias.
- $\pi_1, \pi_4, \pi_5 > 0$  son los hiperparámetro de ajuste global, del sector externo y de variables determinísticas (intercepto). Si  $\pi_j \rightarrow 0$  ( $\pi_j \rightarrow \infty$ ), la influencia del *prior* sobre la distribución *posterior* es fuerte (débil).

Dado que  $\pi_4$  solo afecta a los coeficientes en  $\mathbf{b}_\ell^*$  y ningún elemento de  $\mathbf{b}_\ell^*$  pertenece a la diagonal principal de  $\mathbf{B}_1$ , la media posterior de  $b_{i,j}(\ell) \in \mathbf{b}_\ell^*$  será aproximadamente cero si  $\pi_4$  se calibra suficientemente cerca a cero. Los hiperparámetros  $\pi_2$  y  $\pi_3$ , ausentes en (2.4), son los hiperparámetros de ajuste asociados a los prior de suma de coeficientes y de observación inicial arbitraria.

El *prior* para la estimación de la matriz de varianza en (2.1) se asume Wishart inversa con grados de libertad  $\alpha_0 = 11$  y matriz de escala  $\mathbf{S}_0 = \text{diag}(\{\sigma_i^2\}_{i=1}^9)$ . Así, el prior conjunto sobre  $\{\mathbf{B}_\ell\}_{\ell \geq 0}$  y  $\mathbf{C}\mathbf{C}'$  se conoce como el prior Normal-Wishart independiente.

El hiperparámetro  $\pi_4$  se calibra en  $10^{-4}$  ya que con esta calibración se obtiene que el sector doméstico en efecto no influye en la dinámica del segmento internacional. Por su parte,  $\pi_5$  se fija en 100, lo que equivale a limitar la influencia del prior sobre la media posterior del intercepto en el modelo. Como se presenta en el cuadro (1), los hiperparámetros  $\delta_i$  se calibran de acuerdo a la transformación de la variable en el VAR. Así, si el precio ingresa al VAREB como un índice entonces  $\delta_i = 1$ . En contraste, si el precio se introduce como variación de logaritmos entonces  $\delta_i = 0$ .

El resto de hiperparámetros ( $\pi_1, \pi_2$  y  $\pi_3$ ) se determinan de tal manera que se maximice la verosimilitud marginal de los datos. Cabe destacar que, con el prior seleccionado no hay expresión analítica de la verosimilitud marginal de los datos como es el caso en Giannone, Lenza, & Primiceri (2015). Así, esta verosimilitud se aproxima de forma numérica como se sugiere en Chib (1995). Los resultados se presentan en el cuadro (1), donde se tiene que es óptimo no incluir el prior de suma de coeficientes y fijar  $\pi_3$  en 0,1 y  $\pi_1$  en 0,13 para el VAR estimado en índice de precios y 0,14 para los VARs estimados en diferencias de logaritmos.

<sup>8</sup> Como se propone en Litterman (1986), Doan, Litterman, & Sims (1984) y Sims (1993), respectivamente.

**Cuadro 1.** *Calibración de hiperparámetros*

Hiperparámetro	$t(\cdot)$ : Estimación en	
	Nivel	Log-diferencia anualizada o interanual
Paseo aleatorio ( $\delta_i$ )	1	0
Ajuste: global ( $\pi_1$ )	0.13	0.14
Ajuste: suma de coeficientes ( $\pi_2$ )	–	–
Ajuste: observación inicial arbitrario ( $\pi_3$ )	0.1	0.1

### Identificación

Con el propósito de identificar los choques estructurales del sistema, se sigue a [Arias, Rubio-Ramírez, & Waggoner \(2018\)](#) y se combinan restricciones de ceros y signos para este fin. El bloque externo se asume recursivo y tiene la misma naturaleza que una identificación de Choleski. Explícitamente, como se presenta en el panel inferior derecho del cuadro (2), se asume que en el segmento externo las variables se ordenan de más a menos exógenas de la siguiente manera:

$$C^E > C^{MI} > C^{MP} > C^A. \quad (2.5)$$

Concretamente, se asume los choques originados en las cotizaciones de energía tienen impacto contemporáneo sobre el resto de cotizaciones. Asimismo, choques en cotizaciones de metales industriales tienen impacto contemporáneo en las cotizaciones de metales preciosos y alimentos pero no afectan las cotizaciones de energía. De manera similar, choques en cotizaciones de metales preciosos impactan contemporáneamente a las cotizaciones de alimentos sin que las cotizaciones de energía ni de metales industriales respondan. Por último, los choques estructurales originados en las cotizaciones de alimentos no afectan a las cotizaciones del resto de *commodities*. Cabe destacar que, no se aplica restricción alguna sobre la respuesta contemporánea de las variables doméstica ante estos choques.

En el apéndice D se implementa un ejercicio cuyo propósito es evaluar los cambios en los resultados derivados de alterar el ordenamiento sugerido en (2.5). En base a esa evaluación, se puede asegurar que los resultados presentados en este documento son robustos al ordenamiento de las variables externas. La estrategia de identificación del sector externo, sin embargo, es aún mejorable en el sentido de que la identificación de Cholesky excluye la posibilidad de simultaneidades entre cotizaciones que podrían ser relevantes. De hecho, este aspecto es parte de la agenda pendiente para la extensión de esta investigación.

En relación al bloque doméstico, se asume que las variables domésticas no tienen impacto contemporáneo sobre las variables internacionales (ver los ceros en el cuadrante inferior izquierdo del cuadro 2). Debido a que la estimación de la forma reducida del VAR incluye un bloque externo exógeno a través de la extensión del *prior* de Minnesota descrito anteriormente, esta ausencia de respuesta contemporánea se mantiene en todos los periodos.

Con respecto a la interacción contemporánea entre variables del sector doméstico, se ha impuesto la menor cantidad de restricciones de tal manera que la identificación se mantenga ciertamente agnóstica. Estas restricciones de signos se presentan en el cuadrante superior izquierdo del cuadro 2. Como se puede ver en dicho cuadro, no se imponen restricciones sobre la respuesta ante choques en  $P^{AE}$ .

Se asume que los choques a las expectativas de precios tienen impacto positivo contemporáneo sobre  $P^{SAE}$

**Cuadro 2.** Restricciones contemporáneas de signos y ceros

	Choque a ...					$C^A$	$C^{MP}$	$C^{MI}$	$C^E$
	$P^{SAE}$	$P^M$	$S$	$\Delta_{12}P^e$	$P^{AE}$				
$P^{SAE}$		+	+	+					
$P^M$	+		+	+					
$S$									
$\Delta_{12}P^e$	+	+	+						
$P^{AE}$			+						
$C^A$	0	0	0	0	0				
$C^{MP}$	0	0	0	0	0	0			
$C^{MI}$	0	0	0	0	0	0	0		
$C^E$	0	0	0	0	0	0	0	0	

y sobre  $P^M$ . Esta restricción se justifica en base a las rigideces de precios habituales en los modelos nuevo keynesianos. Según esta teoría, las rigideces nominales son consistentes con una curva de Phillips en la que la inflación doméstica se anticipa a la secuencia futura de inflación.<sup>9</sup> De hecho, esta teoría sugiere una simultaneidad entre precios observados y esperados, lo que justifica también restringir respuestas positivas de las expectativas de inflación ante choques originados en  $P^{SAE}$  y  $P^M$ . En adición, se asume una simultaneidad positiva entre  $P^M$  y  $P^{SAE}$  que se materializa en una restricción positiva sobre la respuesta de ambas variables ante choques originados tanto en  $P^{SAE}$  como en  $P^M$ .

### 3. Resultados

Con el propósito de evaluar los resultados derivados de la estimación, se calculan tres métricas típicas del análisis de series de tiempo multivariadas. La función de impulsos y respuestas (FIR), el efecto traspaso (ET) y la descomposición histórica. El análisis se concentra en la respuesta de la inflación doméstica y sus componentes ante choques en cotizaciones de *commodities* de metales, no metales, tipo de cambio y expectativas de inflación.

#### 3.1. Función de impulso respuesta

La FIR mide la reacción dinámica de una variable de interés (sea ésta la variable  $i$ ) ante un choque estructural ocurrido hace  $\tau$  periodos en otra variable (sea ésta la variable  $j$ ). Formalmente, la FIR se calcula según

$$FIR_{ij}(\tau) = \frac{\partial y_{i,t}}{\partial \epsilon_{j,t-\tau}}. \quad (3.1)$$

Así, un choque (de 1 desviación estándar) originado en la variable  $j$  ocurrido hace  $\tau$  periodos, genera hoy un incremento de  $FIR_{ij}(\tau)$  unidades en la variable  $i$ .

Se presentan las respuestas en forma de la variación interanual de  $P^{SAE}$  (IPC-SAE),  $P^{AE}$  (IPC-AE),  $P^M$  (IPM),  $P$  (IPC) y de  $\Delta_{12}P^e$  (inflación esperada) ante choques de cotizaciones internacionales de no metales (gráfico 3), de cotizaciones internacionales de metales (gráfico 4) y del tipo de cambio e inflación esperada (gráfico 5). Asimismo, en el cuadro en 3 se reportan la respuestas máximas y el número de periodo que transcurren hasta alcanzar dichos máximos según las FIRs presentadas. Por último, con el fin de hacer proyecciones “manuales y rápidas”, en el cuadro 4 se muestra la respuesta estandarizada de las distintas medidas de inflación doméstica

<sup>9</sup> Ver por ejemplo, los modelos canónicos nuevo keynesianos descritos en Woodford (2011), Galí (2015) y Walsh (2017)

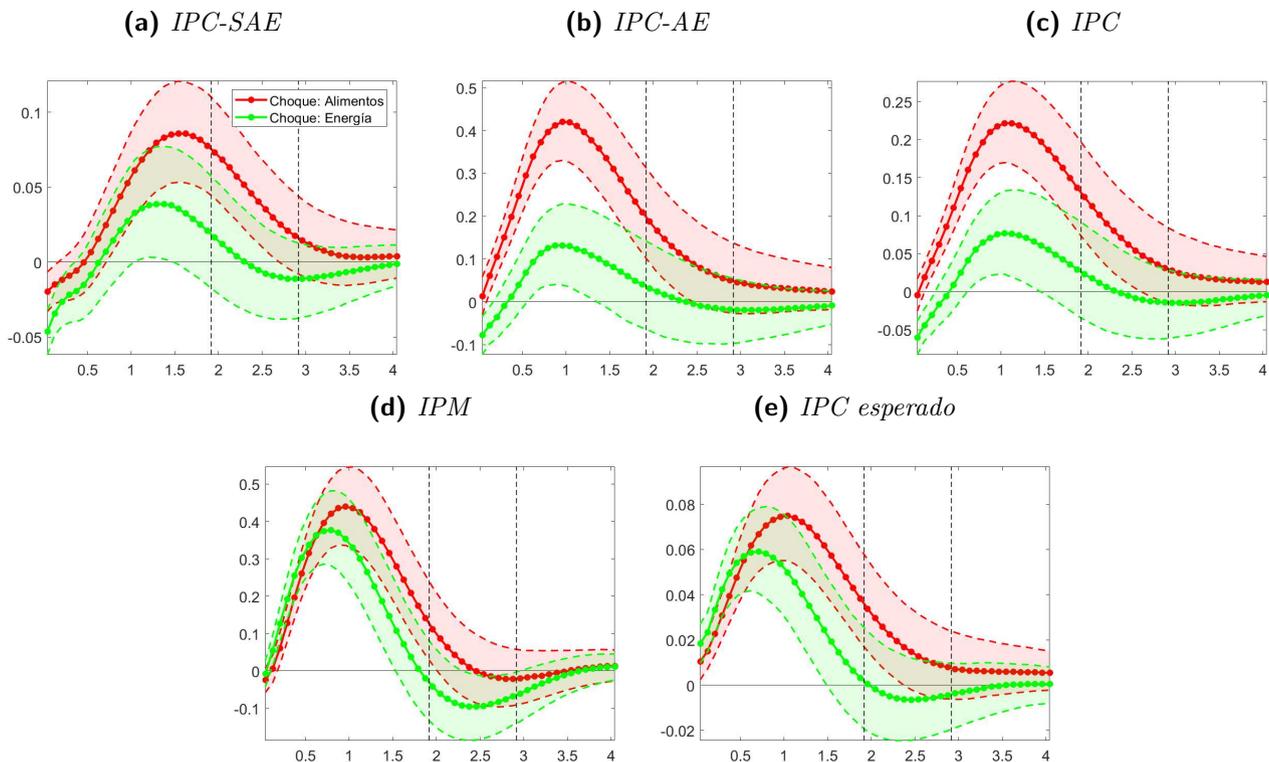
luego de uno y dos años de haber ocurrido alguno de los choques analizados.

### Cotización internacional de no metales

En el gráfico 3 se presentan las respuestas ante impulsos positivos en los precios de los *commodities* de alimentos (área roja) y de energía (área verde). Las FIRs sugieren que estos choques son inflacionarios tanto en el corto como en el mediano plazo. Ello podría deberse a que en general, estos *commodities* constituyen productos intermedios para la producción doméstica además de tener una participación significativa en la canasta básica de consumo que conforma el IPC doméstico. Así, un aumento de dichas cotizaciones incrementa los costos marginales de producción lo que incide en la inflación doméstica de manera directa e indirecta a través de la respuesta de las expectativas de inflación. En el mismo gráfico se aprecia que ambos choques producen respuestas cualitativamente similares. Sin embargo, los choques en precios de alimentos parecen tener efectos más pronunciados y de mayor duración sobre las distintas medidas de inflación doméstica.

En todos los casos las medidas de inflación reversionan a la media en el mediano plazo (luego de 5 semestres como máximo); sin embargo, la persistencia identificada para cada choque resulta notablemente heterogénea. Un resultado destacable es que, en general, se observa que la mayor persistencia e impacto ocurre ante choques en cotizaciones de alimentos.

**Gráfico 3.** Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en cotizaciones de no metales



**Nota.** Las FIRs se calculan con choques de una desviación estándar en las cotizaciones de alimentos (rojo) y energía (verde). Asimismo, las áreas corresponden al intervalo creíble de 68 por ciento.

La inflación del IPC-SAE muestra la mayor persistencia con el menor impacto (ver gráfico 3a). Así, el máximo ocurre entre 16 y 18 meses después de ocurrido el choque y no sobrepasa 0,1 p.p. en la variación interanual para el caso del choque de alimentos mientras que para el choque de energía, la variación IPC-SAE no supera 0.05

p.p. (ver cuadro 3). Este resultado no sorprende ya que el IPC-SAE excluye los precios de mayor volatilidad en la canasta de consumo y conceptualmente incluye solo aquellos bienes de la canasta básica con mayor rigidez en la formación de sus precios. El otro extremo ocurre con la variación interanual del IPM y del IPC-AE (ver gráficos 3d y 3b), respectivamente. Ambas variables muestran las mayores respuestas entre aquellas que componen el bloque doméstico y alcanzan un máximo impacto luego de 9 y 11 meses de originado el choque (ver cuadro 3). Ello es un reflejo de la capacidad de estos sectores de ajustarse más rápido a sus costos de producción lo que estaría relacionado a bienes con muy poca rigidez en su formación de precios. Así, luego de un choque en la cotización internacional de alimentos, el máximo impacto en la variación interanual del IPM es de 0,44 p.p. mientras que para la variación interanual del IPC-AE es de 0,42 p.p. Un choque en la variación interanual de los precios internacionales de energía genera un impacto máximo en la variación del IPM de 0,38 p.p. pero un incremento significativamente menor en la variación del IPC-AE de 0,13 p.p. (ver cuadro 3).

La dinámica de las expectativas de inflación (ver gráfico 3e) es producto de la retroalimentación en relación a la dinámica de las distintas medidas de inflación doméstica. Así, la mayor inflación del IPC-AE y del IPM inducen incrementos futuros en la inflación del IPC. Ante esto, los agentes ajustan sus creencias sobre la inflación futura lo que impacta en la formación de expectativas. Se observa que ante choques en cotizaciones de no metales, las expectativas de inflación muestran las respuestas menos persistentes entre las variables del bloque doméstico ya que rápidamente convergen a su valor medio. Asimismo, el máximo impacto sobre las expectativas de inflación ocurre entre 8 y 12 meses luego de ocurrido un choque en los precios internacionales de energía o de alimentos, respectivamente (ver cuadro 3).

De este modo se configura la respuesta de la inflación IPC como el promedio ponderado entre la respuesta de la variación interanual del IPC-SAE y del IPC-AE la que es influenciada por la dinámica en la respuesta de los precios al por mayor y de las expectativas de inflación. En el cuadro 3 se observa que la inflación del IPC demora alrededor de 13 meses en alcanzar su máxima respuesta de 0,2 p.p. luego de un choque en la cotización internacional de alimentos mientras que para los choques en precios de energía, la inflación IPC alcanza una respuesta máxima de 0,1 luego de 12 meses.

La información que se presenta en el cuadro 4 puede ser utilizada para realizar las predicciones “ad-hoc” sobre las distintas medidas de inflación doméstica. Esto, por su puesto, ante la ocurrencia de un solo choque (manteniendo los demás constantes) cuya magnitud se ha estandarizado a 1 por ciento. Así, fácilmente se puede reescalar al tamaño del choque observado.

Para interés del encargado de política, se puede predecir que el incremento de la inflación al primer año es de 0,083 por ciento y para el segundo año se reduce a 0,042 por ciento por cada incremento de 1 por ciento en los precios de alimentos. Es decir, se espera que la inflación responda fuertemente en los primeros trimestres y luego el efecto se vaya disipando. En línea con este resultado, el modelo predice que la variación interanual del IPC-AE se elevaría en 0,157 por ciento al primer año y luego este efecto descendería a menos de la mitad hasta alcanzar 0,062 por ciento al final del segundo año. Solo el IPC-SAE muestra un ligero incremento, posiblemente vinculado a la persistencia identificada de esta variable. Así, se obtiene que del primer al segundo año el incremento de la inflación del IPC-SAE pasaría de 0,023 por ciento a 0,026 por ciento.

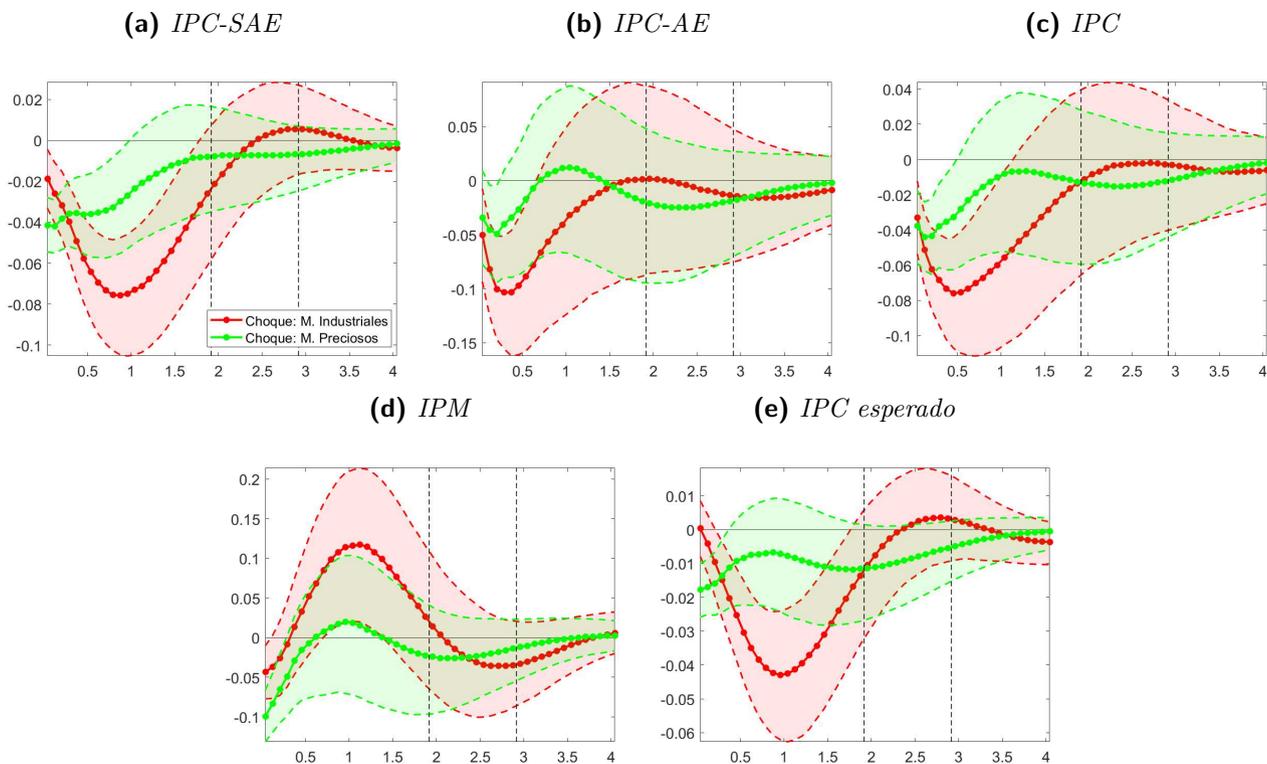
Los resultados del IRFs en el caso del choque de *commodities* de energía son cuantitativamente menores debido a que la desviación estándar de este choque es en promedio 3 veces mayor que los choques de alimentos (Ver cuadro 4). De igual manera, se predice que la inflación se incrementaría en 0,007 por ciento al cabo de un año por cada incremento de 1 por ciento en el precio de energía. De estas respuestas, destaca que el aumento en precios mayoristas asciende a 0,031 por ciento y 0,163 por ciento en el primer año ante el choque de energía y alimentos, respectivamente.

## Cotización internacional de metales

Las FIRs de las medidas de inflación ante los choques en los precios de *commodities* de metales industriales (rojo) y preciosos (verde) se muestran en el gráfico 4. La respuesta ante este tipo de choques son cualitativamente opuestas a las respuestas ante choques en *commodities* de no metales. Así, las FIRs son por lo general negativas, y en algunos casos no significativas (ver respuesta a metales preciosos 4b y 4d y 4e).

En general, los incrementos de estas cotizaciones favorecen las exportaciones tradicionales mineras; por lo tanto, estos choques tienen efectos positivos sobre las condiciones económicas y financieras de la economía peruana. En específico, se espera que un alza de las exportaciones mineras por mejores precios internacionales genere una apreciación del tipo de cambio (por mayores flujos internos de divisas); y, una reducción de las expectativas de inflación, ambas traducidas en menores presiones inflacionarias.

**Gráfico 4.** *Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en cotizaciones de metales*



**Nota.** Las FIRs se calculan con choques de una desviación estándar en las cotizaciones de metales industriales (rojo) y metales preciosos (verde). Asimismo, las áreas corresponden al intervalo creíble de 68 por ciento.

Adicionalmente, se observa que la reversión a la media inicia rápidamente en el caso de los metales preciosos. De hecho, en el cuadro 3 se puede apreciar que todas las medidas de inflación alcanzan la máxima contracción entre el periodo inicial y el segundo mes del choque en metales preciosos. En contraste, en el caso de las cotizaciones de metales industriales se observa mayor contracción con una reversión a la media más lenta (de dos semestres aproximadamente). Por ejemplo, la inflación del IPC-SAE y del IPC-AE se reduce hasta un máximo de 0,076 y 0,103 por ciento al décimo y tercer mes del choque, respectivamente. Al agregar ambos resultados, la inflación del IPC se reduce hasta en 0,076 por ciento (ver 4c) e inicia su reversión a la media luego del primer año.

Esta respuesta diferenciada ante estos choques estaría asociada a la predominante participación de los metales industriales en las exportaciones tradicionales peruanas. De acuerdo a ello, los incrementos en las cotizaciones

de metales industriales tienen un mayor impacto sobre el valor en dólares de las exportaciones mineras.

Sorprende la respuesta de la inflación del IPM, ya que muestra una dinámica contraria a las respuesta de las otras medidas de inflación doméstica (ver 4d). Por otro lado, es notable la importante y persistente respuesta de las expectativas de inflación ante este choque (ver 4e). Las expectativas de inflación alcanzan su máxima respuesta luego de 11 meses y revierte a la media en el tercer semestre. Esta respuesta podría estar asociado a un ajuste en las proyecciones de los agentes que esperaran menores niveles de inflación ante condiciones externas más favorables.

Por último, la cuantificación de la respuesta estandarizada se muestra en el cuadro 4. Lo más resaltante es la reducción de la inflación a 0,009 por ciento al año ante el incremento de 1 por ciento en metales industriales. Para el segundo año la respuesta pierde significancia. De igual manera, se predice que el IPC-SAE mostraría una caída de 0,011 por ciento, mientras que el IPM incrementaría 0,018 por ciento. Vale indicar que en ambos casos se predice que la respuesta estandarizada ya habría revertido a 0 por ciento al segundo año. De igual manera, al observar los resultados en el caso de metales preciosos, las respuestas estandarizadas no son significativamente diferentes de 0 por ciento en los plazos mostrados en el cuadro 4.

### Expectativas de Inflación y Tipo de Cambio

Finalmente, se presentan algunos resultados sobre eventos domésticos en el gráfico 5. Se simula la respuesta ante un choque de depreciación del tipo de cambio (rojo) y de las expectativas de inflación (verde). En este punto, es importante recordar que el sistema no incluye variables de actividad ni de política. Por lo tanto, es posible que las innovaciones identificadas como ‘estructurales’ no separen apropiadamente los choques de oferta de los de demanda. Sin embargo, el ejercicio es aún relevante en la medida que se reportan las respuestas promedio ante movimientos no predecibles del tipo de cambio y de las expectativas de inflación.<sup>10</sup>

El gráfico 5 muestra que las respuestas a la depreciación del tipo de cambio son sistemáticamente positivas y relativamente persistentes. Por ejemplo, según el cuadro 3 el IPC-SAE alcanza un incremento máximo de 0,082 luego de 10 periodos y revierte a la media luego de 6 semestres (según el gráfico 5a). Por el contrario el IPC-AE responde rápidamente al incremento alcanzando el máximo en el periodo inicial y en consecuencia la inflación total también alcanza el máximo en el periodo 0. Según los gráficos 5b y 5c, las FIRs revierten a la media completamente luego de 36 periodos. En esa línea, el IPC-AE alcanza un incremento de hasta 0,281 puntos porcentuales.<sup>11</sup>

Por otro lado, al observar las FIRs del choque a expectativas, los resultados son muy heterogéneos. En este caso, solo el IPC-SAE parece mostrar un incremento significativo en los periodos iniciales. Según el cuadro 3 esta alcanza su máximo en el octavo mes y revierte a la media alrededor de periodo 12. En general, se puede observar en 5 que las expectativas solo generan aumentos iniciales en el IPM y la SAE, mientras que las inflación total no parece mostrar cambios significativos.

Aunque aun es posible mejorar la identificación (al incluir variables de actividad), la reducida respuesta ante choques de expectativas de inflación resulta sorprendente. De confirmarse este resultado, se tendría evidencia de que los agentes formulan sus expectativas de acuerdo la información de las variables en el sistema con un componente especulativo poco relevante.

En resumen, el cuadro 4 muestra cuantitativamente, la predicción sobre la respuesta estandarizada ante ambos choques. Los resultados más destacables son las respuestas ante el choque de tipo de cambio, que muestran ser

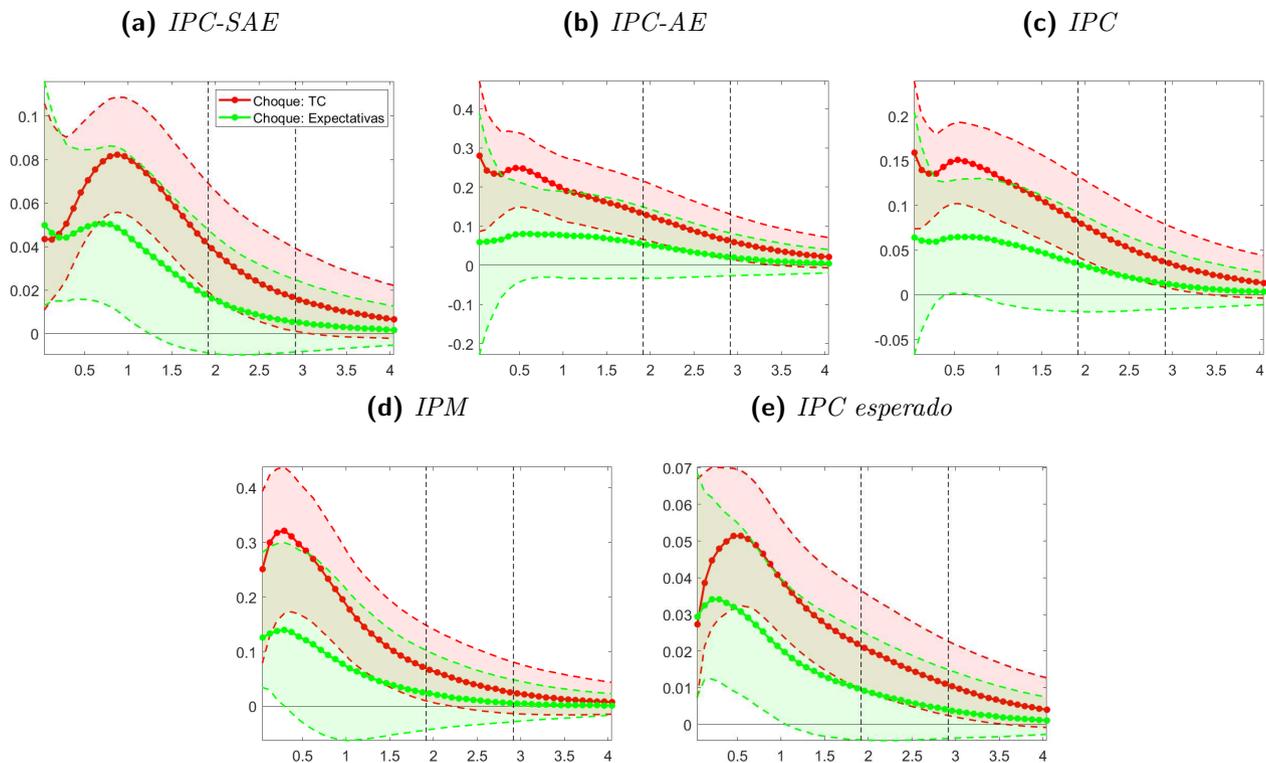
<sup>10</sup> Como se mencionó anteriormente, incluir variables de actividad y de respuesta política supone la necesidad de explorar relaciones no lineales debido a la prominente variabilidad registrada en estas variables desde inicios de la pandemia del COVID-19.

<sup>11</sup> Este efecto correspondería al componente de inflación importada que afecta tanto al IPC-SAE y en gran medida al IPC-AE elevando el costo de la canasta de bienes mediante un tipo de cambio más elevado para los productores y consumidores locales.

significativas para 1 y 2 años. En resumen, la inflación se incrementaría en 0,190 por ciento en el primer año y 0,110 por ciento en el segundo año ante una depreciación de 1 por ciento del TC. Esta caída paulatina que experimentarían la inflación viene acompañado de menores incrementos en SAE y AE para el segundo año. En el caso de la inflación del IPC-AE, se proyecta que al primer año el incremento sería de 0,280 por ciento y 0,180 por ciento al segundo año. Para la inflación del IPC-SAE es de 0,116 por ciento y 0,053 por ciento para el primer y segundo año respectivamente. De igual manera, las expectativas se incrementan principalmente al primer año (0,056 por ciento), pero esto se reduce a casi la mitad luego de 12 meses (0,029 por ciento).

En el caso del choque de expectativas, se encuentra que solo la inflación del IPC-SAE experimentaría un incremento de 1,477 por ciento en el primer año. Las otras variables de inflación no muestran cambios significativos en los horizontes presentados en el cuadro.

**Gráfico 5.** *Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en tipo de cambio y expectativas*



**Nota.** Las FIRs se calculan con choques de una desviación estándar del tipo de cambio (rojo) y de expectativas de inflación (verde). Asimismo, las áreas corresponden al intervalo creíble de 68 por ciento.

### 3.2. Efecto traspaso

El ET es una medida de respuesta o sensibilidad relativa promedio en el tiempo de una variable de interés (sea ésta la variable  $i$ ) ante choques originados en otra variable (sea ésta la variable  $j$ ). Específicamente,

$$ET_{ij}(t) = \frac{\sum_{\tau=1}^t FIR_{ij}(\tau)}{\sum_{\tau=1}^t FIR_{jj}(\tau)}$$

De esta forma, un choque en la variable  $j$  genera una dinámica promedio en la variable  $i$  equivalente al  $ET_{ij}(t)$  de lo observado como respuesta promedio en la variable  $j$  al cabo de  $t$  periodos. Es importante tener en cuenta que

**Cuadro 3. Máxima respuestas ante choques estructurales**

		Respuesta de ...					
		$P^e$	$P^M$	$P^{AE}$	$P^{SAE}$	$P$	
Choque a ...	$C^E$	Máximo	0,059	0,377	0,132	0,039	0,077
		Mes	8	9	11	16	12
	$C^A$	Máximo	0,075	0,439	0,421	0,086	0,222
		Mes	12	11	11	18	13
	$C^{MI}$	Máximo	-0,043	0,117	-0,103	-0,076	-0,076
		Mes	11	13	3	10	5
	$C^{MP}$	Máximo	-0,018	-0,100	-0,049	-0,042	-0,044
		Mes	0	0	2	1	1
	$S$	Máximo	0,051	0,321	0,281	0,082	0,159
		Mes	6	3	0	10	0
	$P^e$	Máximo	0,034	0,139	0,081	0,051	0,065
		Mes	2	3	6	8	7

**Nota.**  $P^e$ : precios esperados,  $P^M$ : precios al por mayor,  $P^{AE}$ : precios al consumidor de alimentos y energía,  $P^{SAE}$ : precios al consumidor sin alimentos ni energía,  $P$ : precios al consumidor,  $S$ : Tipo de cambio,  $C^E$ : Cotizaciones de energía,  $C^A$ : Cotizaciones de alimentos,  $C^{MI}$ : Cotizaciones de metales industriales y  $C^{MP}$ : Cotizaciones de metales preciosos. IRF computados con choques de una desviación estándar

la definición implica que incrementos del ET no necesariamente involucran mayores respuestas de la variables de interés.<sup>12</sup>

El cuadro 5 presenta los ETs calculados para las variables domésticas. Resalta el incremento de los ET entre primer al segundo año. En específico, el ET de los *commodities* de alimentos hacia la inflación aumenta de 0,053 % a 0,128 %. De igual manera el ET en IPC-AE se eleva de 0,112 % a 0,239 %, mientras que IPM pasa de 0,112 % a 0,225 %. Es decir, en todos los casos la acumulación del choque se va incrementando entre el primer y segundo año, lo cual refleja que la inflación aún estaría en terreno positivo hasta luego de 5 semestres.

Para contrastar esto, el cuadro 4 presenta los FIR estandarizados ante un incremento de uno por ciento en las variables. De esta manera, se verifica que aunque la respuesta del IPC ante el choque de alimentos se reduce de 0,083 % a 0,042 % del primer al segundo año, aún se mantiene significativamente positiva. Esto significa, que dada la persistencia de las variables domésticas, los choques aún tienen incrementos de la inflación al segundo año a pesar de que el máximo incremento ocurre antes.

El efecto traspaso del incremento de los precios internacionales de alimentos sobre la inflación IPC-AE pasa de 0,112 por ciento en el primer año a 0,225 en el segundo año. Lo cual resume el gran nivel de dependencia de la canasta AE hacia la importación de bienes. Finalmente, también se concretan traspasos de 0,006 y 0,0039 en la inflación del IPC-SAE y de 0,021 y 0,044 en las expectativas. Ello evidencia canales alternativos por los cuales las cotizaciones de *commodities* de no metales también afectan a los precios en otros mercados y repercuten sobre las predicciones de inflación de los agentes económicos.

Cabe señalar que los choques de cotizaciones de metales tienen efectos significativos principalmente sobre la

<sup>12</sup> El anexo B incluye un ejemplo ilustrativo respecto de este último punto.

**Cuadro 4.** *Función de impulsos y respuestas estandarizados*

		$P^e$	$P^M$	$P^{AE}$	$P^{SAE}$	$P$
$C^E$	1 año	0,005* (0,003, 0,007)	0,031* (0,020, 0,042)	0,012* (0,003, 0,021)	0,003* (0,000, 0,006)	0,007* (0,002, 0,012)
	2 años	0,000 (-0,002, 0,002)	-0,006 (-0,015, 0,004)	0,002 (-0,007, 0,012)	0,001 (-0,002, 0,005)	0,002 (-0,004, 0,008)
$C^A$	1 año	0,028* (0,021, 0,036)	0,163* (0,123, 0,204)	0,157* (0,122, 0,193)	0,023* (0,011, 0,034)	0,083* (0,063, 0,103)
	2 años	0,011* (0,004, 0,019)	0,032 (-0,004, 0,073)	0,062* (0,026, 0,104)	0,026* (0,014, 0,038)	0,042* (0,021, 0,066)
$C^{MI}$	1 año	-0,007* (-0,010, -0,004)	0,018* (0,003, 0,033)	-0,005 (-0,019, 0,008)	-0,011* (-0,016, -0,007)	-0,009* (-0,016, -0,001)
	2 años	-0,001 (-0,004, 0,001)	0,001 (-0,012, 0,014)	0,000 (-0,013, 0,013)	-0,003 (-0,008, 0,002)	-0,001 (-0,009, 0,007)
$C^{MP}$	1 año	-0,002 (-0,005, 0,002)	0,004 (-0,015, 0,022)	0,002 (-0,014, 0,018)	-0,005 (-0,011, 0,001)	-0,002 (-0,011, 0,007)
	2 años	-0,002 (-0,005, 0,000)	-0,005 (-0,020, 0,007)	-0,005 (-0,020, 0,009)	-0,002 (-0,007, 0,003)	-0,003 (-0,012, 0,005)
$S$	1 año	0,056* (0,035, 0,080)	0,259* (0,125, 0,403)	0,280* (0,163, 0,402)	0,116* (0,078, 0,157)	0,190* (0,120, 0,262)
	2 años	0,029* (0,012, 0,051)	0,090* (0,007, 0,201)	0,180* (0,087, 0,300)	0,053* (0,023, 0,094)	0,110* (0,054, 0,183)
$P^e$	1 año	0,671 (0,178, 2,763)	2,349 (-2,153, 7,035)	2,587 (-1,159, 6,440)	1,477* (0,178, 2,763)	2,002 (-0,352, 4,310)
	2 años	0,294 (-0,325, 1,479)	0,703 (-1,403, 3,166)	1,724 (-1,122, 4,790)	0,501 (-0,325, 1,479)	1,057 (-0,656, 2,926)

**Nota.**  $P^e$ : precios esperados,  $P^M$ : precios al por mayor,  $P$ : precios al consumidor de alimentos y energía,  $P^{SAE}$ : precios al consumidor sin alimentos ni energía,  $P$ : precios al consumidor,  $S$ : Tipo de cambio,  $C^E$ : Cotizaciones de energía,  $C^A$ : Cotizaciones de alimentos,  $C^{MI}$ : precios de metales industriales y  $C^{MP}$ : precios de metales preciosos. Los IRF se estandarizaron a partir de la desviación estándar para medir la respuesta ante un incremento de 1 %

**Cuadro 5. Efecto traspaso**

		$P^e$	$P^M$	$P^{AE}$	$P^{SAE}$	$P$
$C^E$	1 año	0,006* (0,004, 0,008)	0,035* (0,026, 0,045)	0,007 (-0,001, 0,015)	-0,001 (-0,004, 0,002)	0,003 (-0,002, 0,007)
	2 años	0,009* (0,005, 0,014)	0,051* (0,029, 0,074)	0,017* (-0,003, 0,038)	0,003 (-0,004, 0,010)	0,009 (-0,002, 0,022)
$C^A$	1 año	0,021* (0,016, 0,026)	0,112* (0,085, 0,137)	0,112* (0,088, 0,136)	0,006 (-0,002, 0,014)	0,053* (0,040, 0,066)
	2 años	0,044* (0,032, 0,057)	0,225* (0,163, 0,286)	0,239* (0,186, 0,298)	0,039* (0,019, 0,059)	0,128* (0,095, 0,162)
$C^{MI}$	1 año	-0,006* (-0,009, -0,003)	0,010 (-0,004, 0,023)	-0,016* (-0,028, -0,004)	-0,012* (-0,016, -0,008)	-0,014* (-0,020, -0,007)
	2 años	-0,013* (-0,019, -0,006)	0,026 (-0,006, 0,060)	-0,020 (-0,049, 0,010)	-0,025* (-0,036, -0,014)	-0,023* (-0,040, -0,005)
$C^{MP}$	1 año	-0,004 (-0,008, 0,000)	-0,008 (-0,031, 0,014)	-0,006 (-0,026, 0,014)	-0,013* (-0,020, -0,007)	-0,010 (-0,021, 0,001)
	2 años	-0,007 (-0,016, 0,001)	-0,010 (-0,054, 0,032)	-0,009 (-0,049, 0,031)	-0,017* (-0,030, -0,003)	-0,013 (-0,036, 0,010)
$S$	1 año	0,089* (0,039, 0,260)	0,544* (0,323, 1,155)	0,466* (0,222, 1,245)	0,142* (0,078, 0,351)	0,290* (0,158, 0,743)
	2 años	0,119* (0,042, 0,326)	0,655* (0,355, 1,379)	0,660* (0,303, 1,660)	0,221* (0,112, 0,515)	0,418* (0,212, 1,023)
$P^e$	1 año	1,000* (1,000, 1,000)	3,836 (-0,793, 9,755)	2,864 (-1,428, 6,830)	1,420* (0,365, 4,166)	2,208* (0,218, 4,412)
	2 años	1,000* (1,000, 1,000)	3,982 (-1,010, 8,617)	3,726 (-0,229, 7,089)	1,613* (0,439, 3,559)	2,649* (0,428, 4,689)

**Nota.**  $P^e$ : precios esperados,  $P^M$ : precios al por mayor,  $P$ : precios al consumidor de alimentos y energía,  $P^{SAE}$ : precios al consumidor sin alimentos ni energía,  $P$ : precios al consumidor,  $S$ : Tipo de cambio,  $C^E$ : Cotizaciones de energía,  $C^A$ : Cotizaciones de alimentos,  $C^{MI}$ : precios de metales industriales y  $C^{MP}$ : precios de metales preciosos

inflación del IPC-SAE y la expectativas como se registra en el cuadro 5. Por otro lado, la inflación del IPC-AE solo disminuye ante los choques de metales industriales durante el primer año, pero no es afectado por los choques de metales preciosos. De igual manera el IPM no responde significativamente a ninguno de los choques. Este resultado reflejaría el canal por el cual los choques en la cotización de metales se trasladan hacia los precios domésticos. Según la respuesta estandarizada el choque de metales industriales produce una disminución para el primer año de 0,007 y 0,011 en las expectativas y la inflación del IPC-SAE, respectivamente. En cambio, para el segundo año la respuesta ya no es significativa. El mismo panorama se observa con el choque asociado a metales preciosos, la excepción es que la inflación retorna a sus niveles previos y al cabo de un año el choque ya no presenta efectos significativos.

En particular, el principal efecto del incremento en la cotización de los *commodities* de metales parece ser sobre la inflación del IPC-SAE y las expectativas de inflación. El ajuste en la inflación del IPC-SAE podría estar asociado directamente al retroceso de las expectativas ante las mejores condiciones externas y un tipo de cambio más favorable para los precios locales. Finalmente, ante la baja respuesta de la AE, la inflación total recoge el efecto ponderado del choque convergiendo más rápido que la inflación del IPC-SAE aunque luego de la inflación del IPC-AE. Así, de acuerdo al cuadro (5) la contracción máxima de la inflación del IPC-SAE y las expectativas es de -0,08 y -0,04, respectivamente. Ambos máximos se alcanzan luego de 10 y 11 periodos respectivamente del impulso en metales industriales. Por su lado, la inflación obtiene su punto mínimo (-0,08) cinco periodos antes que la inflación del IPC-SAE debido a la fuerte caída inicial que experimenta la inflación del IPC-AE. En el caso del choque de metales preciosos, el efecto sobre las medidas de inflación se alcanza dentro de los primeros meses.

Así, el efecto traspaso mostrado en el cuadro (5) muestra que un incremento de 1 por ciento en el precio de los metales industriales genera una caída acumulada de 0,009 por ciento en inflación en el 1 año y de 0,001 por ciento en el segundo año. Esto, principalmente refleja el efecto sobre la inflación del IPC-SAE y las expectativas de inflación. Por el lado del choque de metales preciosos, solo es significativo el impacto sobre la inflación del IPC-SAE, donde se observa que el traspaso es de -0,005 durante el primer año y de -0,002 en el segundo año.

La respuesta ante choques al tipo de cambio y sobre expectativas se aprecia también en el cuadro 5. Como se mencionó antes, un choque de expectativas de 1 por ciento genera una respuesta solo en la inflación del IPC-SAE de 1,477 por ciento durante el primer año, mientras que las otras medidas no muestran efectos significativos. Esto se debe al traspaso directo entre los incrementos en las expectativas y la inflación del IPC-SAE, se disminuyen a medida que la autoridad monetaria reacciona al incremento de la inflación. Por otro lado, el choque de tipo de cambio si genera efectos persistentes en la inflación. Por ejemplo, la inflación total de incrementa hasta en 0,190 por ciento ante la depreciación de 1 por ciento en el primer año; para el segundo año, esto disminuye a 0,110 por ciento. Como es de esperarse, el tipo de cambio tiene efecto en todas las medidas de inflación. De igual manera, las expectativas de inflación también se ven incrementadas ante la depreciación como respuesta al incremento de la inflación del IPC-SAE y total.

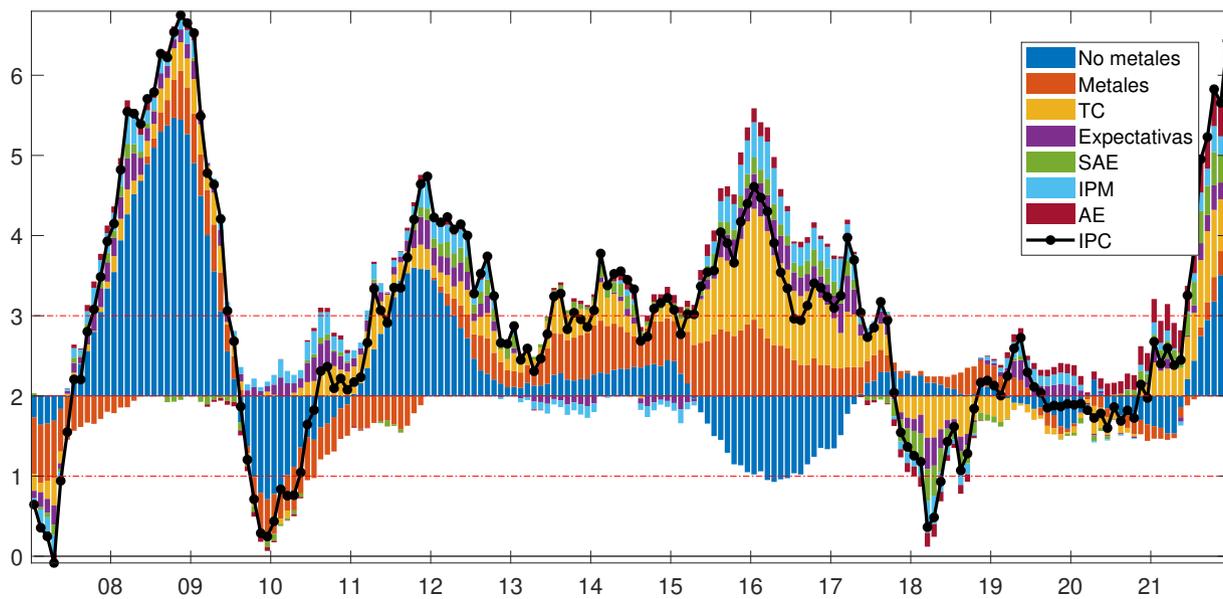
### 3.3. Descomposición histórica

El gráfico 6 reporta la contribución histórica de cada variable del modelo a la inflación del IPC. Destaca la importante contribución de los factores externos, principalmente de *commodities* de no metales durante el periodo 2007-2015. Esta situación cambia a partir del segundo semestre del 2015, pues la contribución de la cotización de *commodities* de metales y del tipo de cambio (factor doméstico) empiezan a dominar la dinámica de la inflación local.

Esto se puede verificar en el cuadro 6 donde se muestra la contribución durante los principales episodios en los cuales la inflación se desvía del rango meta. Así, durante el pico inflacionario ocurrido entre 2007 y 2009 (producto de la crisis financiera internacional) la inflación se desvió en promedio 3,17 p.p. respecto de la meta de

inflación. De este desvío, los *commodities* de no metales explican en promedio 2,26 p.p. (casi el 71,5 por ciento del total). En segundo orden estuvieron algunos factores domésticos como el tipo de cambio (que contribuyó en 0,24 p.p. al aumento de la inflación) aunque solo explicó el 7,6 por ciento del desvío total de la inflación.

**Gráfico 6.** *Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC (contribuciones centradas en la meta de inflación)*



Con la desaceleración del crecimiento mundial y la reducción de los precios de *commodities* de no metales, las presiones inflacionarias se revirtieron en 2010 (ver gráfico 6). En dicho año, los *commodities* de metales y no metales fueron los principales determinantes de la inflación, pero con contribuciones negativas que se revierten desde julio de 2011. Entre julio de 2011 y Octubre de 2012 se registra un nuevo proceso inflacionario persistente, con un desvío promedio de la inflación de 1,91 p.p. De este desvío, las cotizaciones de no metales representaron el 54,4 por ciento, contribuyendo en un incremento de hasta el 1,04 p.p. del desvío de la inflación. En Julio de 2014 se registra un nuevo proceso inflacionario persistente caracterizado esta vez por la importancia de las cotizaciones de *commodities* de metales. En este episodio, los precios de los *commodities* de metales y no metales contribuyeron en 0,54 p.p. (o el 37,7 por ciento) y 0,31 p.p. (o el 21,8 por ciento) al desvío de la inflación, respectivamente.

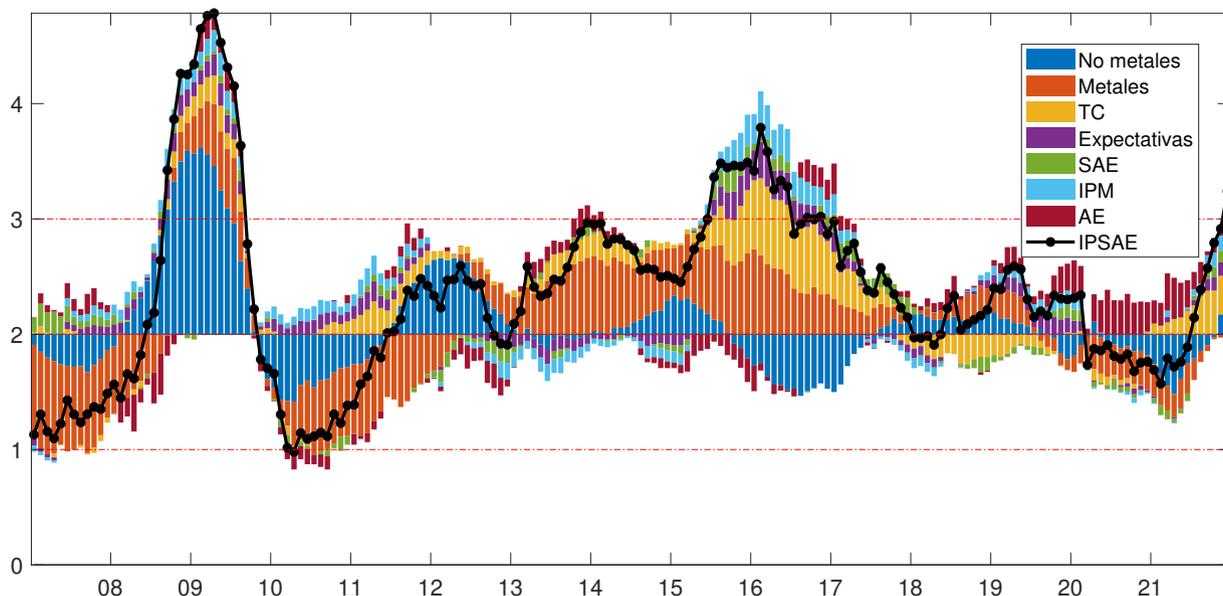
Para los siguientes picos, la contribución de los *commodities* de no metales decrece considerablemente. En línea con ello, los factores domésticos (en particular el TC) ganan protagonismo en la determinación de la inflación. Así, como se aprecia en el cuadro (6), el TC triplica su contribución a la inflación pasando de 0,31 p.p. en el episodio de 2014 a 1,01 p.p., 0,69 p.p. y 0,73 para los episodios de 2015-2016, 2016-2017 y 2021, respectivamente. En línea con ello, las cotizaciones de metales incrementan su contribución a la inflación de 0,54 p.p. en el episodio de 2014 a 0,76 p.p. para el episodio 2015-2016. Sin embargo, esta contribución se reduce en los dos últimos episodios (0,37 p.p. y 0,16 p.p. para los episodios de 2016-2017 y 2021, respectivamente).

Durante la pandemia del COVID-19, las presiones sobre la inflación (tanto externas como domésticas) se redujeron con lo que la inflación se mantuvo al rededor de la meta de inflación. En base a ello, el BCRP pudo mantener una posición expansiva de política en los momentos más críticos de la pandemia. Sin embargo, a partir del segundo semestre del 2021, las presiones externas sobre la inflación (principalmente de *commodities* de no metales) empezaron a incrementarse. En línea con ello, el desvío de inflación promedio para el periodo junio

2021 a diciembre 2021 asciende a 3,02 p.p. De este, 0,98 p.p. corresponden al incremento en las cotizaciones de no metales mientras que el 0,73 p.p. y 0,40 p.p. son atribuibles a la depreciación nominal y a choques al IPC-AE, respectivamente. Esto, podría continuar en la medida que la disrupción en la cadena de suministros globales, a raíz la pandemia, continúe.

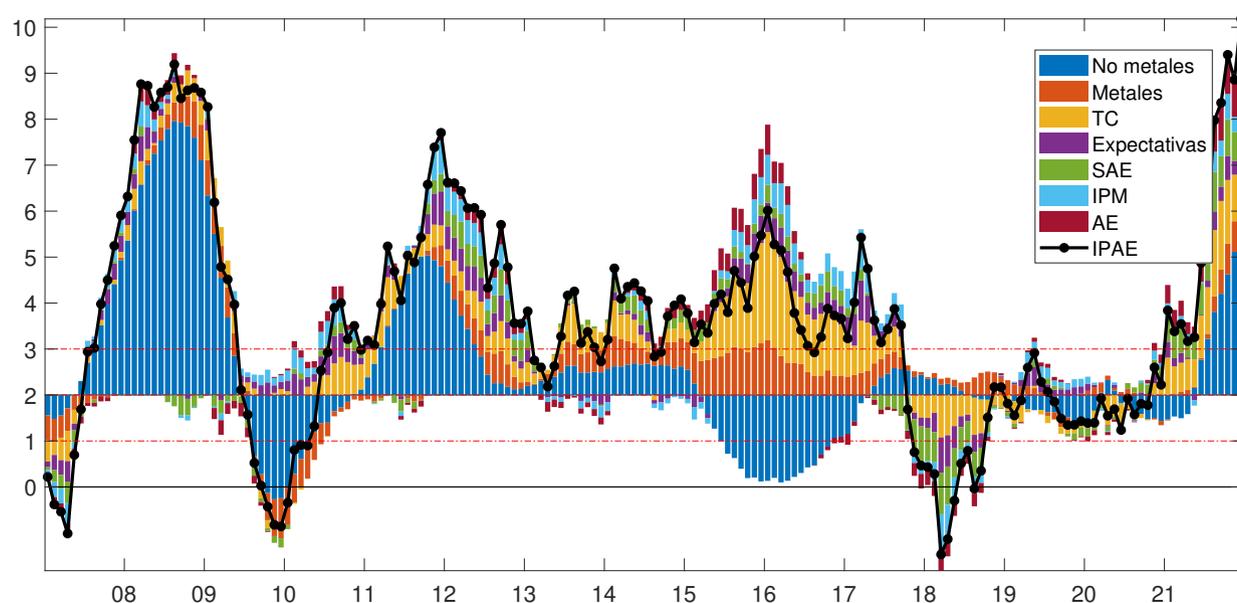
De manera similar, en el gráfico 7 se muestra la descomposición histórica en la inflación del IPC-SAE. Análogo a lo observado en el caso de la inflación total, resaltan varios episodios donde la inflación del IPC-SAE se ubica fuera del rango meta. Sin embargo, la diferencia radica en que la inflación del IPC-SAE (al excluir los elementos mas volátiles de la inflación) experimentó picos menos pronunciados y menores desviaciones del rango meta. Al mismo tiempo, se observa una mayor contribución de los factores domésticos; sin embargo, los factores externos siguen siendo los más relevantes.

**Gráfico 7.** *Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC-SAE (contribuciones centradas en la meta de inflación)*



Por su parte, en la descomposición histórica de la inflación del IPC-AE (ver gráfico 8) se puede apreciar una mayor volatilidad así como una mayor dominancia de factores externos. Por ejemplo, durante el episodio de la crisis financiera, el incremento sobre de la cotizaciones determinan casi todo el desvío de la inflación de su rango meta. De igual manera, en el último episodio, tanto las cotizaciones internacionales como el tipo de cambio contribuyen en más del 50 por ciento al incremento de la inflación del IPC-AE.

**Gráfico 8.** *Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC-AE (contribuciones centradas en la meta de inflación)*



**Cuadro 6.** *Episodios de inflación superior a 3 por ciento por más de seis meses*

	Cotizaciones		Exp.	TC	SAE	AE	IPM	Desvío del rango meta
	Metales	No Metales						
	(A)	(B)						
Oct.07 - Jun.09	0,20	2,26	0,19	0,24	0,03	0,06	0,18	3,17
Jul.11 - Oct.12	0,07	1,04	0,20	0,24	0,12	0,06	0,19	1,91
Ene.14 - Jul.14	0,54	0,31	0,03	0,31	0,13	0,10	0,02	1,44
May.15 - Jun.16	0,76	-0,79	0,32	1,01	0,17	0,14	0,32	1,92
Set.16 - May.17	0,37	-0,49	0,28	0,69	0,16	0,04	0,29	1,35
Jun.21 - Dic.21	0,16	0,98	0,19	0,73	0,35	0,40	0,21	3,02
Diciembre 2021	0,36	1,82	0,29	0,76	0,40	0,48	0,31	4,43

**Nota.** El **desvío del rango meta** corresponde al promedio de la inflación a doce meses en el rango indicado menos dos por ciento. Asimismo, las contribuciones en el panel izquierdo del cuadro corresponden a las contribuciones promedio en los periodos indicados.

### 3.4. Ejercicio contrafactual respecto de la dinámica reciente de la inflación doméstica

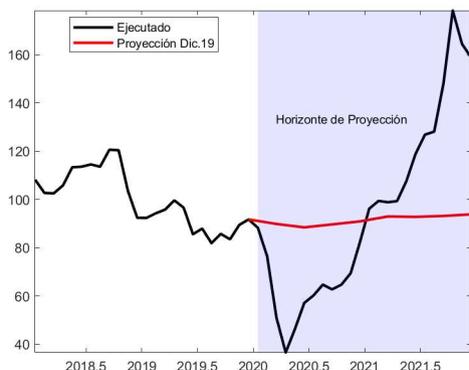
Una forma alternativa de evaluar la contribución a la inflación doméstica de la dinámica reciente del sector externo consiste en calcular la inflación que se habría observado si las cotizaciones de *commodities* se hubiesen mantenido en sus valores esperados antes de la pandemia (en diciembre de 2019). Así, estas proyecciones excluyen los efectos de la disrupción en la cadena de suministros originada por la pandemia del COVID-19.

En la construcción del escenario contrafactual se toman las proyecciones para los años 2020 y 2021 de las cotizaciones internacionales previas a la pandemia del COVID-19. Dichas proyecciones se obtienen del “*Energy and Metals Consensus Forecast*” de diciembre de 2019, mientras que las proyecciones de cotizaciones de alimentos

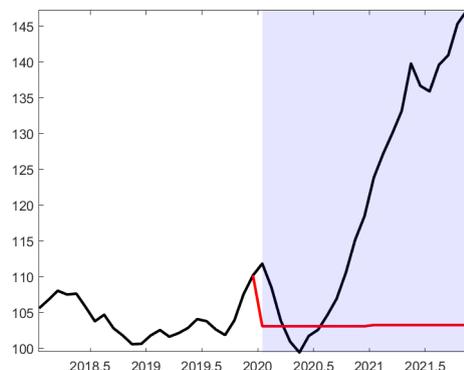
proviene de [World Bank Group \(2019\)](#).<sup>13</sup> La proyección de los índices agregados por categoría se construyen con las ponderaciones de la guía técnica de índices del FMI, los que a su vez toman en cuenta el volumen mundial del comercio de *commodities*. Cabe destacar que en el caso de alimentos, si bien la serie utilizada para la estimación corresponde a la elaborada por la FAO, el índice de agricultura con las ponderaciones del FMI genera una dinámica similar.

**Gráfico 9. Proyecciones Contrafactuales de Cotizaciones Internacionales**

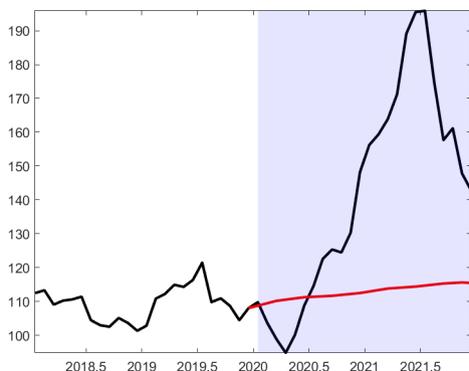
**(a) Energía**



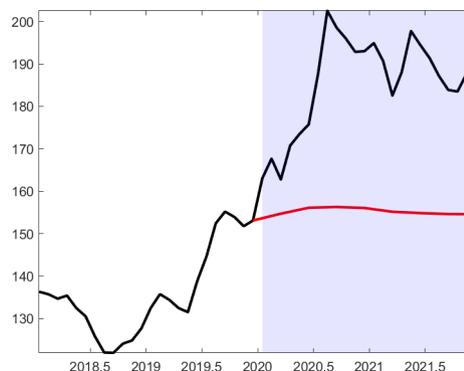
**(b) Alimentos**



**(c) Metales Industriales**



**(d) Metales Preciosos**



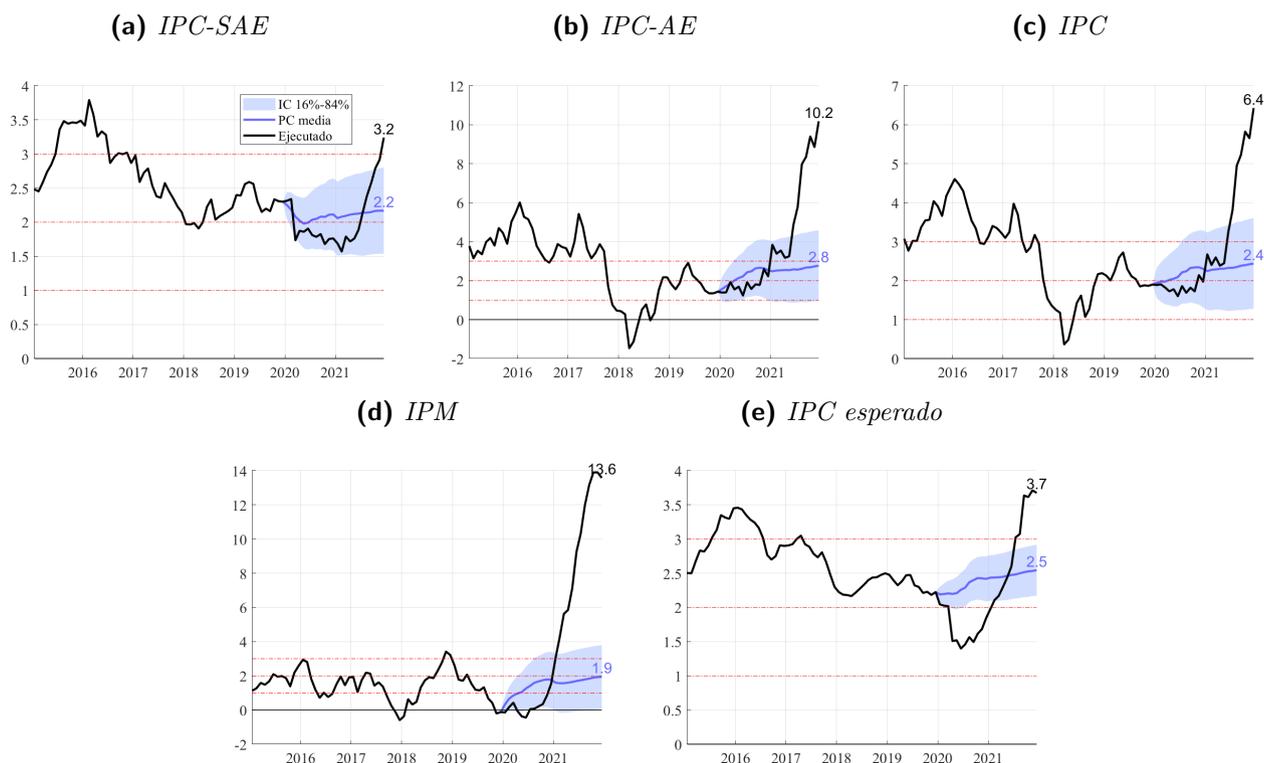
Las proyecciones de los índices de *commodities* con los que se diseña el escenario contrafactual se muestran en el gráfico 9. En general, las proyecciones (antes de si quiera considerar la probabilidad de una pandemia) son estables al rededor de las tendencias estimables pre pandemia (ver líneas rojas) con leves incrementos en algunos casos. En contraste, los valores ejecutados resultaron ser marcadamente diferentes a sus valores proyectados. Así, en el caso de los *commodities* de energía, alimentos y metales industriales (paneles 9a, 9b y 9c) se observa una importante contracción en el primer trimestre de 2020, asociado al colapso de la demanda global producto de las primeras medidas de contención de la pandemia. Dicha contracción no se registra en el caso de metales preciosos (panel 9d), lo que estaría asociado a su percepción global como *commodity* de refugio. Posteriormente, en el caso de energía y alimentos se observa una notable y sostenida recuperación producto de las disrupciones en las cadenas de suministro pos pandemia. Dicha recuperación también se observa en el caso de las cotizaciones

<sup>13</sup> La proyecciones del *Energy and Metals Consensus Forecast* son elaboradas por *Consensus Economics*, disponible (con restricciones) en <https://www.consensuseconomics.com/publications/energy-and-metals-consensus-forecasts>.

de metales aunque estos incrementos se moderan desde finales de 2020, e incluso se observa una reversión en el caso de metales industriales.

La dinámica contrafáctica corresponde a las predicciones (con información a 2019) para los años 2020 y 2021 de las variables domésticas. Dichas predicciones son consistentes con la secuencia proyectada pre pandemia del sector externo (líneas rojas en el gráfico 9) y con la distribución *posterior* de los coeficientes estimada en toda la muestra. Los resultados de este ejercicio contrafactual se presentan en el gráfico 10. En este gráfico, las líneas negra y azul representan a los datos ejecutados y contrafactuales, respectivamente. Asimismo, el área celeste muestra el intervalo creíble (al 68 por ciento) de la estimación contrafactual.

**Gráfico 10. Proyecciones de inflación de precios domésticos**



En general, los resultados de este ejercicio sugieren que todas las medidas de inflación doméstica se habrían mantenido en el rango meta de inflación durante el 2020 y el 2021. Aunque el riesgo de superar el rango meta de inflación se estima reducido en este escenario contrafactual, las inflaciones del IPC-AE, del IPM y del IPC son las que muestran el mayor riesgo según sus intervalos creíbles presentados en los paneles 10b, 10d y 10c, respectivamente.

De manera específica a la inflación del IPC-SAE, se aprecia en el panel 10a que ésta se habría mantenido cercana al 2 por ciento. Esto significa una diferencia de 1,0 p.p. respecto de los datos observados, por encima del intervalo de confianza del escenario contrafactual. Esto ocurre, como se mencionó en la sección anterior, debido al contagio al IPC-SAE de los precios directamente afectados por las cotizaciones internacionales de *commodities*. Con respecto a la estimación contrafáctica central, como se reporta en el cuadro 7, se tiene que al cierre de 2020 la inflación interanual del IPC-SAE habría sido de 2,2 por ciento en el ejercicio contrafactual (0,4 p.p. por encima de lo reportado por el INEI). Ello se revierte en 2021 cuando la trayectoria ejecutada supera a la estimación contrafactual, cerrando diciembre de 2021 con una inflación ejecutada de 3,2 por ciento (mayor a

la inflación contrafactual en 1,0 p.p.).

En el caso de la inflación interanual del IPC-AE (panel 10b) a la se observa que la inflación ejecutada supera largamente a la contrafactual en 2021. Durante el 2020, ambas inflaciones (contrafactual y ejecutada) muestran trayectorias similares en el 2020, de hecho la inflación contrafactual se mantiene en el intervalo creíble. Sin embargo, a partir de 2021 la inflación del IPC-AE ejecutada crece abruptamente hasta alcanzar 10,2 por ciento en diciembre de 2021 (ver cuadro 7), lo que supera en 7,4 p.p. a la inflación contrafáctica. Ello indicaría que las presiones inflacionaria provenientes del entorno internacional explicarían una proporción importante de la inflación observada del IPC-AE.

Consecuentemente, al ser la inflación del IPC un promedio ponderado de las inflaciones del IPC-SAE y AE, la dinámica presentada en el panel 10c recoge elementos de los paneles 10a y 10b. Así, durante el 2020 la inflación interanual ejecutada del IPC fue levemente menor a la contrafactual (0,3 p.p. específicamente), y se mantuvo en el intervalo creíble de la estimación contrafactual hasta mediados de 2021. Sin embargo, el rápido aumento de la inflación del IPC-AE empujó notablemente a la inflación del IPC por encima de la inflación contrafactual al cierre de 2021. Así, como se aprecia en el cuadro 7, si el bloque externo se hubiese mantenido en su predicción pre COVID-19, la inflación total habría sido la mitad de lo que resultó ser a diciembre del 2021 (6,4 por ciento contra 2,4 por ciento).

**Cuadro 7. Proyección Condicionada: Variación porcentual 12 meses de los índices de precios domésticos**

	D.20	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D.21
<b>IPC</b>													
<i>Ejecutado</i>	2,0	2,7	2,4	2,6	2,4	2,4	3,3	3,8	5,0	5,2	5,8	5,7	6,4
<i>Contrafactual</i>	2,3	2,2	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3	2,4	2,4	2,4	2,4	2,4
<b>SAE</b>													
<i>Ejecutado</i>	1,8	1,7	1,6	1,8	1,7	1,8	1,9	2,1	2,4	2,6	2,8	2,9	3,2
<i>Contrafactual</i>	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,2	2,2
<b>AE</b>													
<i>Ejecutado</i>	2,2	3,8	3,4	3,5	3,2	3,3	4,9	5,8	8,0	8,4	9,4	8,9	10,2
<i>Contrafactual</i>	2,6	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,6	2,6	2,6	2,6	2,7	2,8	2,8
<b>IPM</b>													
<i>Ejecutado</i>	1,6	3,0	4,2	5,6	5,9	7,1	9,2	10,3	12,0	13,1	13,9	13,9	13,6
<i>Contrafactual</i>	1,8	1,6	1,5	1,6	1,6	1,7	1,7	1,7	1,8	1,8	1,9	1,9	1,9
<b>Expectativas</b>													
<i>Ejecutado</i>	1,8	2,0	2,1	2,2	2,3	2,4	2,6	3,0	3,1	3,6	3,6	3,7	3,7
<i>Contrafactual</i>	2,4	2,4	2,4	2,4	2,4	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5

Generalmente, la inflación del IPM es directamente influenciada por la dinámica internacional. Así se observa en el panel 10d que la proyección contrafactual del IPM es ciertamente estable y cercana a la meta de inflación (aunque con una elevada volatilidad). Sin embargo, la inflación ejecutada muestra una importante contracción en la primera mitad 2020 y un gran impulso desde entonces, casi reproduciendo la dinámica de las cotizaciones de *commodities* de no metales. Al cierre de 2020 (ver cuadro 7), la inflación contrafactual del IPM se estima en 1,8 por ciento (0,2 p.p. por encima del ejecutado). En contraste, en diciembre de 2021 la inflación contrafactual se estima en 13,6 p.p. por de bajo del ejecutado, lo que denota la importancia de la dinámica externa para esta

medida de inflación.

Por su parte, en el caso de las expectativas de inflación (gráfico 10e), la proyección condicional sugiere que la inflación se habría incrementado ligeramente y sostenidamente de casi 2 por ciento hasta 2,5 por ciento (por encima de la meta). Sin embargo, el intervalo creíble (de 68 por ciento) de la inflación esperada contrafactual se habría mantenido en el rango meta de inflación. Sin embargo, los valores ejecutados mostraron una dinámica notablemente diferenciada, reflejando la influencia de las condiciones externas en la formación de expectativas. De hecho, consistente con la dinámica de las cotizaciones de *commodities* de no metales, se observó primero una reducción de las expectativas a partir de marzo del 2020 y un acelerado incremento desde finales de 2020 y durante el 2021. En línea con ello, como se reporta en el cuadro 7, se observa que para finales de 2020 las expectativas de inflación fueron de 1,8 por ciento (0,6 p.p. menor a las expectativas contrafactuales). Sin embargo, luego de la mencionada reversión, en diciembre de 2021 las expectativas llegaron a 3,7 por ciento, frente al 2,5 por ciento contrafactual.

#### 4. Conclusiones

En esta investigación se estudia la dinámica de la inflación doméstica y su respuesta cuantitativa ante cambios de cotizaciones internacionales de *commodities*, del tipo de cambio y de expectativas de inflación. Se utilizó un enfoque bayesiano para controlar la proliferación de parámetros e incluir el supuesto de pequeña economía abierta. Asimismo, los choques estructurales se identifican con la menor cantidad posible de restricciones contemporáneas de signos y ceros. Estas restricciones son producto de la exogeneidad del sector externo y de la simultaneidad sugerida en la teoría económica con respecto a las variables domésticas.

Los resultados derivados del ejercicio muestran interesantes características que describen la dinámica de la inflación peruana de los últimos 15 años. Por un lado, se concluye que los choques de cotizaciones de *commodities* de no metales son persistentes e inflacionarios, en particular los choques a los precios internacionales de alimentos. Esto es consistente con lo reportado en la literatura para ejercicios similares en un conjunto amplio de economías. La mayor inflación identificada sería producto de los mayores costos de producción generados por el encarecimiento de insumos importados.

En contraste, la respuesta ante choques en las cotizaciones internacionales de metales es opuesta, esto es una inflación menor y poco persistente. En general alzas en precios de metales mejoran las exportaciones tradicionales peruanas, lo que se traduce eventualmente en mejores condiciones económicas que favorecen principalmente la capacidad productiva; y por tanto, a la oferta agregada. Este hallazgo es contrario a la evidencia en la literatura para economías avanzadas. Esto último se debe a que en estas economías, los incrementos de los precios de metales generan mayores costos de producción que eventualmente se traducen en una mayor inflación.

De manera complementaria, se estimó la dinámica de la inflación doméstica para 2020 y 2021 consistente con la visión del entorno internacional pre COVID-19. Este ejercicio ilustra la importancia del sector externo en la determinación de la inflación doméstica, ya que ninguna de estas medidas de inflación habrían superado el rango meta si las cotizaciones de *commodities* se hubiesen mantenido en sus valores previstos al cierre de 2019. Incluso, se estima que el riesgo de superar el rango meta de inflación habría sido reducido en este contexto contrafactual, aunque con un riesgo relativamente mayor para el caso de las inflaciones del IPC-AE, del IPM y del IPC.

Por su parte, se encuentran efectos significativos y relativamente persistentes ante choques al tipo de cambio. Es importante mencionar que este impacto reportado resulta ciertamente mayor a estudios previos sobre el traspaso de la depreciación a la inflación. Un resultado destacable es la importante contribución a los varios procesos inflacionarios de las cotizaciones internacionales de *commodities* (no metales) y de la depreciación nominal. Lo que revela la importancia en el seguimiento de estas variables para la gestión adecuada de la inflación.

Una limitación importante de esta investigación es la exclusión de la información obtenida de variables de

actividad económica o de respuesta política económica. Añadir estas variables podría mejorar la calidad de la identificación de los choques estructurales; sin embargo, la prominente variabilidad registrada desde inicios de la pandemia del COVID-19 podría alterar artificialmente los resultados sobretodo en un contexto lineal como el utilizado en este documento. Cabe destacar que, un proyecto en agenda es añadir este tipo de variables al conjunto de información e implementar una estimación e identificación robusta a esta extraordinaria variabilidad.

Entender las características dinámicas de la inflación condicional al tipo de choque es importante para el diseño de la política monetaria. De hecho, las temporalidad y respuesta ante los diversos choques muestran ser profundamente heterogéneos entre sí, lo que demanda repuestas de política diferenciadas para cada caso. Así, la importancia de este estudio y sus potenciales extensiones radica, precisamente, en la cuantificación de dicha heterogeneidad.

## Bibliografía

- ARIAS, J. E., J. F. RUBIO-RAMÍREZ, & D. F. WAGGONER (2018): “Inference based on structural vector autoregressions identified with sign and zero restrictions: Theory and applications,” *Econometrica*, 86(2), 685–720.
- BAEK, J., & W. W. KOO (2010): “Analyzing factors affecting US food price inflation,” *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d’agroeconomie*, 58(3), 303–320.
- BAÑBURA, M., D. GIANNONE, & L. REICHLIN (2010): “Large Bayesian vector auto regressions,” *Journal of applied Econometrics*, 25(1), 71–92.
- BÓGALO, J. (2004): “Una interface de Matlab para TRAMO-SEATS,” *Instituto Nacional de Estadística, Boletín Trimestral de Coyuntura*, (92), 131–146.
- BUKEVICIUTE, L., A. DIERX, F. ILZKOVITZ, & G. ROTY (2009): “Price transmission along the food supply chain in the European Union,” Discussion paper.
- CANOVA, F. (2005): “The transmission of US shocks to Latin America,” *Journal of Applied econometrics*, 20(2), 229–251.
- CECCHETTI, S. G., & R. MOESSNER (2008): “Commodity prices and inflation dynamics,” *BIS Quarterly Review*, pp. 55–66.
- CHEN, J., X. ZHU, & H. LI (2020): “The pass-through effects of oil price shocks on China’s inflation: A time-varying analysis,” *Energy Economics*, 86, 104695.
- CHIB, S. (1995): “Marginal likelihood from the Gibbs output,” *Journal of the american statistical association*, 90(432), 1313–1321.
- DAVIDSON, J., A. HALUNGA, T. LLOYD, S. MCCORRISTON, & W. MORGAN (2016): “World commodity prices and domestic retail food price inflation: some insights from the UK,” *Journal of Agricultural Economics*, 67(3), 566–583.
- DIEPPE, A., R. LEGRAND, & B. VAN ROYE (2018): “The Bayesian Estimation, Analysis and Regression (BEAR) Toolbox Technical guide,” *Technical Document, BEAR Toolbox, European Central Bank*.
- DOAN, T., R. LITTERMAN, & C. SIMS (1984): “Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions,” *Econometric reviews*, 3(1), 1–100.
- DUREVALL, D., J. L. LOENING, & Y. A. BIRRU (2013): “Inflation dynamics and food prices in Ethiopia,” *Journal of development economics*, 104, 89–106.
- FERRUCCI, G., R. JIMÉNEZ-RODRIGUEZ, & L. ONORANTEA (2012): “Food Price Pass-Through in the Euro Area: Non-Linearities and the Role of the Common Agricultural Policy,” *International Journal of Central Banking*.
- FURCERI, D., P. LOUNGANI, J. SIMON, & S. M. WACHTER (2016): “Global food prices and domestic inflation: some cross-country evidence,” *Oxford Economic Papers*, 68(3), 665–687.
- GALÍ, J. (2015): *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications*. Princeton University Press.

- GARCÍA-GERMÁN, S., I. BARDAJÍ, & A. GARRIDO (2016): “Evaluating price transmission between global agricultural markets and consumer food price indices in the European Union,” *Agricultural economics*, 47(1), 59–70.
- GIANNONE, D., M. LENZA, & G. E. PRIMICERI (2015): “Prior selection for vector autoregressions,” *Review of Economics and Statistics*, 97(2), 436–451.
- IMF (2011): “World Economic Outlook, September 2011: Slowing Growth, Rising Risks,” .
- LENZA, M., & G. E. PRIMICERI (2020): “How to Estimate a VAR after March 2020,” Discussion paper, National Bureau of Economic Research.
- LIN, B., & B. XU (2019): “How to effectively stabilize China’s commodity price fluctuations?,” *Energy Economics*, 84, 104544.
- LITTERMAN, R. B. (1986): “Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25–38.
- MIHALJEK, D., & M. KLAU (2008): “Exchange Rate Pass-Through in Emerging Market Economies: What Has Changed and Why?,” *Bank for International Settlements Papers*, 35.
- RIGOBON, R. (2010): “Commodity prices pass-through,” *Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile)*, (572), 1.
- SEKINE, A., & T. TSURUGA (2018): “Effects of commodity price shocks on inflation: a cross-country analysis,” *Oxford Economic Papers*, 70(4), 1108–1135.
- SIMS, C. A. (1993): “A Nine-Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model,” in *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, pp. 179–212. University of Chicago Press.
- TAKHTAMANOVA, Y. F. (2010): “Understanding changes in exchange rate pass-through,” *Journal of Macroeconomics*, 32(4), 1118–1130.
- WALSH, C. E. (2017): *Monetary theory and policy*. MIT press.
- WINKELRIED, D., ET AL. (2012): “Traspaso del tipo de cambio y metas de inflación en el Perú,” *Revista Estudios Económicos*, 23, 9–24.
- WOODFORD, M. (2011): *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.
- WORLD BANK GROUP (2019): *Commodity Markets Outlook, October 2019*, no. 32633 in World Bank Publications - Books. The World Bank Group.

## A. Transformaciones y resultados

La transformación de los datos para la estimación, niveles o diferencias, tiene distintas implicancias sobre los supuestos de las interacciones entre las variables; y, sobre los resultados. Específicamente, estas transformaciones afectan la estructura de medias móviles de la variable y sus transformaciones de interés. Nótese que en este artículo es de interés reportar las variaciones interanuales de precios; por lo tanto, en este apéndice nos concentramos en las consecuencias de la transformación en la estimación sobre las variaciones de logaritmos interanuales.

Considere el primer caso en el que la estimación se hace en niveles. Así, si  $y_t$  es el logaritmo del índice de precios a evaluar y  $x_t$  recoge todos los otros elementos del VAREB distintos de  $y_t$ , entonces el modelo a estimar y la transformación de interés toman la forma de las ecuaciones (A.1) y (A.2), respectivamente. Por lo tanto, la estimación se insume el nivel no incluye medias móviles en su especificación; por lo tanto, la variación interanual involucra un factor de medias móviles integrado de orden 12.

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-1} + x_t \quad (\text{A.1})$$

$$\Delta_{12}y_t = \sum_{i=1}^p A_i \Delta_{12}y_{t-i} + x_t - x_{t-12}. \quad (\text{A.2})$$

De manera similar, si la estimación se hace con las primeras diferencias, el modelo a estimar y la transformación de interés estarían representadas por las ecuaciones (A.3) y (A.4), respectivamente. Se tiene que para la estimación se asume que la log-diferencia no tiene medias móviles en su especificación; por lo tanto, la variación interanual involucra un factor de medias móviles integrado de orden 12.

$$\Delta y_t \times F = \sum_{i=1}^p A_i \Delta y_{t-i} \times F + x_t \times F \quad (\text{A.3})$$

$$\Delta_{12}y_t = (1 + A_1)\Delta_{12}y_{t-1} + \sum_{i=2}^p (A_i - A_{i-1})\Delta_{12}y_{t-i} - A_p \Delta_{12}y_{t-p-1} + x_t - x_{t-12}. \quad (\text{A.4})$$

Finalmente, si la estimación se hace con las diferencias interanuales, el modelo a estimar y la transformación de interés coinciden, lo que representa en las ecuación (A.5). En este caso, se asume que la log-diferencia interanual no tiene medias móviles en su especificación.

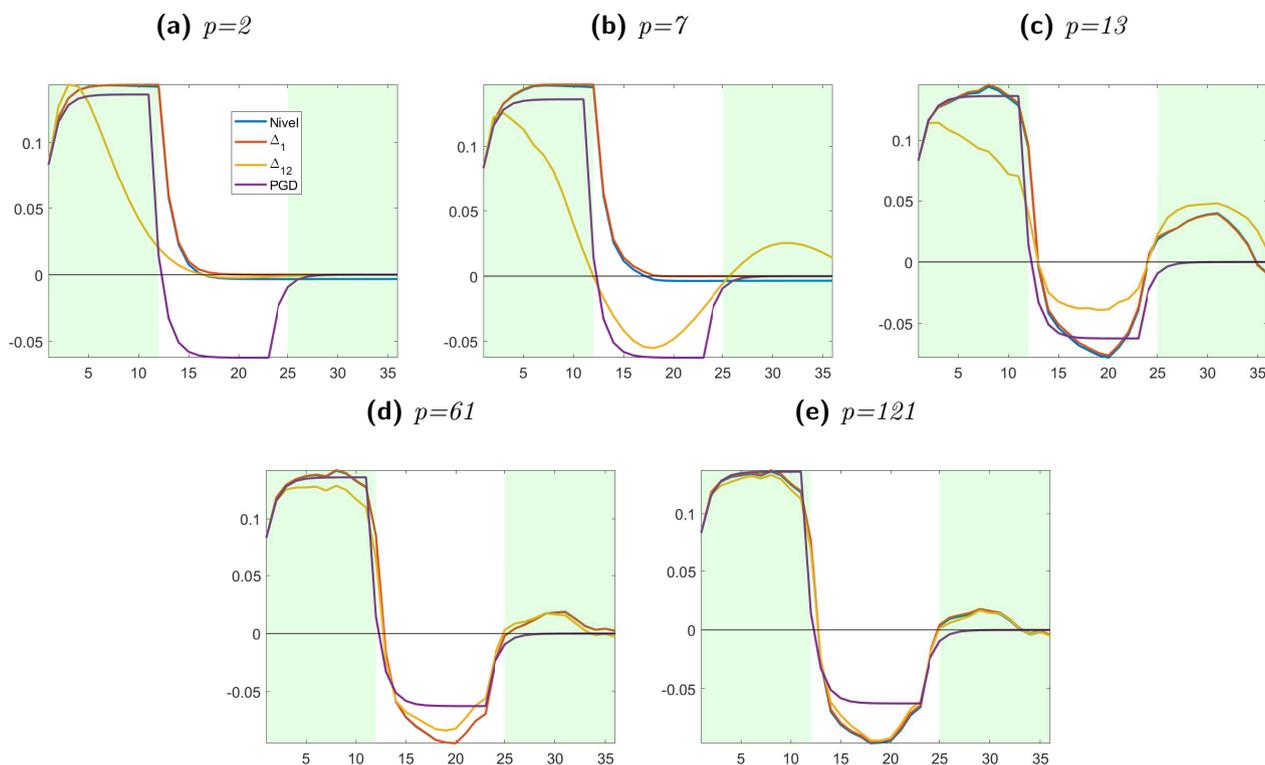
$$\Delta_{12}y_t = \sum_{i=1}^p A_i \Delta_{12}y_{t-i} + x_t. \quad (\text{A.5})$$

Para evaluar las implicancias sobre las distintas transformaciones de los datos en la estimación, realizamos el siguiente ejercicio simulado:

1. Se simulan 1000 observaciones del siguiente Proceso Generador de Datos (PGD):  $y_t = (1 + 0,3867)y_{t-1} - 0,3867y_{t-2} + u_t - 0,4595u_{t-12}$  con  $u_t \sim \mathcal{N}(0, 0,0485)$ . Este PGD corresponde al modelo identificado para el logaritmo del IPC bajo el segmento TRAMO del filtro TRAMO-SEATS desarrollado en [Bógalo \(2004\)](#).
2. Estimamos  $AR(p)$  para diferentes transformaciones de los datos simulados (esto es, nivel, primera diferencia y diferencia interanual) y diferentes valores de  $p$ . Con ello calculamos las FIRs de la transformaciones de

interés (esto es, diferencia interanual).

**Gráfico 11.** *Respuesta en variación interanual con distintas transformaciones en la estimación*



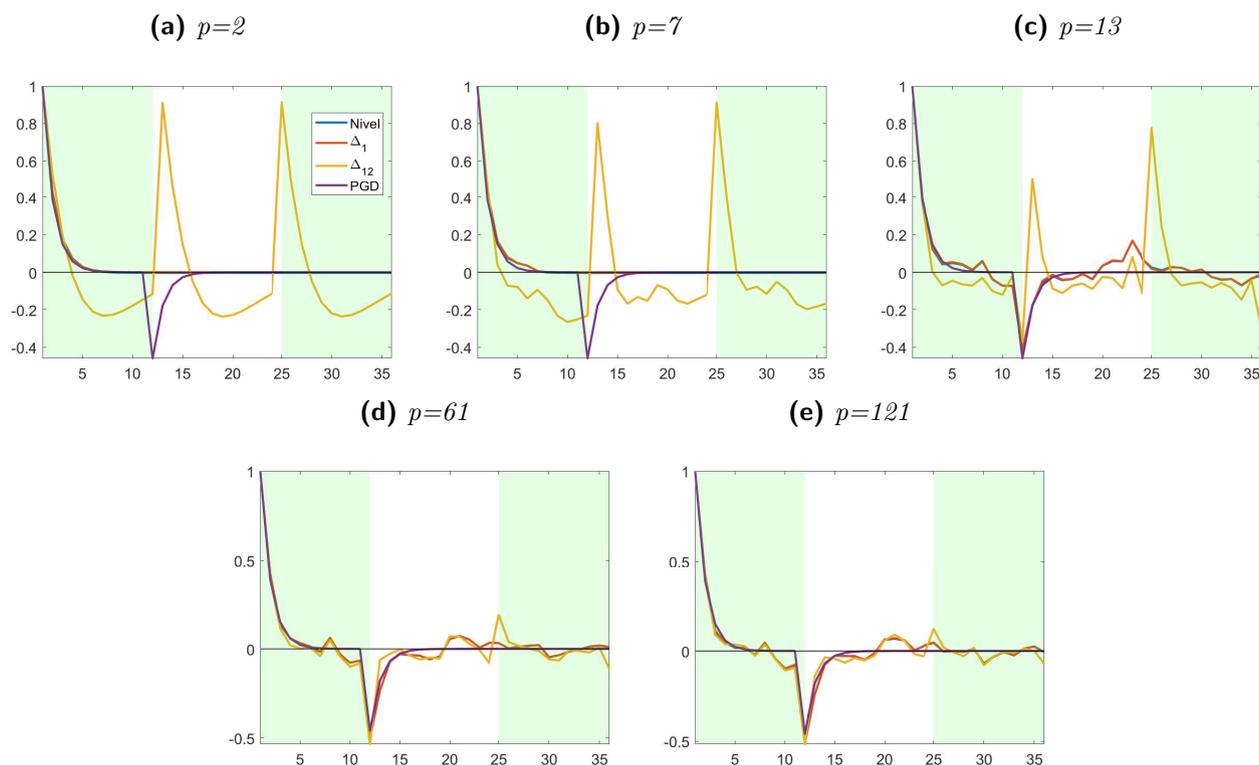
Es importante destacar que en este ejercicio, todas las estimaciones (con respecto a las transformaciones) tienen problemas de especificación. Esto se debe a que el PGD (del nivel) incluye un componente MA; y por lo tanto, los PGD de las diferencias también incluirán componentes MA. En contraste, se estiman sólo procesos AR(p), lo que es el paralelo a la estimación VAR en la medida que no se incluyen componentes MA. Así, todas las estimaciones implementadas en este anexo están mal especificadas por construcción.

El gráfico (11) reporta las FIRs de las log-diferencias estacionales estimadas con distintos supuestos respecto de las transformaciones para la estimación. El verdadero FIR (derivado del PGD) se reporta como la línea púrpura en todos los paneles. Por su parte, las FIRs calculados con  $y_t$  en niveles, primeras diferencias o diferencias estacionales son las líneas azules, amarillas y rojas, respectivamente. Destacan dos resultados para esta simulación en particular: Primero, las estimaciones en niveles y en primeras diferencias toman menos rezagos para acercarse al FIR del PGD. Segundo, con un número de rezagos suficientemente grande, la elección de la transformación en la estimación se vuelve irrelevante.

Por su parte, el gráfico (12) se elabora con el mismo ejercicio, pero a diferencia del gráfico anterior, éste reporta las FIRs de las variaciones mensuales. Note que, si el interés fuese estudiar la variación mensual, es preferible trabajar con un número elevado de rezagos. Esto se debe a que con más rezagos las FIRs se acercan más al PGD y se reduce ese componente cíclico que se observa en la estimación con datos en variación interanual. El costo es que un número elevado de rezagos introduce ruidos en la estimación y además requiere de un elevado número de observaciones.

En base a esta simulación se puede argumentar que es preferible incluir un número grande de rezagos, y que

**Gráfico 12.** Respuesta en variación mensual con distintas transformaciones en la estimación



probablemente la estimación en niveles o en primeras diferencias funcione mejor. Sin embargo, hay que destacar una limitación importante. Los resultados que aquí se reportan (con el propósito de ilustrar) no son un resultado general debido a que no se ha hecho un análisis formal de convergencia. De hecho, si el PGD se hubiese diseñado de tal manera que la diferencia interanual no incluya componentes MA, la estimación con mejor desempeño sería la que se hace con la diferencia a doce meses.

En la práctica es complicado saber ex-ante que transformación de los datos excluye componentes MA en su PDG o si es que ninguna lo hace (como en el PGD simulado para este anexo). Ante esta incertidumbre, la elección de la transformación debería ser producto de un balance entre las propiedades estadísticas de convergencia y la capacidad de producir resultados de relevancia económica. En ese sentido, se optó realizar la estimación con las variaciones interanuales, donde se incluye un número elevado de rezagos (esto es,  $p = 13$ ).<sup>14</sup> Con 13 rezagos, se espera que los FIRs se aproximen a los FIRs del PGD con algún margen de error (según los resultados de la simulación en este anexo); sin embargo, los resultados obtenidos (tanto en las FIRs como en la descomposición histórica) se acomodan con mayor facilidad a una narrativa económica de los eventos en la muestra (ver sección 3).

## B. Traspasos versus función de impulso respuesta

Para ilustrar el punto de que mayores ETs no implican un mayor respuestas de la variable de interés, se simulan dos procesos estocásticos con diferentes secuencias de ET.

<sup>14</sup> Según lo observado en la el gráfico (11), es probable que se observen marcados puntos de inflexión en las FIRs al año del choque.

El primer proceso (en (B.1)) se especifica como un VAR(2) estacionario con un ET contante e igual a 0.75

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1,44 & 0 \\ 0 & 1,44 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,55 & 0 \\ 0 & -0,55 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} \\ \text{con } \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} &\sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{C}\mathbf{C}') \text{ donde } \mathbf{C} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0,75 & 1 \end{bmatrix}. \end{aligned} \tag{B.1}$$

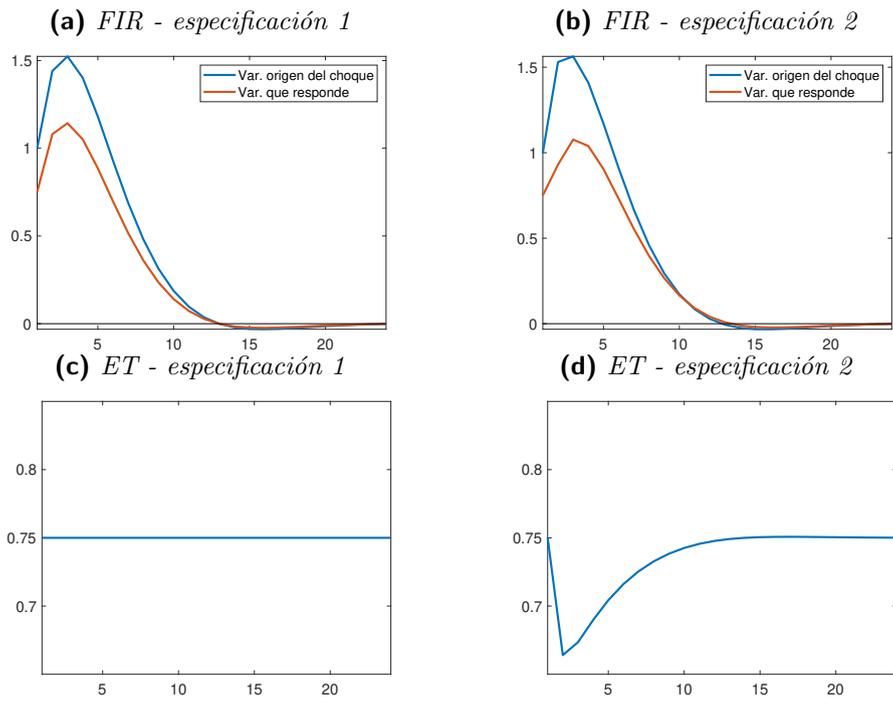
De manera similar, el segundo proceso a simular (en (B.2)) se especifica como un VAR(2) estacionario con un ET de largo plazo de 0.75. En este segundo proceso, el ET se contrae transitoriamente; sin embargo, éste se recupera posteriormente hasta alcanzar su valor de largo plazo,

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1,44 & 0,12 \\ -0,15 & 1,44 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,55 & -0,12 \\ 0,15 & -0,55 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} \\ \text{con } \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} &\sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{C}\mathbf{C}') \text{ donde } \mathbf{C} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0,75 & 1 \end{bmatrix}. \end{aligned} \tag{B.2}$$

El gráfico (13) muestra las FIRs y ETs de los procesos en las ecuaciones (B.1) y (B.2). La primera columna en (13) (esto es, paneles (13a) y (13c)), muestra los resultados para la especificación (B.1). Un choque en  $y_{1,t}$ , genera una respuesta en  $y_{1,t}$  y  $y_{2,t}$  que se disipa con el tiempo. Así, al cabo de 20 periodos ya no se observa variación en las variables endógenas como producto del choque (ver FIR). En promedio la variables  $y_{2,t}$  respondió con un 75 por ciento de intensidad en todo momento (ver ET). Nótese que incluso cuando la FIR ya no presenta respuesta (desde el periodo 20), el ET es positivo e igual a 0.75.

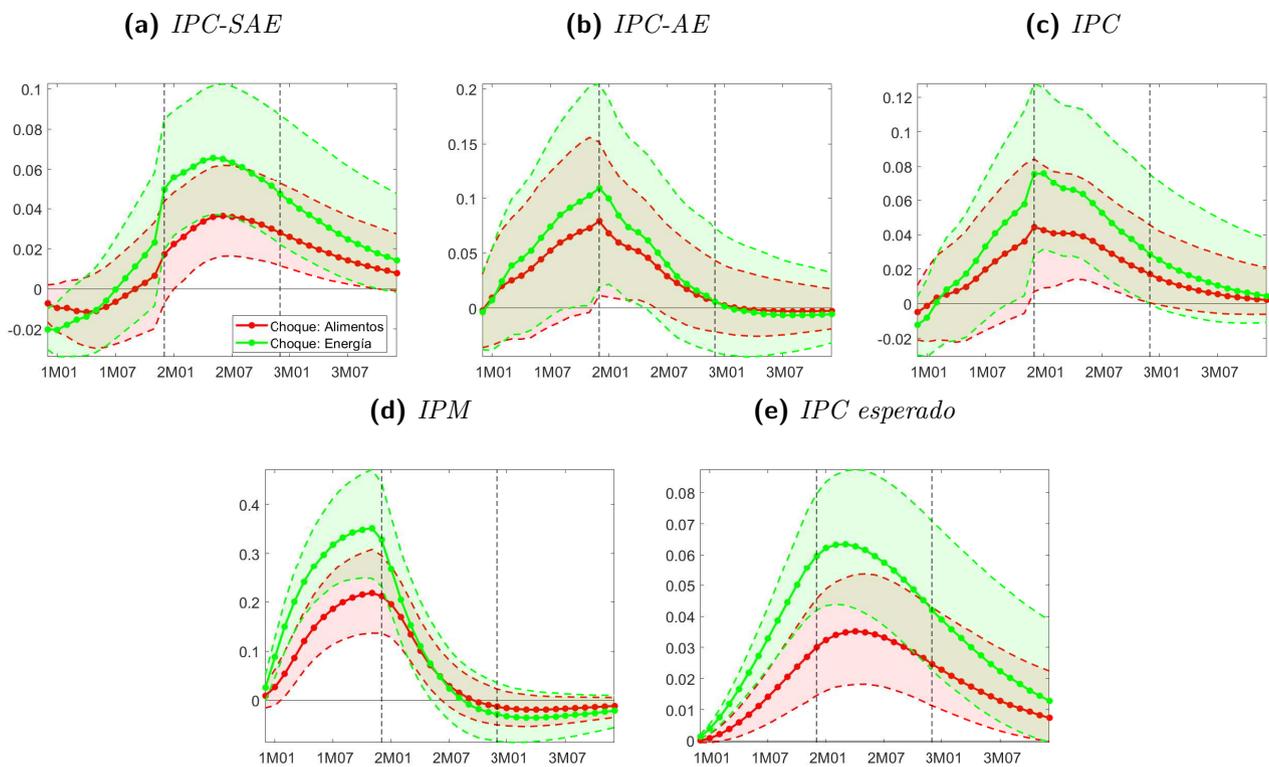
De manera similar, la segunda columna en (13) (esto es, paneles (13b) y (13d)), muestra los resultados para la especificación (B.2). Un choque en  $y_{1,t}$ , genera una respuesta en  $y_{1,t}$  y  $y_{2,t}$  que se también se disipa con el tiempo en al rededor de 20 periodos (ver FIR). En promedio, durante el primer año del choque la variable  $y_{2,t}$  respondió con menos de 75 por ciento de intensidad. Esta intensidad es creciente hasta llegar al 75 por ciento cerca de 15 meses luego de observado el choque (ver ET). Nótese que el ET es creciente desde el periodo tres hasta el quince; sin embargo el FIR es decreciente en ese mismo lapso. Por lo tanto, incrementos de ET podrían ocurrir incluso cuando los efectos del choque se desvanecen. La mejor medida para predecir una mayor respuesta ante un choque identificado es el FIR en lugar del ET.

**Gráfico 13.** *Respuestas y traspasos en ejercicio simulado*

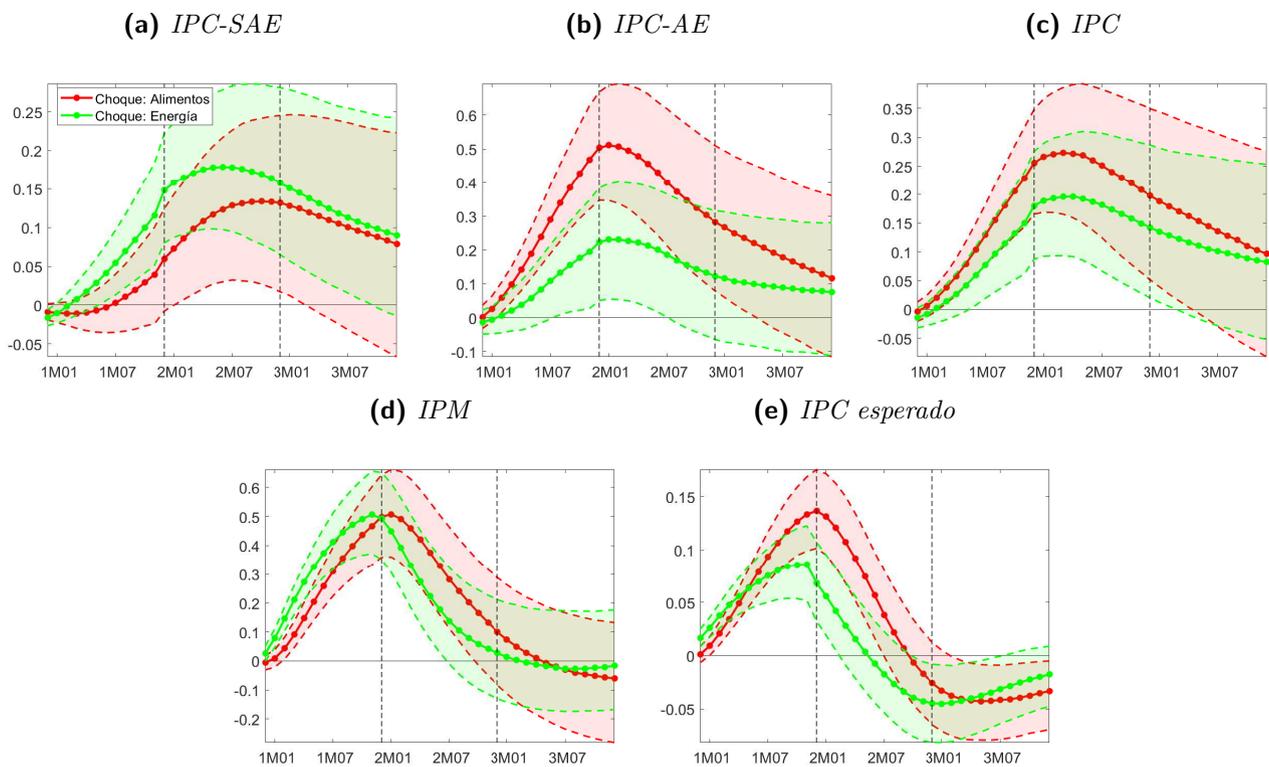


**C. Resultados en otras especificaciones**

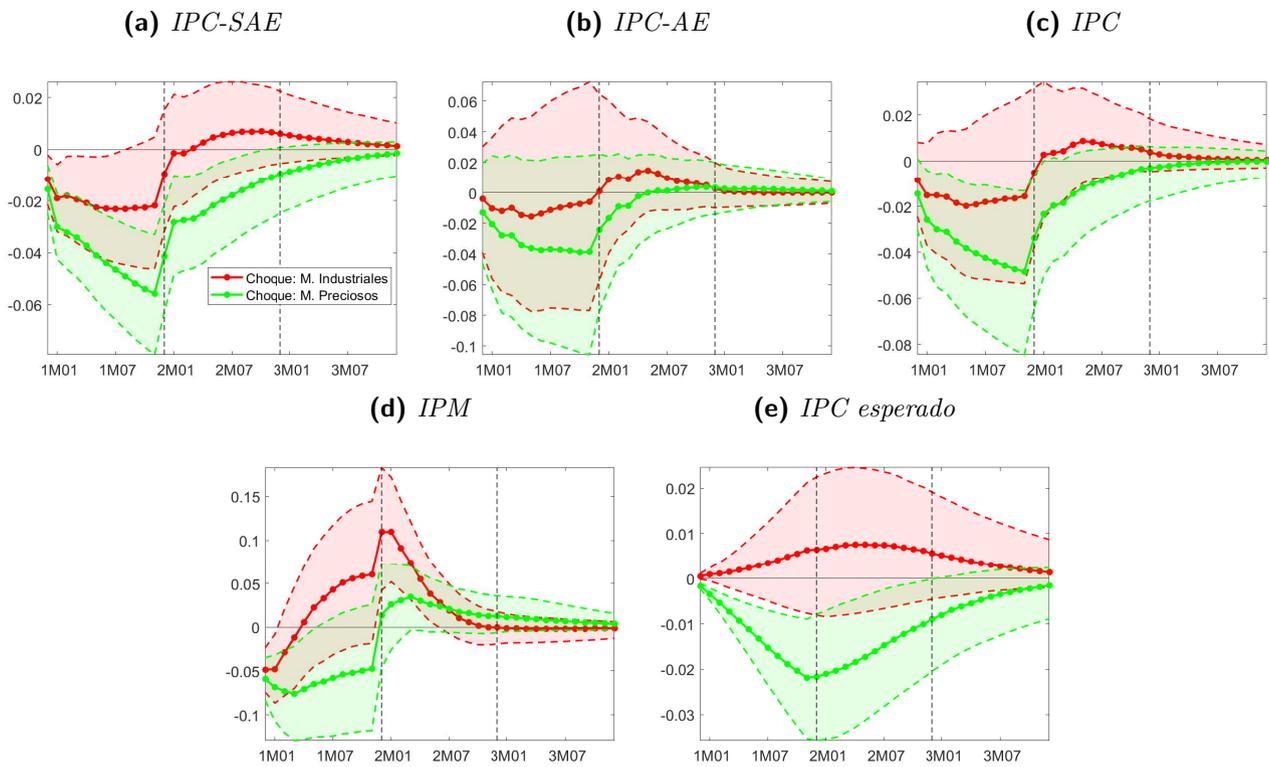
**Gráfico 14.** *Estimación en diferencias: Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en cotizaciones de no metales*



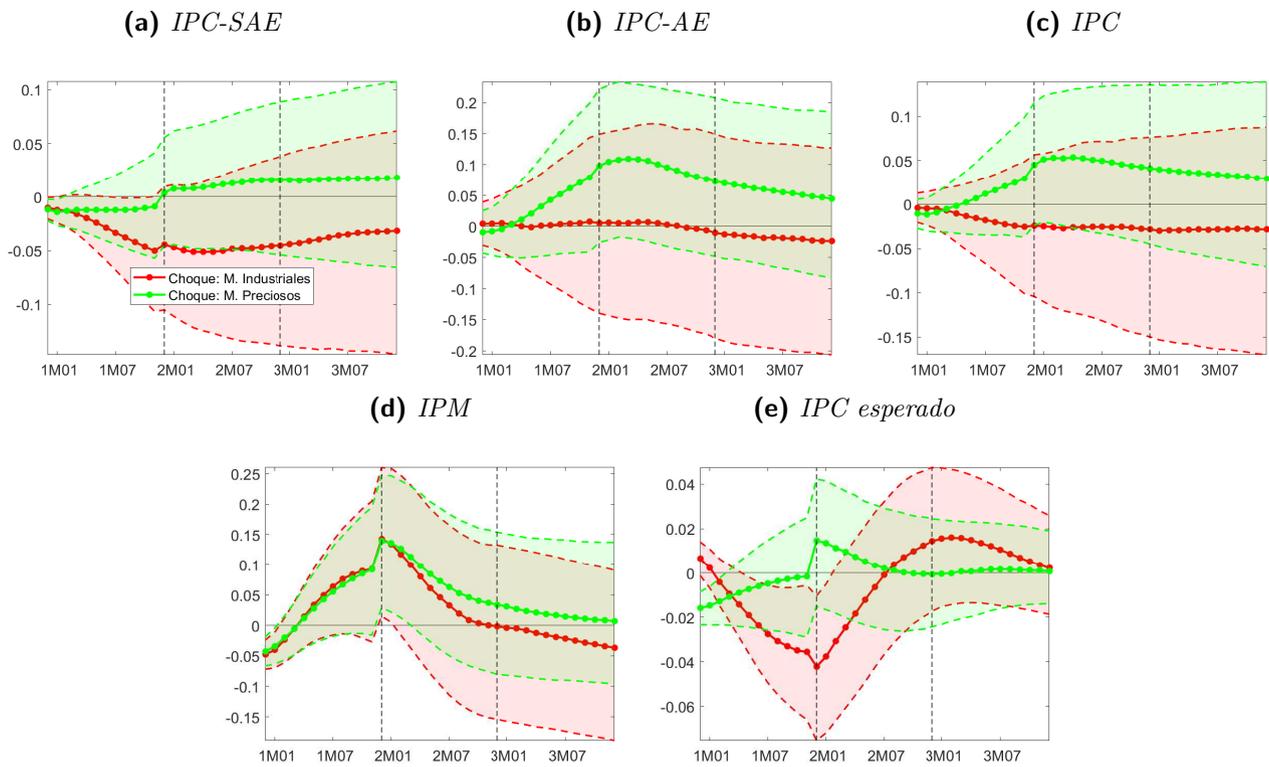
**Gráfico 15.** *Estimación en niveles: Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en cotizaciones de no metales*



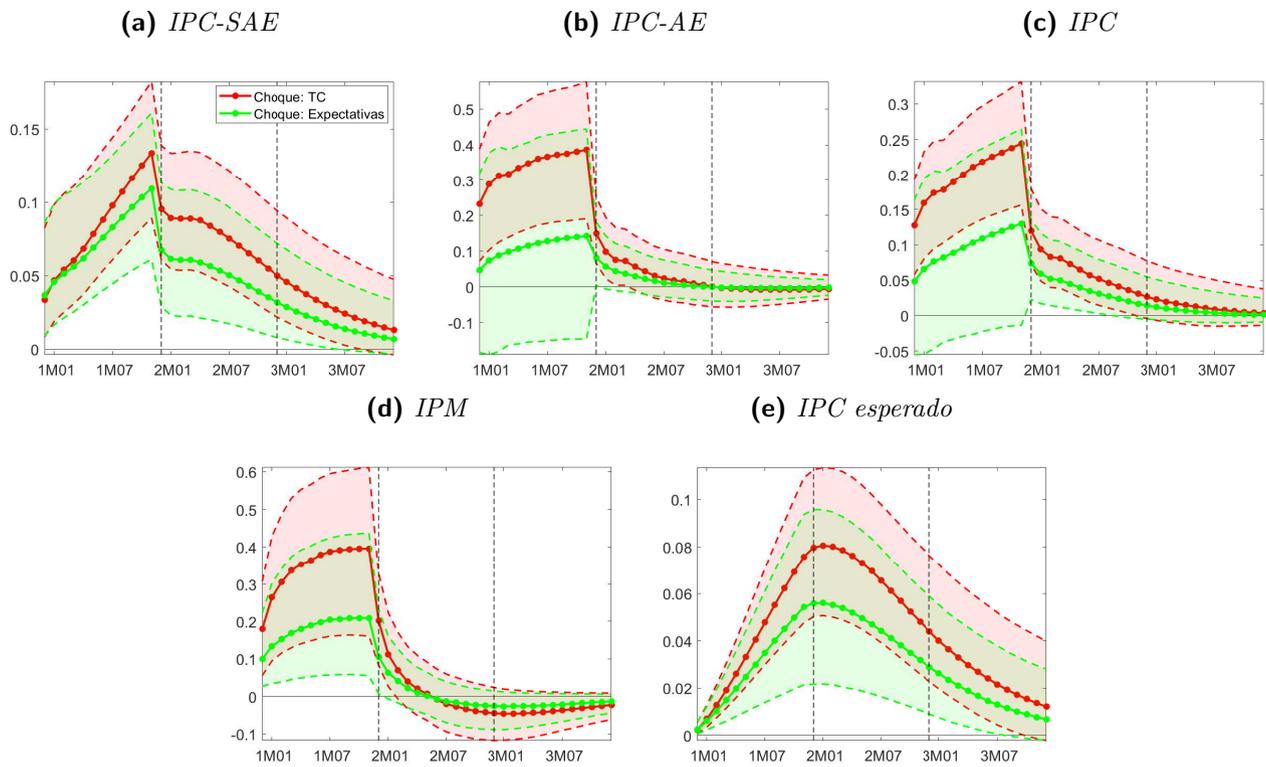
**Gráfico 16.** *Estimación en diferencias: Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en cotizaciones de no metales*



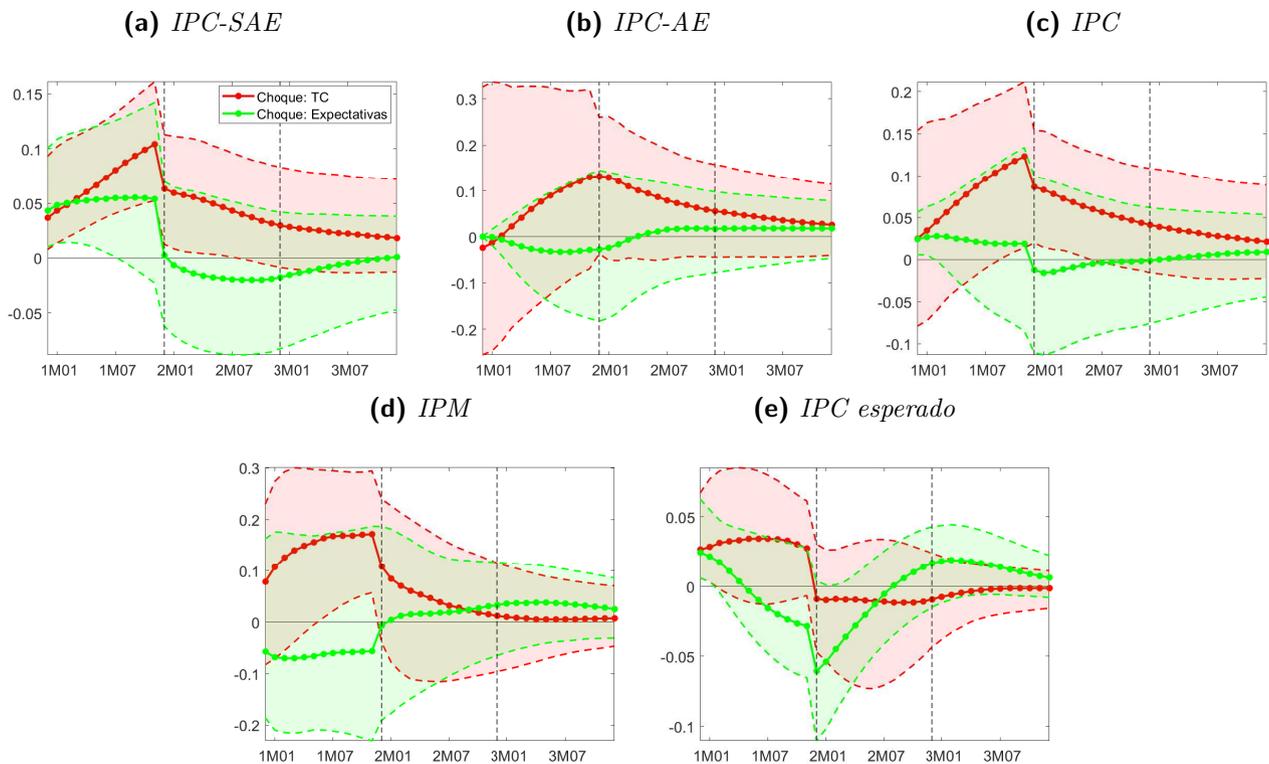
**Gráfico 17.** *Estimación en niveles: Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en cotizaciones de no metales*



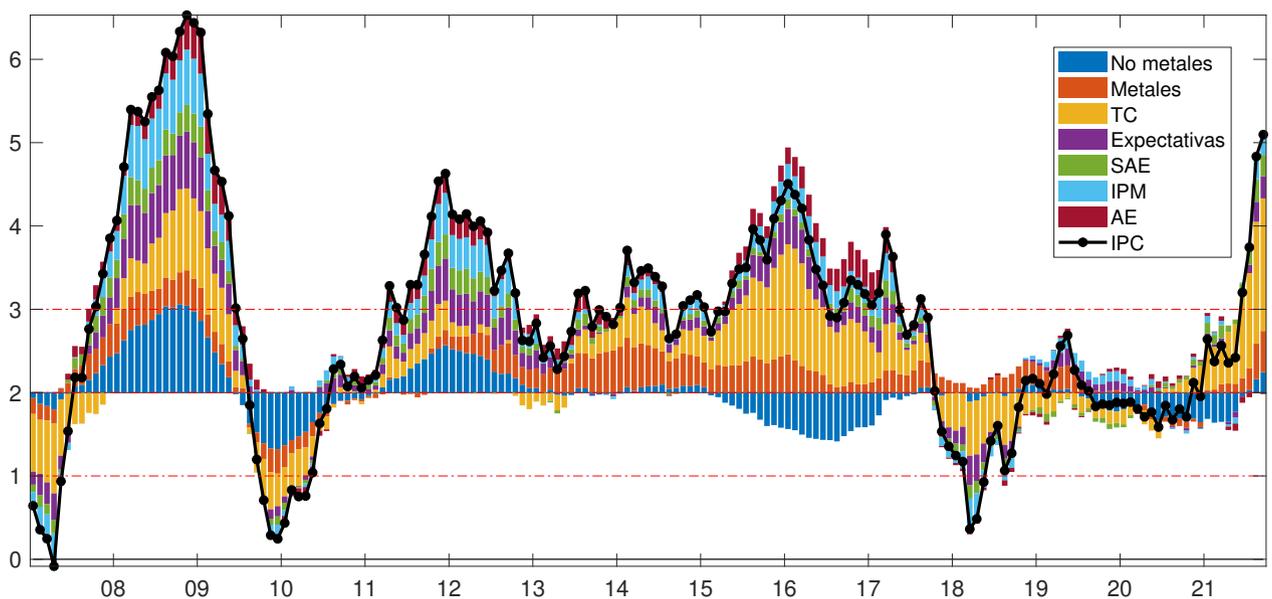
**Gráfico 18.** *Estimación en diferencias: Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en cotizaciones de no metales*



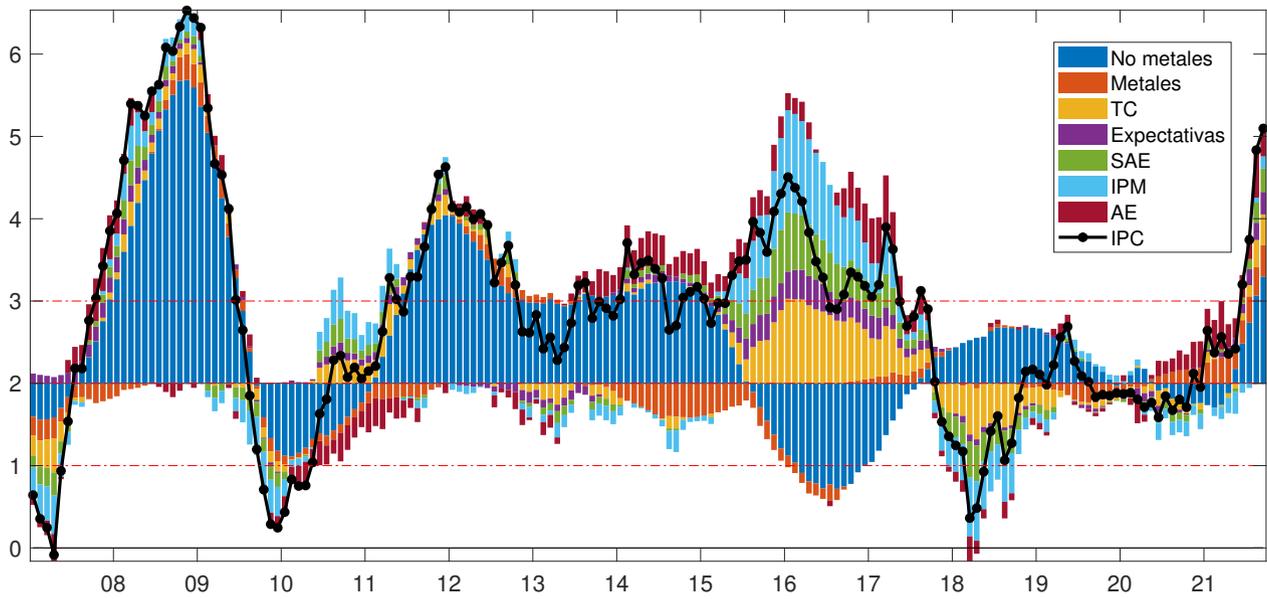
**Gráfico 19.** *Estimación en niveles: Respuestas de inflaciones interanuales ante choques en cotizaciones de no metales*



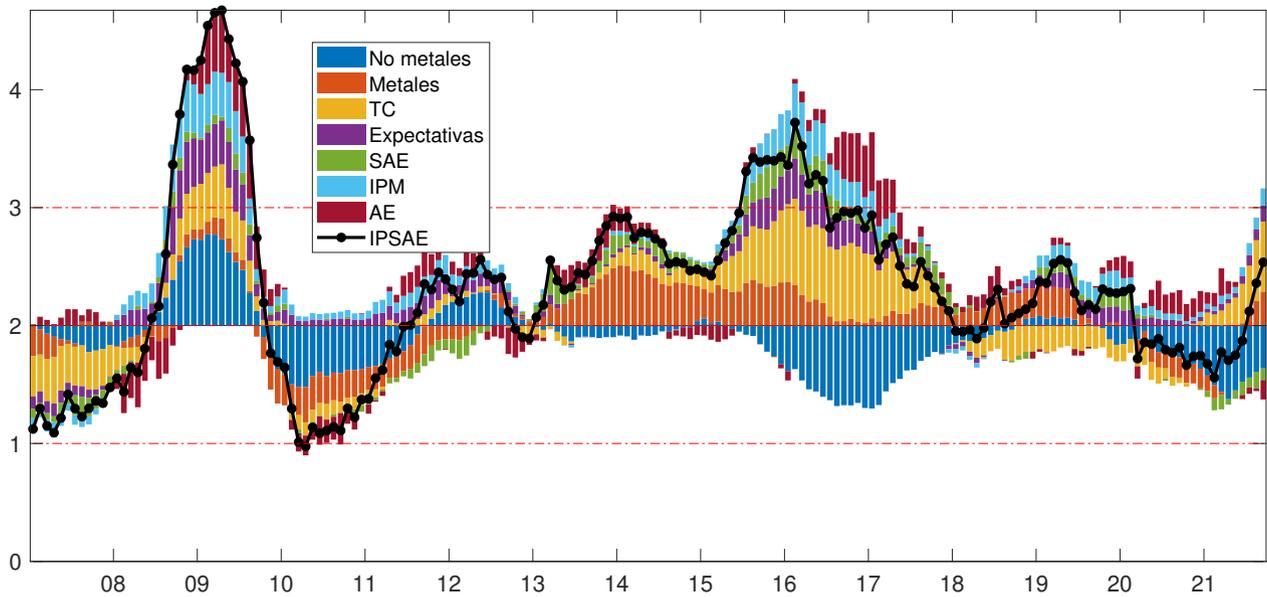
**Gráfico 20.** *Estimación en diferencias: Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC*



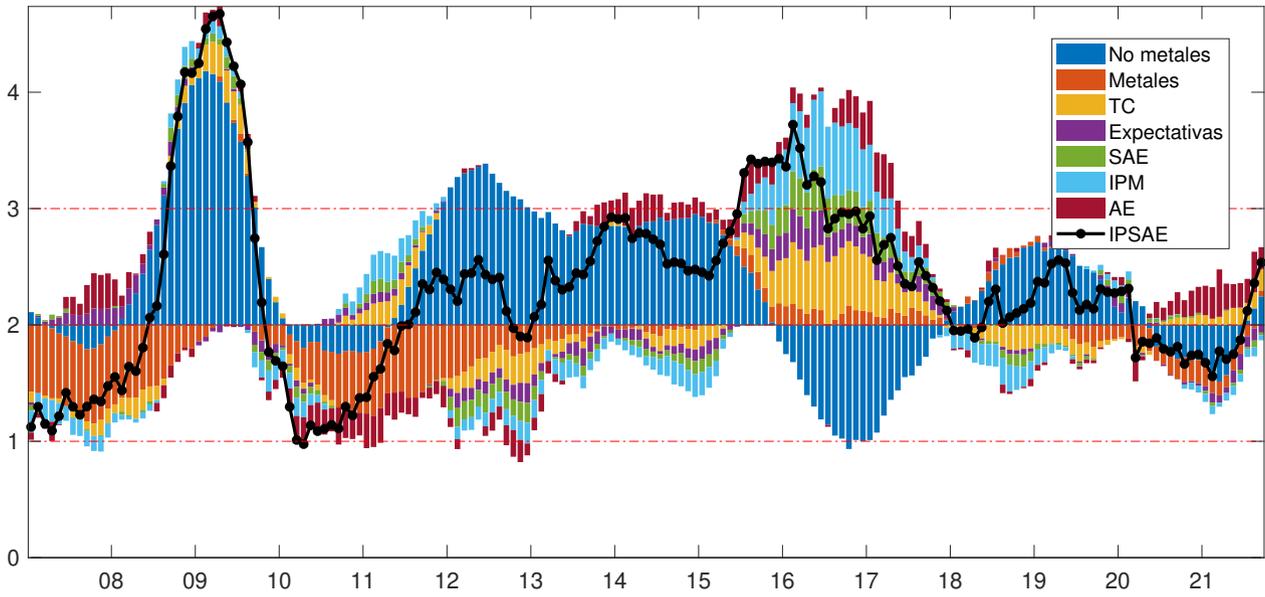
**Gráfico 21.** *Estimación en niveles: Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC*



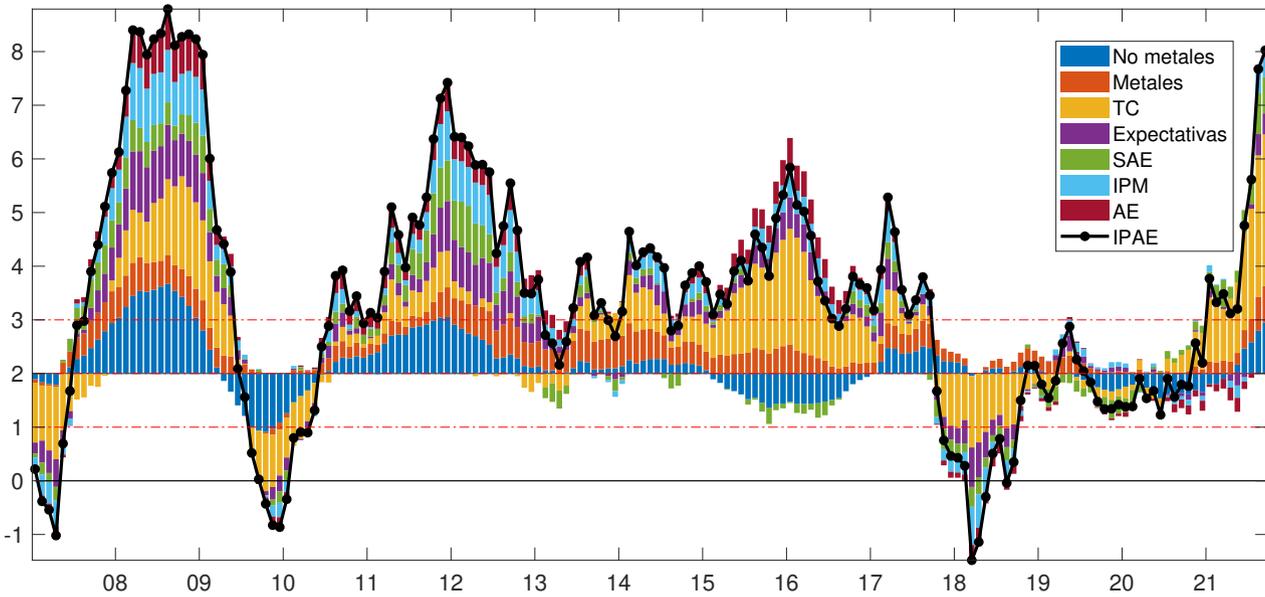
**Gráfico 22.** *Estimación en diferencias: Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC-SAE*



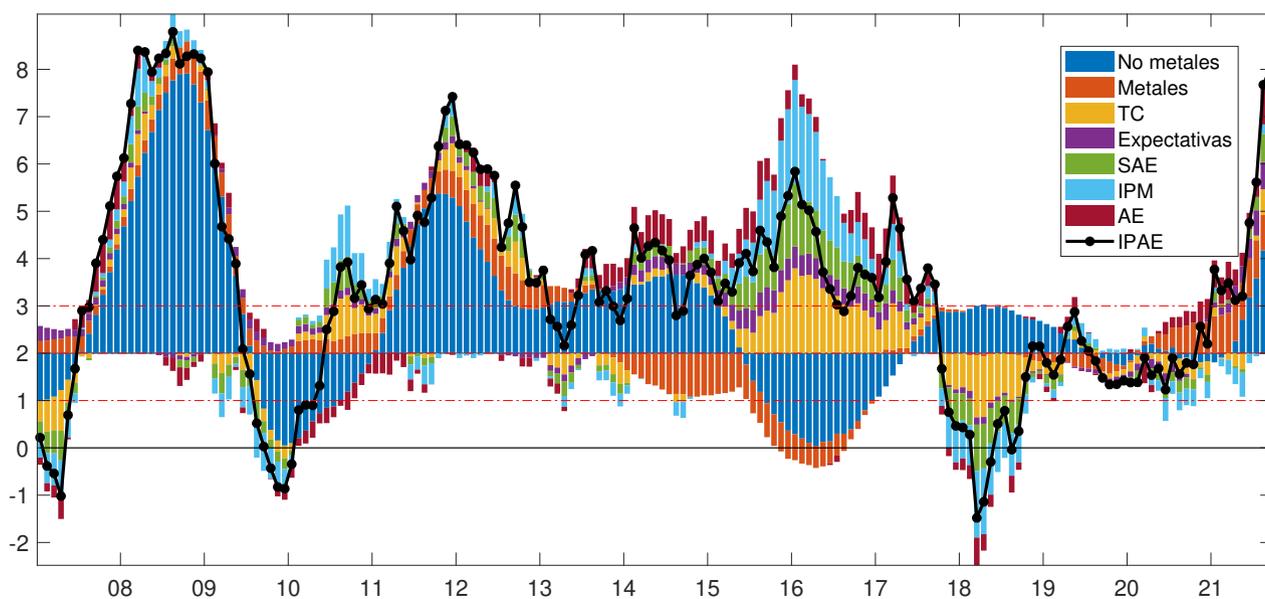
**Gráfico 23.** *Estimación en niveles: Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC-*SAE**



**Gráfico 24.** *Estimación en diferencias: Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC-*AE**



**Gráfico 25.** *Estimación en niveles: Descomposición histórica de la inflación interanual del IPC-AE*



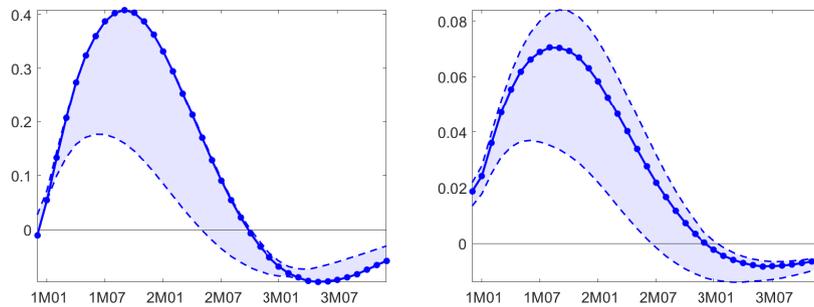
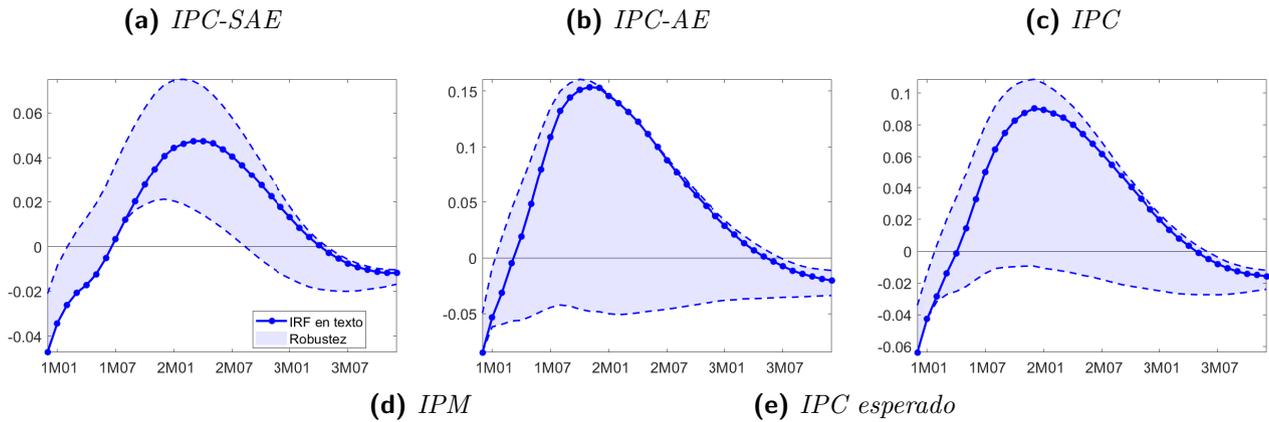
#### D. Ejercicio de robustez

En esta sección se evalúa la sensibilidad de los resultados ante cambios en el ordenamiento sugerido en (2.5) para las cuatro variables externas. Así, los gráficos 26-29 muestran las FIR Modales para cada caso presentado en los gráficos 3-5. Las áreas en los gráficos 26-29 corresponden a la máxima y mínima FIR estimado con los  $4! = 24$  ordenamientos posibles de (2.5).

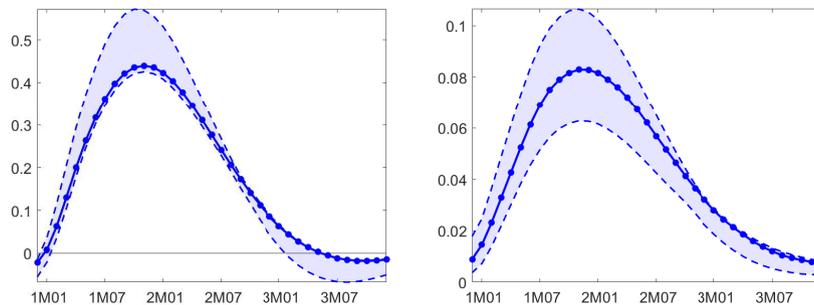
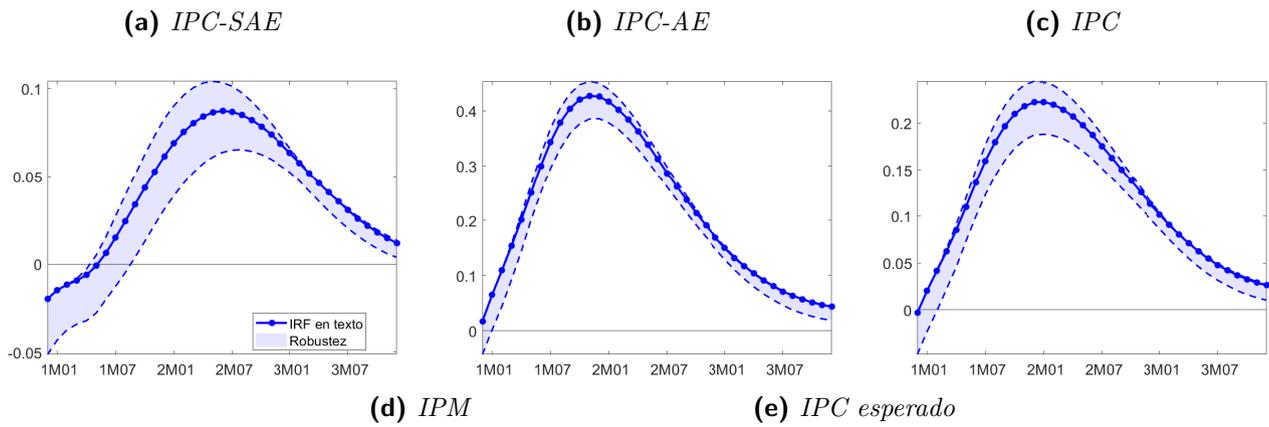
Los resultados más robustos corresponden a las respuestas ante choques en las cotizaciones internacionales de alimentos (gráfico 27), seguido de las respuestas ante choques en precios de energía (gráfico 26). En este último caso, la respuesta del IPC-AE (y por construcción del IPC) muestra algunos problemas de robustez a mostrar respuestas positivas y negativas ante distintos ordenamientos de (2.5).

Comentarios similares ameritan las las respuestas ante choques en las cotizaciones de metales (gráficos 28 y 29). En el primer, caso es la respuesta del IPM resulta ser la menos robusta. Los resultados en el segundo caso son también robustos; sin embargo, cabe destacar que el ordenamiento en (2.5) produce, en general, las respuestas menos negativas.

**Gráfico 26.** Robustez - FIR ante distintos ordenamientos del sector externo: choque energía



**Gráfico 27.** Robustez - FIR ante distintos ordenamientos del sector externo: choque Alimentos

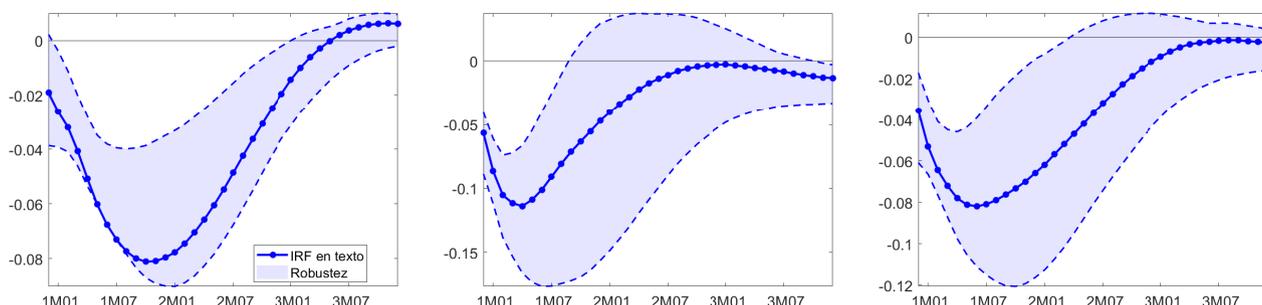


**Gráfico 28.** Robustez - FIR ante distintos ordenamientos del sector externo: choque M. Ind.

(a) IPC-SAE

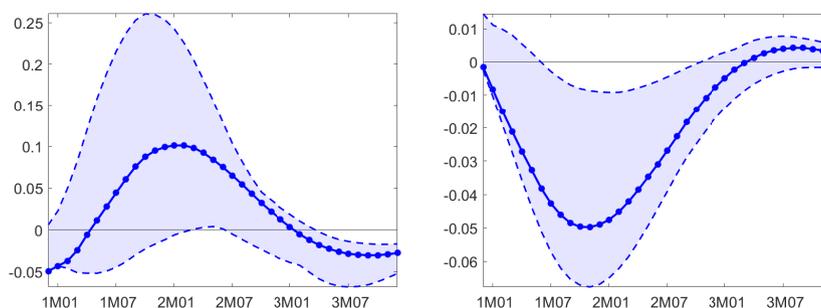
(b) IPC-AE

(c) IPC



(d) IPM

(e) IPC esperado

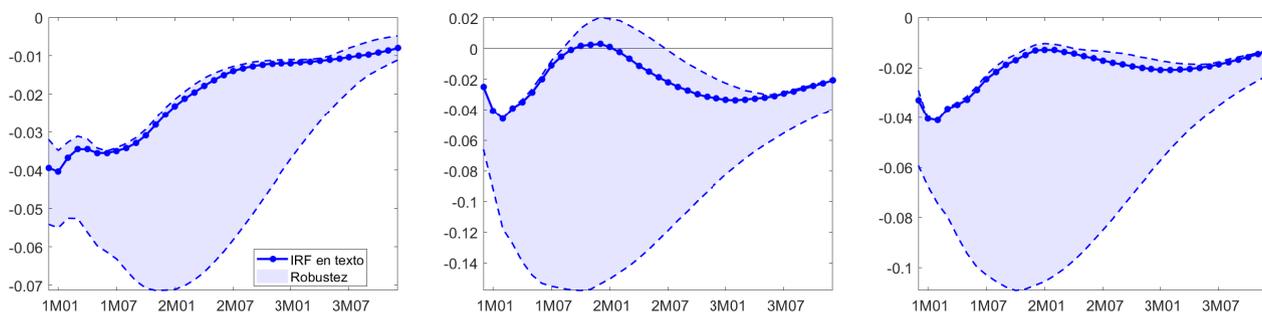


**Gráfico 29.** Robustez - FIR ante distintos ordenamientos del sector externo: choque M. Pre.

(a) IPC-SAE

(b) IPC-AE

(c) IPC



(d) IPM

(e) IPC esperado

