

Shocks sobre precios de commodities e inflación Estimaciones de modelos de datos en panel dinámicos

Nicolás Bertholet
Gabriel Montes Rojas
Fernando Toledo



Autores

Nicolás Bertholet

nicolasbertholet@gmail.com

Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. Buenos Aires, Argentina.
CONICET-Universidad de Buenos Aires. Instituto Interdisciplinario de Economía Política (IIEP). Buenos Aires, Argentina.

Gabriel Montes Rojas

gabriel.montes@economicas.uba.ar

Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. Buenos Aires, Argentina.
CONICET-Universidad de Buenos Aires. Instituto Interdisciplinario de Economía Política (IIEP). Buenos Aires, Argentina.

Fernando Toledo

toledo.fernando.cesar@gmail.com

Universidad Nacional de La Plata. La Plata, Argentina.
Banco Central de la República Argentina.

Como citar:

Bertholet, N.; Montes Rojas, G.; y Toledo, F. (2023). Shocks sobre precios de commodities e inflación. Estimaciones de modelos de datos en panel dinámicos. Serie Documentos de Trabajo del IIEP, 82, 1-30. <https://ojs.econ.uba.ar/index.php/DT-IIEP/issue/view/448>

Los Documentos de Trabajo del IIEP reflejan avances de investigaciones realizadas en el Instituto y se publican con acuerdo de la Comisión de Publicaciones. Los autores son responsables de las opiniones expresadas en los documentos.

Coordinación editorial

Ed. Hebe Dato

Corrección de estilo

Ariana Lay y Ed. Hebe Dato

Diseño

DG. Vanesa Sangoi

El Instituto Interdisciplinario de Economía Política IIEP UBA CONICET, reconoce a los autores de los artículos de la Serie de Documentos de Trabajo del IIEP la propiedad de sus derechos patrimoniales para disponer de su obra, publicarla, traducirla, adaptarla y reproducirla en cualquier forma. (Según el art. 2, Ley 11.723).



Esta es una obra bajo Licencia Creative Commons
Se distribuye bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-Compartir Igual 4.0 Internacional.

Shocks sobre precios de commodities e inflación

Estimaciones de modelos de datos en panel dinámicos

Precios de commodities
Tasa de inflación
Modelos de datos de panel

Este trabajo examina el efecto de los shocks de precios de commodities y energía (Petróleo Crudo, Gas Natural, Alimentos) sobre la tasa de inflación en un panel de 51 países con datos trimestrales para el periodo I.1996-IV.2020. Para ello, se usan distintos modelos de datos en panel dinámicos. El análisis muestra efectos similares en distintas especificaciones y modelos. Un aumento del 10% en el precio del Petróleo Crudo genera un incremento del 0.28% en la tasa de inflación en el primer trimestre. El efecto acumulativo ronda el 0.5%. Efectos similares se observan para Gas Natural: un incremento del gas natural del 10 % se vincula a un incremento de la tasa de inflación en torno a 0.27% contemporáneamente, y un efecto acumulativo de 0.5%. Un shock inflacionario de Alimentos de 10 % se asocia a un aumento contemporáneo de 0.83% en el primer trimestre, acumulando 1.5 % en periodos posteriores. El efecto acumulativo sobre la tasa de inflación se observa principalmente en los importadores netos.

Shocks on commodity prices and inflation

Dynamic panel data estimations models

Commodity prices
Inflation
Panel data models

This paper examines the effect of commodity price shocks (Crude Oil, Natural Gas, Food) on the inflation rate in a panel of 51 countries with quarterly data for the period I.1996-IV.2020. To do this, we estimate different dynamic panel data models. The empirical analysis shows similar effects across distinct specifications and models. A 10 percent increase in the price of Crude Oil generates a 0.28 percent rise in the inflation rate in the first quarter. The cumulative effect is around 0.5 percent. Similar effects are observed for Natural Gas: a 10 percent increase in Natural Gas is linked to a hike in the inflation rate of about 0.27 percent at one time, and a cumulative effect of 0.5 percent. A 10 percent Food inflationary shock is associated with a contemporaneous increase of 0.83 percent in the first quarter, accumulating 1.5 percent in subsequent periods. The cumulative effect on the inflation rate is observed mainly in net importers' economies.

JEL CODE Q02, E31, C23.

Índice

05	1. Introducción	<hr/>
07	2. Literatura relacionada	<hr/>
10	3. Datos y metodología	<hr/>
12	4. Resultados	<hr/>
12	4.1 MCO, EF y GMM	<hr/>
19	4.2. PVAR	<hr/>
23	5. Conclusiones	<hr/>
25	6. Bibliografía	<hr/>
27	7. Anexo	<hr/>

1. Introducción

El escenario pospandémico y el surgimiento del conflicto bélico entre Rusia y Ucrania han acentuado la preocupación por las consecuencias asociadas al fenómeno de la inflación global. La guerra en Ucrania y las sanciones a Rusia han alterado los envíos y la producción de dos de los mayores productores agrícolas del mundo. Los dos países representan antes de la guerra casi el 30 % de las exportaciones mundiales de trigo y el 18 % del maíz y afectan los suministros de gas y petróleo, dos insumos estratégicos para toda la matriz energética.

El aumento de la inflación global refleja múltiples factores. La demanda ha repuntado significativamente apoyada por medidas fiscales y monetarias excepcionales fruto de la recuperación pospandémica. Las interrupciones en el suministro causadas por la pandemia y el cambio climático, y una modificación en el gasto hacia bienes en lugar de servicios, han aumentado las presiones sobre los precios. Las tensiones salariales son evidentes en algunos segmentos de los mercados laborales.

En la actualidad se registra un incremento de las tasas de interés de política en el mundo desarrollado, principalmente orientadas a atenuar las tensiones inflacionarias sincronizadas a escala global explicadas tanto por estímulos a la demanda como por shocks de oferta negativos (Gourinchas, 2022; Banco de Pagos Internacionales, 2022). Ha *et al.*, (2022) han advertido que las autoridades monetarias del mundo emergente se han anticipado en materia de decisiones de política monetaria, incrementando sus tasas de interés de política, incluso con antelación a las decisiones que posiblemente adopten las autoridades de la FED, del Banco Central Europeo, del Banco de Inglaterra, o del Banco Central de Japón.

En 15 de 34 países clasificados como economías avanzadas por el Informe Perspectivas de la Economía Mundial del Fondo Monetario Internacional de abril de 2022 (*World Economic Outlook*), la inflación de 12 meses a diciembre de 2021 supera el 5 %. Este pico inflacionario no se limita solamente a los países desarrollados. Los mercados emergentes y las economías en desarrollo (EMDEs, por sus siglas en inglés) se han visto afectados por una ola similar: 78 de 109 EMDEs también enfrentan tasas de inflación anual por encima del 5 %. Ese porcentaje de EMDEs (71 %) es aproximadamente el doble de lo que era a fines de 2020. La inflación, en consecuencia, se ha convertido en un problema global —o casi, ya que Asia hasta el momento se mantiene inmune.

Durante 2021, los aumentos en 12 meses de los precios de los alimentos superaron el 5 % en el 79 % de los EMDEs (86 de 109). En enero de 2022, los precios del Petróleo estaban un 77% más altos que su nivel de diciembre de 2020. Los precios de la Energía se dispararon en el tercer trimestre de 2021 y se esperaba que se mantengan elevados en 2022, lo que se suma a las presiones inflacionarias globales y potencialmente desplaza el crecimiento económico de los países exportadores de energía a los países importadores de Energía.

El presente trabajo evalúa empíricamente el efecto de este aumento en el precio de las commodities y de la energía sobre la tasa de inflación de un conjunto de países a nivel global. A partir de distintos modelos de datos de panel dinámicos y técnicas de estimación específicas se calcula el impacto de un shock de oferta global negativo, conocido como inflación importada, sobre la tasa de inflación local. Las contribuciones principales de la investigación son: a) mostrar el efecto heterogéneo del incremento en los distintos precios de commodities y energía (Petróleo Crudo, Gas Natural y Alimentos) sobre la tasa de inflación del conjunto de países analizados, b) evaluar si existen diferencias significativas en términos inflacionarios entre países exportadores e importadores de commodities y energía, en línea

con la evidencia presentada en el Informe sobre Perspectivas de los Mercados de Productos Básicos del Banco Mundial en abril de 2022 (*Commodity Markets Outlook*).

A nivel metodológico, se analiza el efecto de los shocks de precios de commodities y energía sobre la tasa de inflación en un panel de 51 países para el período I.1996-IV.2020 mediante diferentes técnicas econométricas basadas en paneles autorregresivos; se utilizan estimadores GMM (en diferencias y *System GMM*) y, dado el problema de proliferación de instrumentos (Roodman, 2009), se abordan diferentes formas de solucionarlo. También se estima un modelo PVAR para 40 países durante el mismo período como chequeo de robustez.

Los resultados muestran que, en el caso del Petróleo Crudo, el efecto contemporáneo sobre la tasa de inflación se ubica entre 0.026 y 0.028 en todas las especificaciones mientras que el efecto acumulado (excepto en la última especificación) se encuentra en torno a 0.05. Es decir, un incremento del precio del Gas Natural del 10 % se vincula con un incremento de la tasa de inflación en torno a 0.5 %. Como en el caso del Petróleo Crudo, en la última especificación el efecto total es menor, ya que las variables rezagadas no son significativas (y tienen el signo opuesto).

En cuanto a Alimentos (dlFPI), el efecto contemporáneo sobre la tasa de inflación se ubica en torno a 0.07-0.08. El efecto acumulado se encuentra en torno a 0.147. Excepto para la última especificación, un incremento en el precio de los Alimentos del 10 % se emparenta a un aumento de la tasa de inflación en torno a 1.5 %. En todos los casos se observa que los shocks en los precios de las commodities tienen un efecto significativo sobre la tasa de inflación de los países. Esto determina que existe un efecto relevante de la inflación importada.

Los resultados del modelo PVAR indican que: 1) un aumento del 10% en el precio del Petróleo Crudo produce una suba del 0.1 % en la tasa de inflación en los dos primeros trimestres, desapareciendo gradualmente (el efecto acumulativo ronda el 0.5 %); 2) un shock inflacionario de alimentos de 10 % genera un aumento de 0.6 % en el primer trimestre (se vuelve no significativo en períodos posteriores); y que 3) los shocks tienen inicialmente un efecto expansivo sobre el PIB y se vuelven negativos luego (la misma dinámica se observa con el tipo de cambio nominal efectivo: apreciación inicial que se combina con un traspaso posterior del tipo de cambio nominal efectivo a la tasa de inflación local, sin efectos de rezago).

La evaluación de efectos heterogéneos entre exportadores e importadores netos de commodities permite concluir que no hay un patrón claro de diferenciación en el caso de Alimentos, si bien el efecto es mayor en importadores netos. En términos de producto, se advierten efectos expansivos en el primer trimestre y contractivos a posteriori. La apreciación del tipo de cambio nominal es mayor para los exportadores netos que para los importadores netos.

Estos hallazgos indican que hay un efecto sobre la inflación local ante un aumento de los precios de las commodities y energía, aunque el impacto sobre los precios locales es mucho menor que el acontecido en los commodities. El potencial efecto no es despreciable ante una súbita aceleración de los precios de los insumos energéticos o de los alimentos, bienes básicos para toda la economía. La muestra examinada se caracteriza por evidenciar baja inflación durante el período analizado, por lo que los efectos pueden diferir en países con tasas de inflación elevadas.

Tener en cuenta esta heterogeneidad resulta clave para el diseño de la política económica necesaria para hacer frente a este escenario de reaparición de la inflación de Alimentos y Energía. En particular, en la actualidad las autoridades monetarias de economías

avanzadas y EMDEs se encuentran en una etapa de normalización monetaria caracterizada por el incremento de las tasas de interés con objetivos antiinflacionarios. El presente trabajo invita a la reflexión respecto a considerar otro tipo de medidas de política complementarias que desacoplen las presiones de la inflación importada sobre la inflación local, en línea con el incremento de las tasas de interés, al tiempo que den cuenta la heterogeneidad asociada a la estructura productiva y al patrón exportador prevaleciente en cada economía: si es exportador o importador neto de commodities.

La estructura del estudio es la siguiente. La Sección II presenta una breve revisión de la literatura relacionada al objeto de investigación. La Sección III describe la base de datos, variables, fuentes de información utilizadas y explicita los modelos de datos en panel y técnicas econométricas empleadas en las estimaciones. La Sección IV ilustra los principales hallazgos empíricos. La Sección V ofrece una serie de reflexiones finales a modo de conclusión.

2. Literatura relacionada

En el plano teórico, diversas contribuciones han proliferado en los últimos años con la finalidad de explicitar formalmente los canales de transmisión que operan desde shocks que afectan los precios de commodities hacia la tasa de inflación. Se destacan, en este sentido, dos estrategias de formalización predominantes. Por un lado, los modelos DSGE. Por el otro, las contribuciones de naturaleza poskeynesiana-estructuralista (PK-E).

En el caso de los modelos DSGE, Zhang *et al.*, (2022) proponen un modelo de este tipo para economías abiertas con objeto de investigar el mecanismo de transmisión y los efectos de impacto de las fluctuaciones del precio del petróleo impulsado por diferentes factores en la macroeconomía de China. La caída del precio del petróleo impulsada por la mayor oferta internacional promueve una mayor producción y tasa de crecimiento en el corto plazo. Los aumentos del precio del petróleo impulsados por la demanda interna propician impulsos equivalentes sobre la producción y los precios. Un mensaje importante de esta investigación es que diferentes fuentes de fluctuaciones en el precio del petróleo tienen distintos mecanismos de transmisión y, por tanto, efectos diferenciales.

Filardo *et al.*, (2020) utilizan un modelo DSGE que divide la economía global en exportadora de commodities y exportadora de otro tipo de bienes y servicios. Los precios de commodities se modelan endógenamente a partir de la evolución de la oferta y la demanda mundial, incluyendo las condiciones de la política monetaria global. Este esquema de análisis permite explorar las implicaciones de las decisiones de política monetaria cuando existe el riesgo de diagnosticar erróneamente los impulsores de aumentos en el precio de los commodities. Medina y Soto (2014) emplean un modelo DSGE y muestran que las respuestas de la producción, la demanda agregada y la inflación a un aumento en el precio de los commodities se magnifican cuando las reglas fiscales y monetarias son imperfectamente creíbles y carecen de transparencia.

Scott Davis (2012) presenta un modelo DSGE de gran escala con inflación general (*headline*) y subyacente (*core*), que incorpora un mecanismo por el cual las fluctuaciones en la inflación causadas por shocks puramente transitorios (precios de commodities) pueden incorporarse y afectar las expectativas de inflación a largo plazo. Este autor corrobora empíricamente que un shock en los precios de commodities puede dar lugar a un aumento significativo en la tasa de inflación núcleo, aun cuando este efecto tiende a diluirse en períodos ulteriores.

En el caso de los modelos PK-E, Bastian y Setterfield (2020) presentan una forma estructural que permite dilucidar cómo el conflicto distributivo puede dar lugar a un régimen de equilibrio con baja inflación, o a un régimen de desequilibrio con inflación alta y creciente. Shocks transitorios que afectan positivamente los precios de commodities pueden redundar en tensiones permanentes—y en ciertos casos dinámicas crecientes— sobre la propia tasa de inflación. Estas circunstancias particulares ocurren, por ejemplo, cuando la tasa de inflación resultante luego del shock de precios de commodities supera cierto límite superior asociado al régimen de inflación de equilibrio prevaleciente y pueden presentarse por dos razones particulares. La primera razón involucra un shock significativo sobre la tasa de inflación, ligada a un incremento abrupto del precio de commodities—o a una secuencia de aumentos sucesivos con efectos acumulativos relevantes. La segunda razón se asocia al caso en que la tasa de inflación se encuentra cerca de su cota máxima, vinculada al régimen de inflación de equilibrio, ante la ocurrencia del shock exógeno que afecta los precios de commodities. Estas dos razones distan de ser mutuamente excluyentes y pueden, en efecto, retroalimentarse de forma potencialmente desestabilizante: las economías se tornan más vulnerables a transitar hacia regímenes nominalmente inestables ante shocks de precios de commodities cuanto más cerca se encuentre la tasa de inflación observada respecto al umbral superior que define el régimen de inflación de equilibrio.

Abeles y Panigo (2015) proponen un modelo teórico que focaliza la atención en los *cost-push factors*—precio internacional de los commodities exportados por economías pequeñas y abiertas—, en línea con la tradición PK-E. Este modelo permite explicar la velocidad disímil y magnitud diferencial del *passthrough* entre el precio internacional de los commodities de exportación y la tasa de inflación local. El principal canal de transmisión que opera entre estas dos variables es el conflicto distributivo propiciado ante shocks exógenos que presionan al alza del precio internacional de los commodities de exportación. Dichas perturbaciones exógenas pueden reducir el margen de ganancia del sector manufacturero respecto a los costos laborales ajustados por productividad y, por esta vía, acentuar la conflictividad entre los actores sociales involucrados en las negociaciones colectivas. El resultado final suele ser una mayor tensión inflacionaria a nivel local, ligada a la convalidación de mayores demandas de recomposición salarial por parte de los trabajadores y al hecho de que los empresarios trasladen a precios finales estas mayores demandas de recomposición salarial a fin de preservar inalterado su margen de ganancia.

En el plano empírico, la proliferación de estimaciones de modelos VAR y variantes asociadas (Igan *et al.*, 2022; Montes-Rojas y Toledo, 2022; Conti *et al.*, 2017; Globan *et al.*, 2015; Pain *et al.*, 2006; Mumatz *et al.*, 2001), junto a la estimación de curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas (Bems *et al.*, 2018; Gordon, 2013; Mihailov *et al.*, 2011; Vašíček, 2011; Dua y Gaur, 2009) han sido notorias en lo referido a identificar el impacto de la transmisión de shocks de oferta e incremento en el precio de los commodities (alimentos, petróleo crudo y energía) sobre la tasa de inflación local, tanto en el caso de economías avanzadas como de EMDEs.

Igan *et al.*, (2022) proponen un modelo SVAR para evaluar los efectos de los cambios en los precios de las materias primas. Para desentrañar los diversos canales, estos autores siguen un proceso de dos pasos. En el primer paso, definen tres “shocks” de precios de materias primas: un shock de precios del petróleo impulsado por la oferta, un shock de precio de petróleo “puro” que es independiente de los cambios en la oferta de petróleo o la demanda agregada global, y un shock de precios de materias primas agrícolas que es independiente de la demanda agregada mundial. En el segundo paso, calculan las respuestas de las variables macroeconómicas a través de un panel de 19 países a shocks en el precio de

commodities, distinguiendo entre exportadores e importadores. Este estudio encuentra que un 10 % de aumento del precio del petróleo eleva la inflación interanual después de 12 meses en 0.2 puntos porcentuales en promedio entre los importadores y exportadores. Los aumentos de precios de las materias primas agrícolas son dos veces más inflacionarios: un 10 % aumenta la inflación en más de 0.4 puntos porcentuales. Por el contrario, la respuesta de la inflación general a shocks en la oferta de petróleo es estadísticamente insignificante, posiblemente debido a los efectos desinflacionarios del menor crecimiento del Producto Bruto Interno.

Montes-Rojas y Toledo (2022) indagan los efectos empíricos de dos shocks externos que desencadenan presiones inflacionarias en Argentina. El primer shock involucra los precios internacionales de los productos básicos agrícolas exportados por el país. El segundo shock afecta el tipo de cambio nominal. Mediante la estimación de modelos VAR con quintiles direccionados con datos trimestrales para el período 2004-2019, se advierte cómo el *passthrough* de estos shocks a la tasa de inflación opera de manera asimétrica y se manifiesta principalmente a través de incrementos en los salarios nominales. Se estima que un shock en los precios internacionales de las materias primas agrícolas exportadas por Argentina genera un *passthrough* del 10 %, frente a un shock en el tipo de cambio nominal con un *passthrough* del 25 %. Conti *et al.*, (2017) estiman modelos VAR bayesianos para la Zona Euro con datos trimestrales para 1995-2015. Los principales hallazgos de este estudio indican que los shocks externos (oferta de petróleo y demanda mundial) y la demanda agregada son los principales impulsores de la tasa de inflación local.

Globan *et al.*, (2015) calculan modelos VAR estructurales para Bulgaria, Croacia, República Checa, Hungría, Letonia, Lituania, Polonia y Rumania con datos anuales para 2001-2013. El principal resultado de este trabajo es que los shocks externos constituyen el factor más relevante para explicar la dinámica de la inflación en el mediano plazo. Pain *et al.*, (2006) computan modelos VAR para países de la OCDE con datos anuales durante 1985-2005, encontrando que la sensibilidad de la inflación a las condiciones económicas internas ha disminuido, mientras que la sensibilidad a las condiciones económicas externas ha aumentado, a través de los precios de importación. Mumatz *et al.*, (2001) presentan modelos FAVAR para Gran Bretaña con datos trimestrales para el período 1964-2005. El hallazgo más importante de este trabajo es que los shocks de oferta son los impulsores clave de la tasa de inflación.

Bems *et al.*, (2018) emplean una curva de Phillips Ampliada para 19 economías emergentes mediante un modelo de datos en panel con datos trimestrales durante 2004-2018. Estos autores contemplan variables externas para dilucidar la contribución de factores globales y domésticos en la explicación de la inflación. El principal resultado de la investigación es que las expectativas inflacionarias de largo plazo (factores domésticos) actúan como los determinantes de la inflación más significativos y que los factores externos desempeñan un rol menor.

Gordon (2013) presenta varias estimaciones empíricas de curvas de Phillips que incluyen un componente inercial (*backward-looking*), la brecha de desempleo/brecha del producto, y los shocks de oferta (precios de la energía y los alimentos). Este trabajo concluye que esta especificación muestra mejor performance explicativa respecto a las curvas de Phillips Nuevo Keynesianas tradicionales que descartan elementos *backward-looking* (y los reemplazan por comportamientos *forward-looking*), suponen una *NAIRU* fija (y no variable en el tiempo como lo hace este estudio), y no modelizan explícitamente los shocks de oferta. Estos últimos resultan relevantes para entender la dinámica inflacionaria local a entender del autor. Mihailov *et al.*, (2011) utilizan la metodología GMM para estimar la relevancia de los

factores domésticos versus externos sobre los determinantes de la dinámica del IPC en el caso de países de la OCDE mediante la estimación de curvas de Phillips Nuevo Keynesianas durante con datos trimestrales para 1970-2007. El principal hallazgo de este estudio es que el cambio relativo en las expectativas sobre fluctuaciones de los términos del intercambio cobra mayor relevancia para explicar la inflación que la brecha del producto doméstica.

Vašíček (2011) hace uso de curvas de Phillips Nuevo Keynesianas para la República Checa, Hungría, Polonia y Eslovaquia con datos trimestrales durante 1998-2007. Este estudio encuentra que la tasa de inflación es impulsada predominantemente por factores externos. Dua y Gaur (2009) emplean curvas de Phillips para economías abiertas para Japón, Hong Kong, Corea, Singapur, Filipinas, Tailandia, China e India utilizando datos anuales para el período 1990-2005. Estos autores advierten que en los países en desarrollo las perturbaciones en la oferta agrícola son importantes para explicar el comportamiento inflacionario, pero no en las economías desarrolladas.

Un rasgo interesante, extrapolable a y complementario de todos estos estudios, es que las economías con mayor participación de los alimentos en las canastas del IPC, intensidad de los combustibles y niveles de inflación preexistentes son más propensas a experimentar efectos inflacionarios sostenidos de los shocks de precios de las materias primas. Los países con bancos centrales más independientes y mayor gobernabilidad contienen mejor el impacto de estos shocks externos. La apertura comercial, el desarrollo financiero, la dolarización y la flexibilidad del mercado laboral no influyen significativamente en la forma en que la inflación interna responde a los shocks de precios internacionales de las materias primas (Baba y Lee, 2022; Gelos y Ustyugova, 2012).

3. Datos y metodología

Se utilizan distintas técnicas para evaluar el impacto de shocks en índices de precios de *commodities* sobre la tasa de inflación en un modelo de datos de panel dinámico. Para ello se construye una base de datos trimestral de 51 países durante I.1996-IV.2020. La variable endógena es el índice de precios al consumidor de cada país y las variables exógenas son: los índices de precios de *commodities* (Petróleo Crudo COPPI; Gas Natural NGPI; Alimentos FPI; las variables se identifican por sus siglas en inglés); el tipo de cambio efectivo nominal (NEER por sus siglas en inglés); y el producto interno bruto (GDP por sus siglas en inglés). Dado que se trata de variables no estacionarias, se procede a calcular el logaritmo de cada una de estas variables y luego sus primeras diferencias. Por lo tanto, todos los efectos se miden en términos de tasas de variación.

El Cuadro 1 presenta los nombres y las fuentes de cada una de las variables utilizadas en el análisis. Los países de la muestra son: Alemania, Arabia Saudita, Austria, Bélgica, Brasil, Bulgaria, Canadá, Chile, China, Chipre, Colombia, Costa Rica, Croacia, Dinamarca, España, Estados Unidos, Filipinas, Finlandia, Francia, Georgia, Grecia, Hungría, Irlanda, Islandia, Israel, Italia, Japón, Letonia, Luxemburgo, Macedonia, Malta, México, Moldavia, Nueva Zelanda, Noruega, Países Bajos, Paraguay, Polonia, Portugal, Reino Unido, República Checa, República Eslovaca, Rumania, Rusia, Samoa, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Ucrania y Uruguay.

Cuadro 1. Variables y fuentes de información utilizadas

Variable	Denominación	Descripción	Fuente
Producto Interno Bruto	GDP	PIB de cada país (en millones de dólares constantes de 2015)	Banco Mundial IFS-IMF
Índice de precios al consumidor	CPI	Índice de Precios al consumidor	Banco Mundial
Tipo de cambio nominal efectivo	NEER	Es el valor de la moneda frente a una canasta ponderada de moneda de los principales socios comerciales de ese país. Un incremento de NEER significa una apreciación	IFS-IMF
Índice de precios de Petróleo Crudo	COPPI	2016 = 100, promedio simple de tres precios al contado Fechado Brent, West Texas Intermediate y Dubai Fateh	IFS-IMF
Índice de precios de Gas Natural	NGPI	2016 = 100, incluye índices de precios de Gas Natural de Europa, Japón y Estados Unidos	IFS-IMF
Índice de precios de Alimentos	FPI	2016 = 100, incluye Cereales, Aceites, Vegetales, Carnes, Mariscos, Azúcar y Otros Alimentos (Manzana (frutas no cítricas), Plátanos, Chana (legumbres), Harina de Pescado, Maní, Leche	IFS-IMF

Fuente: elaboración propia.

En la primera parte, se estima un modelo uniecuacional mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Efectos Fijos (EF) y diferentes estimadores del Método Generalizado de Momentos (GMM por sus siglas en inglés) para evaluar el impacto de distintos shocks de precios de *commodities* (dI COPPI, dI NGPI, dI FPI) sobre la tasa de inflación en un modelo de datos de panel dinámico. Se utiliza dI NEER y dI GDP como variables de control adicionales. En todos los casos se consideran que éstas últimas son exógenas. Se contemplan modelos de hasta dos rezagos trimestrales para evaluar la robustez de los resultados a la estructura dinámica.

Dado que la muestra utilizada es relativamente grande en su tamaño temporal, el estimador de EF dinámico sería consistente, es decir, sin la presencia del llamado sesgo de Nickell. Sin embargo, también se estiman modelos de panel dinámico mediante estimadores GMM en diferencias (Arellano y Bond, 1998) y *System GMM* (Blundell y Bond, 1998) para considerar especificaciones alternativas. En ambos casos se utiliza el estimador en dos etapas por ser el estimador óptimo. Sin embargo, la proliferación de instrumentos puede generar problemas en los contrastes sobre la validez de los instrumentos como en el test de Hansen que tienden a funcionar mal y esto se observa en que los p-value que encontramos

son muy altos. Dado este inconveniente, se prueban diferentes especificaciones siguiendo a Roodman (2009): se colapsan los instrumentos y se acota la estructura de rezagos en el conjunto de instrumentos.

Los estimadores se presentan como Arellano-Bond (AB), Estimador Blundell y Bond convencional (BB1) junto con diferentes estrategias para enfrentar la proliferación de instrumentos: Blundell y Bond con colapso de instrumentos (BB2), acortamiento de rezagos (BB3) y una combinación de las dos anteriores (BB4).¹

También se estiman modelos de datos de panel vectorial autorregresivo (modelo PVAR) para el mismo periodo. El modelo PVAR se estima utilizando el estimador *Least Square Dummy Variable* (LSDV) (Bun y Kiviet, 2006) debido a las características de la base de datos: N pequeño y T grande. La metodología LSDV requiere el uso de paneles balanceados, por lo que se ajusta la muestra a 40 países.² Se construye un vector de variables endógenas conformado por: (1) índices de precios de *commodities* o energía (Petróleo Crudo: dlCOPPI; Gas Natural: dlNGPI; y Alimentos: dlFPI); (2) tipo de cambio nominal efectivo (dlNEER); (3) índice de precios al consumidor (dlCPI); y (4) producto interno bruto (dlGDP).

El modelo PVAR permite evaluar los shocks en forma dinámica a través de las funciones impulso respuestas. Para identificar los shocks, se emplea la descomposición de Cholesky a fin de ortogonalizar los residuos. Se asume un canal causal particular de acuerdo con (1) →(2) →(3) →(4) usando las variables presentadas en el párrafo anterior, en el que el índice de precios de *commodities* afecta a todas las demás variables dentro del primer trimestre, pero no responde a las demás variables contemporáneamente, el tipo de cambio nominal efectivo afecta a todas las variables excepto al índice de precios de *commodities*, etc. El orden utilizado es similar al de Basco *et al.*, (2009), Montes-Rojas (2019) y Montes-Rojas y Toledo (2022). Los resultados no son sensibles al orden de las variables. En cuanto a la construcción de los intervalos de confianza se utiliza el algoritmo bootstrap residual no paramétrico con el esquema de remuestreo temporal.

4. Resultados

4.1 MCO, EF y GMM

Los resultados en el caso del Petróleo Crudo (dlCOPPI) aparecen en el Cuadro 2 y muestran que el coeficiente que expresa el efecto contemporáneo sobre la tasa de inflación se ubica entre 0.026 y 0.028. La variable rezagada un período presenta un efecto entre 0.016 y 0.018. La variable rezagada dos trimestres arroja un coeficiente entre 0.013 y 0.016. El efecto

¹ Para todos los estimadores GMM, en los tres casos, el test de Arellano-Bond para AR(1) rechaza la hipótesis nula, mientras que el test de Arellano-Bond para AR(2) no lo rechaza. Esto indica que no se encuentra autocorrelación en los residuos en ningún caso. En los estimadores GMM el test de Hansen arroja valores cercanos a 1, excepto para la última especificación. Ello podría indicar que el test no funciona correctamente por proliferación de instrumentos, con excepción de la última especificación en los tres casos. Esto es porque se trata de la especificación que reduce significativamente la cantidad de instrumentos ya que combina colapso de instrumentos con acortamiento de rezagos. De esta manera, esta especificación se muestra como la más fiable dentro de los estimadores GMM.

² Los países de la muestra reducida para el panel balanceado son: Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Bulgaria, Canadá, Chile, Chipre, Colombia, Costa Rica, Dinamarca, España, Estados Unidos, Filipinas, Finlandia, Francia, Grecia, Hungría, Irlanda, Islandia, Israel, Italia, Japón, Letonia, Luxemburgo, México, Noruega, Nueva Zelanda, Países Bajos, Paraguay, Polonia, Portugal, Reino Unido, República Checa, República Eslovaca, Rumania, Singapur, Sudáfrica, Suecia y Suiza.

acumulado se encuentra en torno a 0.05. Es decir, un incremento de la tasa de variación del petróleo del 10 % se asocia a un incremento de la tasa de inflación en torno a 0.5 %.

En cuanto al Gas Natural (dINGPI) (Cuadro 3), el coeficiente que muestra el efecto contemporáneo sobre la tasa de inflación se ubica entre 0.023 y 0.026. La variable rezagada un período presenta un efecto entre 0.015 y 0.018, excepto en la especificación de GMM con colapso de instrumentos y rezagos acotados, donde se torna negativo. La variable rezagada dos trimestres arroja valores de 0.010 y 0.013, excepto también en la última especificación. El efecto acumulado (excepto en la última especificación) se encuentra en torno a 0.05. Es decir, un incremento del Gas Natural del 10 % se vincula a un incremento de la tasa de inflación en torno a 0.5 % en el largo plazo. Como en el caso del Petróleo Crudo, en la última especificación el efecto total es menor, ya que las variables rezagadas no son significativas (y tienen el signo opuesto).

En cuanto a Alimentos (dIFPI) (Cuadro 4), el coeficiente que muestra el efecto contemporáneo sobre la tasa de inflación se ubica en torno a 0.07-0.08. La variable rezagada un período reporta un efecto de entre 0.05 y 0.06, excepto en la especificación GMM con colapso de instrumentos y rezagos acotados, donde se torna negativo. La variable rezagada dos trimestres arroja valores de 0.05 y 0.06, excepto en la última especificación. El efecto acumulado se encuentra en torno también a 0.147. Es decir, excepto para la última especificación, un incremento de Alimentos del 10 % se emparenta a un incremento de la tasa de inflación en torno a 1.5 %.

En todos los casos se observa que los shocks en los precios de las *commodities* tienen un efecto significativo sobre la tasa de inflación. Esto determina que existe un efecto relevante de la inflación importada. Se presentan en el Anexo los resultados para la especificación con un solo rezago (ver Cuadros 5, 6 y 7). Los resultados son similares en términos de significatividad estadística y órdenes de magnitud.

Cuadro 2. Efectos del precio del Petróleo Crudo sobre la tasa de inflación

VARIABLES	(1) MCO	(2) EF	(3) AB	(4) BB1	(5) BB collapse	(6) BB lagslimit	(7) BB lagslimit colapse
L.dlCPI	-0.317** (0.146)	-0.339** (0.144)	-0.337** (0.144)	-0.302* (0.152)	-0.329** (0.144)	-0.229 (0.189)	0.770*** (0.275)
L2.dlCPI	0.022 (0.071)	-0.001 (0.068)	-0.003 (0.068)	0.034 (0.074)	0.009 (0.068)	0.050 (0.071)	0.333*** (0.117)
dlCOPPI	0.029*** (0.007)	0.028*** (0.008)	0.028*** (0.007)	0.025*** (0.008)	0.027*** (0.007)	0.026*** (0.007)	0.027* (0.014)
L.dlCOPPI	0.018*** (0.007)	0.019*** (0.006)	0.017** (0.007)	0.017** (0.007)	0.018*** (0.006)	0.016* (0.008)	-0.015 (0.009)
L2.dlCOPPI	0.016** (0.007)	0.017** (0.007)	0.016** (0.006)	0.014* (0.007)	0.015** (0.007)	0.014** (0.007)	-0.008 (0.008)
dlNEER	-0.429** (0.194)	-0.421** (0.200)	-0.410** (0.202)	-0.411** (0.191)	-0.422** (0.198)	-0.416** (0.196)	-0.269 (0.347)
L.dlNEER	-0.271*** (0.081)	-0.272*** (0.081)	-0.264*** (0.083)	-0.261*** (0.080)	-0.272*** (0.082)	-0.231** (0.094)	0.194 (0.128)
L2.dlNEER	-0.192*** (0.054)	-0.195*** (0.049)	-0.193*** (0.049)	-0.186*** (0.058)	-0.192*** (0.051)	-0.163** (0.061)	0.140 (0.113)
dlGDP	0.002 (0.037)	-0.006 (0.036)	-0.012 (0.030)	-0.004 (0.034)	-0.005 (0.036)	-0.004 (0.034)	-0.047 (0.040)
L.dlGDP	-0.017* (0.007)	-0.024*** (0.007)	-0.023** (0.007)	-0.021 (0.007)	-0.020** (0.007)	-0.023 (0.007)	-0.008 (0.007)

	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.017)	(0.009)	(0.015)	(0.057)
L2.dlGDP	-0.014	-0.023	-0.023	-0.018	-0.015	-0.015	0.040
	(0.040)	(0.039)	(0.033)	(0.035)	(0.039)	(0.044)	(0.033)
Constant	0.009***	0.010***		0.009***	0.009***	0.008***	-0.001
	(0.002)	(0.002)		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Obs.	4,600	4,600	4,548	4,600	4,600	4,600	4,600
R-2	0.275	0.271					
N° países		52	52	52	52	52	52
Estadístico Arellano-Bond			-0.02	-0.17	-0.11	0.27	0.99
AR(2)			0.987	0.864	0.909	0.789	0.323
Estadístico Hansen			45.78	45.78	47.46	46.17	2.49
Hansen p-valor			1.000	1.000	1.000	1.000	0.288

Nota: estimaciones propias. Errores estándar robustos en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 3. Efectos del precio del Gas Natural sobre la tasa de inflación

VARIABLES	(1) MCO	(2) EF	(3) AB	(4) BB1	(5) BB collapse	(6) BB laglimit	(7) BB laglimit collapse
L.dlCPI	-0.316** (0.146)	-0.337** (0.144)	-0.340** (0.144)	-0.299** (0.147)	-0.329** (0.145)	-0.227 (0.189)	0.770*** (0.272)
L2.dlCPI	0.023 (0.071)	0.001 (0.068)	0.005 (0.070)	0.033 (0.073)	0.010 (0.069)	0.052 (0.072)	0.336*** (0.114)
dlNGPI	0.027***	0.027***	0.025***	0.023***	0.026***	0.025***	0.025*

	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.006)	(0.013)
L.dlNGPI	0.018***	0.019***	0.018***	0.017***	0.018***	0.016**	-0.013
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.009)
L2.dlNGPI	0.014**	0.015**	0.014**	0.011*	0.014**	0.013**	-0.007
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
dlNEER	-0.429**	-0.422**	-0.424**	-0.416**	-0.425**	-0.415**	-0.257
	(0.194)	(0.199)	(0.202)	(0.190)	(0.202)	(0.197)	(0.350)
L.dlNEER	-0.270***	-0.271***	-0.271***	-0.260***	-0.271***	-0.231**	0.194
	(0.080)	(0.081)	(0.082)	(0.079)	(0.083)	(0.094)	(0.128)
L2.dlNEER	-0.189***	-0.192***	-0.189***	-0.182***	-0.191***	-0.159**	0.141
	(0.053)	(0.048)	(0.050)	(0.056)	(0.051)	(0.061)	(0.111)
dlGDP	0.001	-0.007	-0.010	-0.008	-0.005	-0.002	-0.044
	(0.035)	(0.035)	(0.033)	(0.031)	(0.033)	(0.034)	(0.038)
L.dlGDP	-0.015	-0.023***	-0.020**	-0.015	-0.018**	-0.022	-0.004
	(0.009)	(0.008)	(0.010)	(0.016)	(0.009)	(0.014)	(0.054)
L2.dlGDP	-0.012	-0.021	-0.020	-0.011	-0.014	-0.018	0.040
	(0.040)	(0.039)	(0.039)	(0.037)	(0.039)	(0.043)	(0.033)
Constant	0.009***	0.009***		0.008***	0.009***	0.008***	-0.001
	(0.002)	(0.002)		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Obs	4,600	4,600	4,548	4,600	4,600	4,600	4,600
.R-2	0.275	0.271					
N° países		52	52	52	52	52	52
Estadístico Arellano-Bond			-0.16	-0.12	-0.11	0.26	0.98
AR(2)			0.873	0.903	0.91	0.794	0.329
Estadístico Hansen			46.31	44.92	48.01	47.81	2.63
Hansen p-valor			1.000	1.000	1.000	1.000	0.268

Nota: estimaciones propias. Errores estándar robustos en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 4. Efectos del precio de los Alimentos sobre la tasa de inflación

VARIABLES	(1) MCO	(2) EF	(3) AB	(4) BB1	(5) BB collapse	(6) BB lagslimit	(7) BB lagslimit colapse
L.dlCPI	-0.319** (0.148)	-0.341** (0.146)	-0.331** (0.144)	-0.306** (0.149)	-0.329** (0.147)	-0.230 (0.194)	0.765*** (0.278)
L2.dlCPI	0.022 (0.073)	0.000 (0.070)	0.011 (0.072)	0.033 (0.074)	0.012 (0.072)	0.052 (0.075)	0.342*** (0.097)
dlFPI	0.084*** (0.028)	0.083*** (0.029)	0.078*** (0.027)	0.077*** (0.025)	0.081*** (0.027)	0.078*** (0.024)	0.082** (0.034)
L.dlFPI	0.052** (0.024)	0.052** (0.023)	0.051** (0.020)	0.051** (0.023)	0.051** (0.022)	0.047 (0.028)	-0.048* (0.028)
L2.dlFPI	0.060** (0.027)	0.062** (0.027)	0.057** (0.024)	0.052** (0.024)	0.061** (0.027)	0.056** (0.026)	-0.017 (0.022)
dlNEER	-0.437** (0.194)	-0.430** (0.200)	-0.417** (0.198)	-0.425** (0.184)	-0.434** (0.197)	-0.422** (0.196)	-0.205 (0.305)
L.dlNEER	-0.276*** (0.083)	-0.278*** (0.084)	-0.265*** (0.082)	-0.261*** (0.079)	-0.278*** (0.084)	-0.235** (0.096)	0.187 (0.118)
L2.dlNEER	-0.194*** (0.058)	-0.197*** (0.053)	-0.187*** (0.053)	-0.181*** (0.055)	-0.194*** (0.055)	-0.163** (0.068)	0.140 (0.099)
dlGDP	0.018 (0.035)	0.010 (0.034)	0.002 (0.032)	0.006 (0.031)	0.014 (0.034)	0.011 (0.032)	-0.029 (0.025)
L.dlGDP	-0.000 (0.009)	-0.007 (0.008)	-0.005 (0.009)	0.005 (0.012)	-0.004 (0.009)	-0.005 (0.011)	-0.008 (0.046)
L2.dlGDP	-0.004 (0.036)	-0.011 (0.035)	-0.010 (0.033)	0.011 (0.033)	-0.006 (0.035)	-0.003 (0.035)	0.030 (0.032)
Constant	0.008*** (0.002)	0.009*** (0.002)		0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)	-0.001 (0.002)

Obs.	4,600	4,600	4,548	4,600	4,600	4,600	4,600
R-2	0.278	0.274					
N° países		52	52	52	52	52	52
Estadístico Arellano-Bond			-0.13	-0.20	-0.13	0.25	0.95
AR(2)			0.896	0.841	0.896	0.803	0.344
Estadístico Hansen			43.39	44.70	48.09	45.74	3.20
Hansen p-valor			1.000	1.000	1.000	1.000	0.201

Nota: estimaciones propias. Errores estándar robustos en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0

4.2. PVAR

Se estiman ahora los modelos PVAR permitiendo la relación dinámica entre variables. El análisis de las funciones impulso respuesta muestra efectos similares de shocks de Energía (Petróleo Crudo, Figura 1 y Gas Natural, Figura 2) y Alimentos (Figura 3) sobre la tasa de inflación. Un aumento del 10 % en el precio del petróleo produce un aumento del 0.1 % en la tasa de inflación en los dos primeros trimestres, diluyéndose gradualmente. El efecto acumulativo ronda el 0.5 %. Por otro lado, un shock inflacionario de Alimentos de 10 % genera un aumento de 0.6 % en el primer trimestre, el cual se vuelve no significativo en períodos posteriores. En este caso, entonces, hay un traspaso inmediato a la tasa de inflación local sin efectos de retraso.

En cuanto al efecto sobre las demás variables, cabe destacar lo siguiente. En primer lugar, los shocks tienen inicialmente un efecto expansivo sobre el producto para tornarse negativos a posteriori. Este efecto resulta paradójico y es robusto a distintas especificaciones. El resultado podría explicarse si consideramos que aumentos en los precios de las *commodities* estuvieron mayormente asociados a factores de demanda. Dado que nuestro interés principal es la inflación, tomamos este resultado como dado.

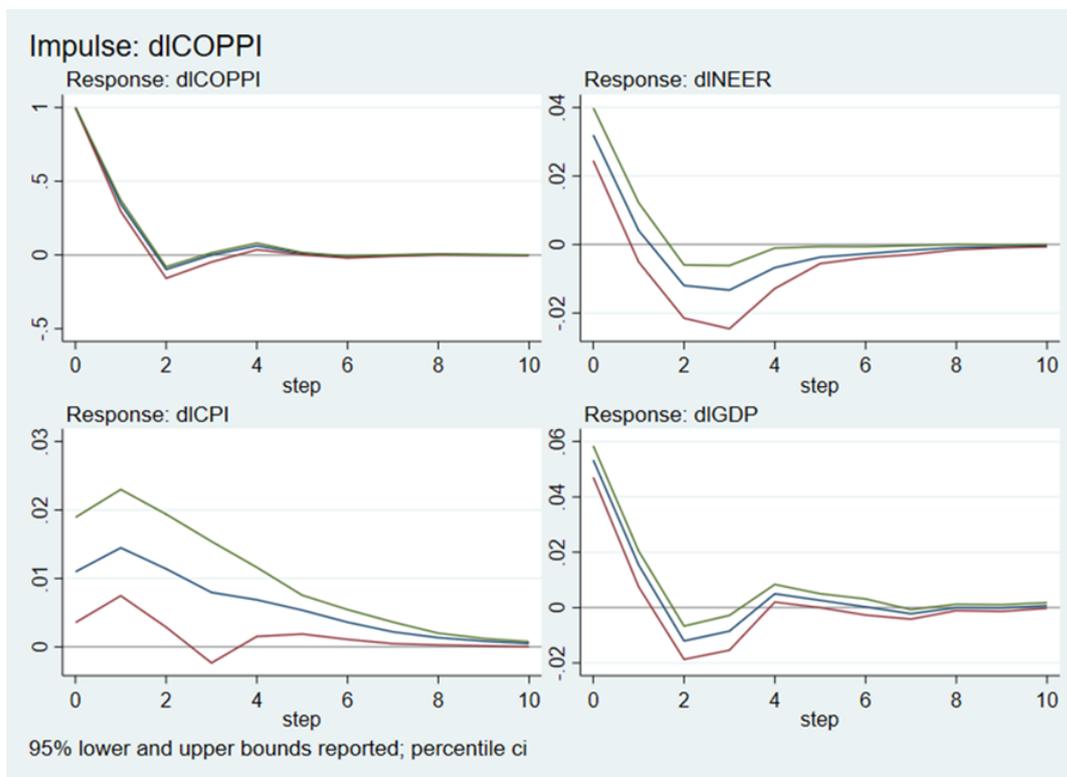
En segundo lugar, la misma dinámica se observa con el tipo de cambio nominal efectivo, produciéndose una apreciación inicial que se combina con un traspaso posterior del tipo de cambio a la tasa de inflación local sin efectos de rezago.

Los resultados con respecto al efecto de un shock de Alimentos y Energía son similares a los alcanzados con los estimadores MCO, EF y a la mayoría de los estimadores GMM de la primera parte del trabajo, pero mayores al alcanzado con la última especificación, que resulta ser la más fiable. Por lo tanto, en cierto modo, se convalidan los resultados precedentes. Sin embargo, se encuentran diferencias en cuanto al impacto de un shock del tipo de cambio nominal efectivo sobre el producto.

Dado que esta metodología no necesita un N grande, es posible separar entre los países exportadores netos de los importadores netos para ambos shocks energéticos (no existe un patrón claro para clasificar a los exportadores e importadores netos de Alimentos). Para llevar adelante esta distinción se utilizó la base de datos de comercio exterior que elabora la División de Estadísticas de Naciones Unidas (*COMTRADE*). Se utilizó la clasificación HS 92 a 6 dígitos. Se tomó únicamente importaciones y exportaciones, sin considerar re-exportación y re-importación. El período abarcado por las series va desde 1996 a 2020, con periodicidad anual. Se toma la clasificación armonizada HS 1992. El criterio utilizado para definir a un país como exportador neto es que sea exportador neto mayor cantidad de años de los que sea importador neto.

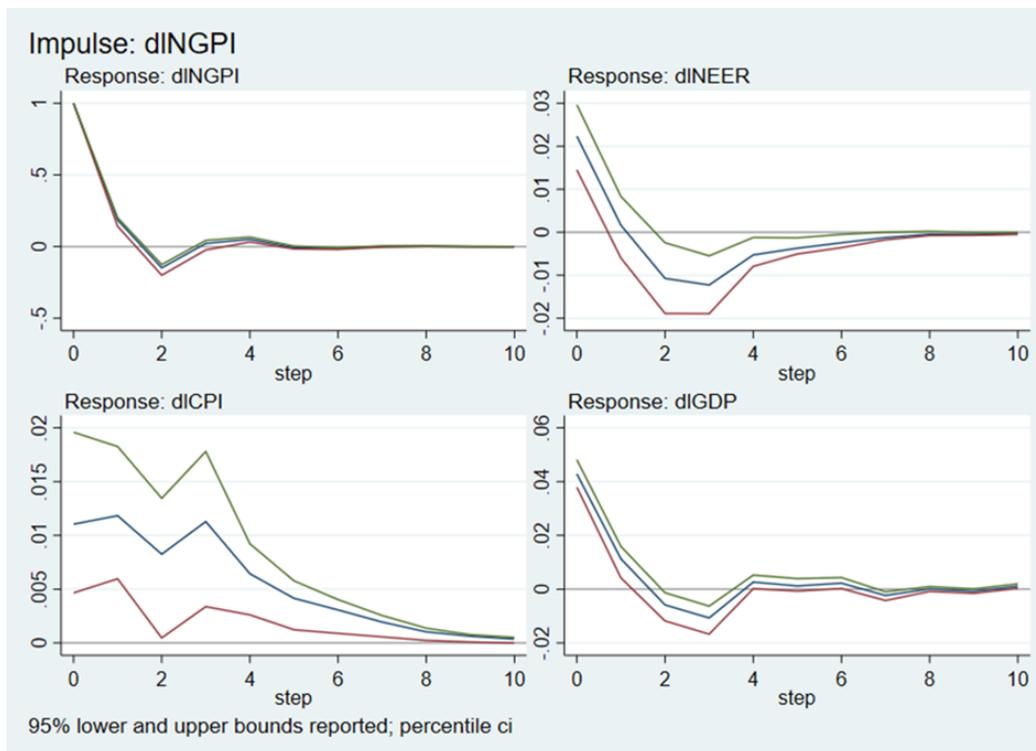
Tanto para el Petróleo Crudo como para el Gas Natural, el efecto acumulativo sobre la tasa de inflación se aplica principalmente a los importadores netos, aunque también se advierte en los exportadores netos un efecto estadísticamente significativo menor y de corta duración. También se encuentra que ambos shocks tienen un efecto positivo sobre el producto para ambos grupos de economías durante el primer trimestre, aunque se vuelven negativos luego. Además, la apreciación cambiaria es mayor para los exportadores netos que para los importadores netos de *commodities*.

Figura 1. PVAR: efectos impulso respuesta de un shock en Petróleo Crudo



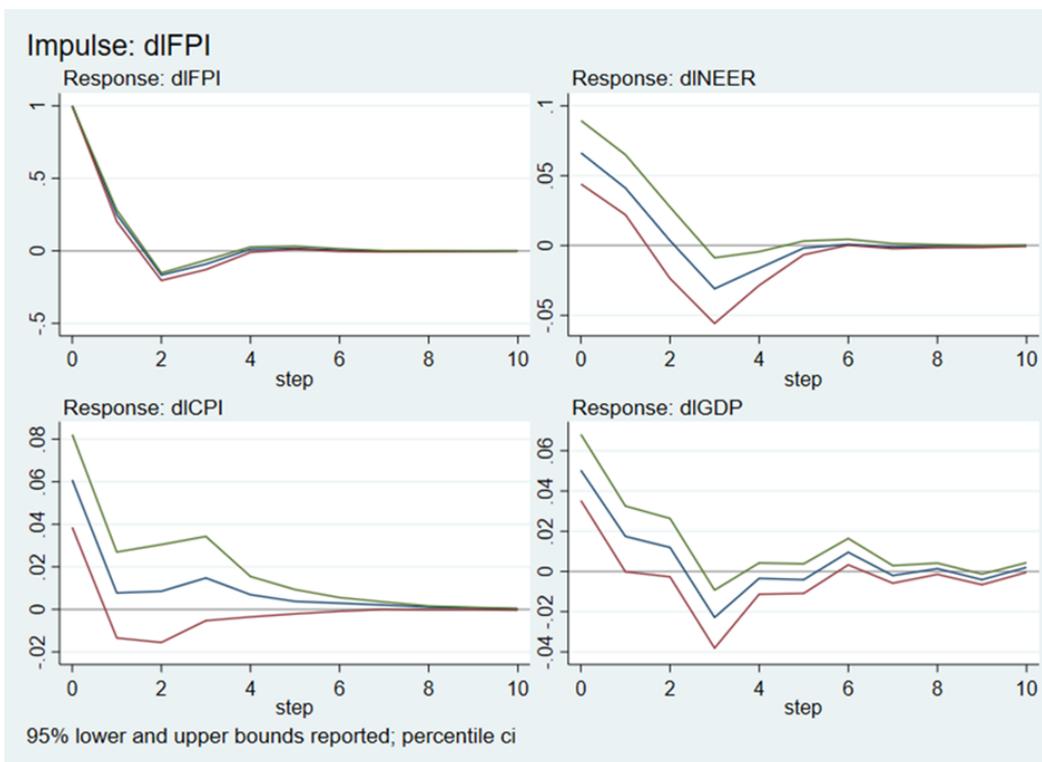
Fuente: estimaciones propias.

Figura 2. PVAR: efectos impulso respuesta de un shock en Gas Natural



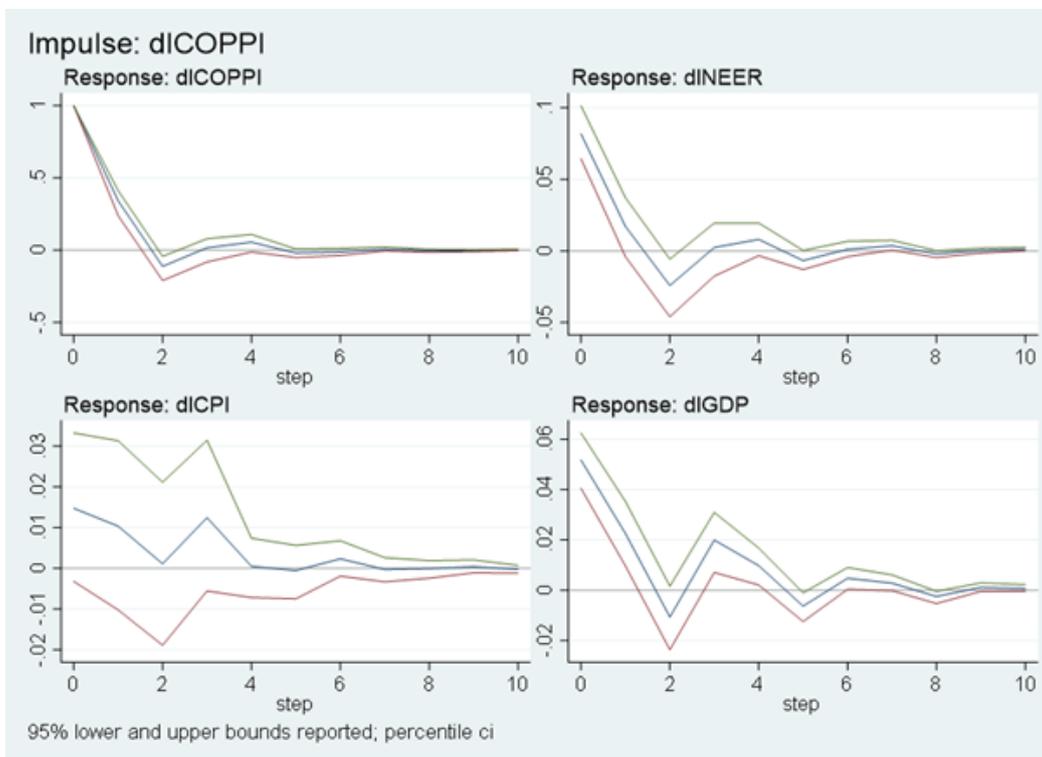
Fuente: estimaciones propias.

Figura 3. PVAR: efectos impulso respuesta de un shock en Alimentos



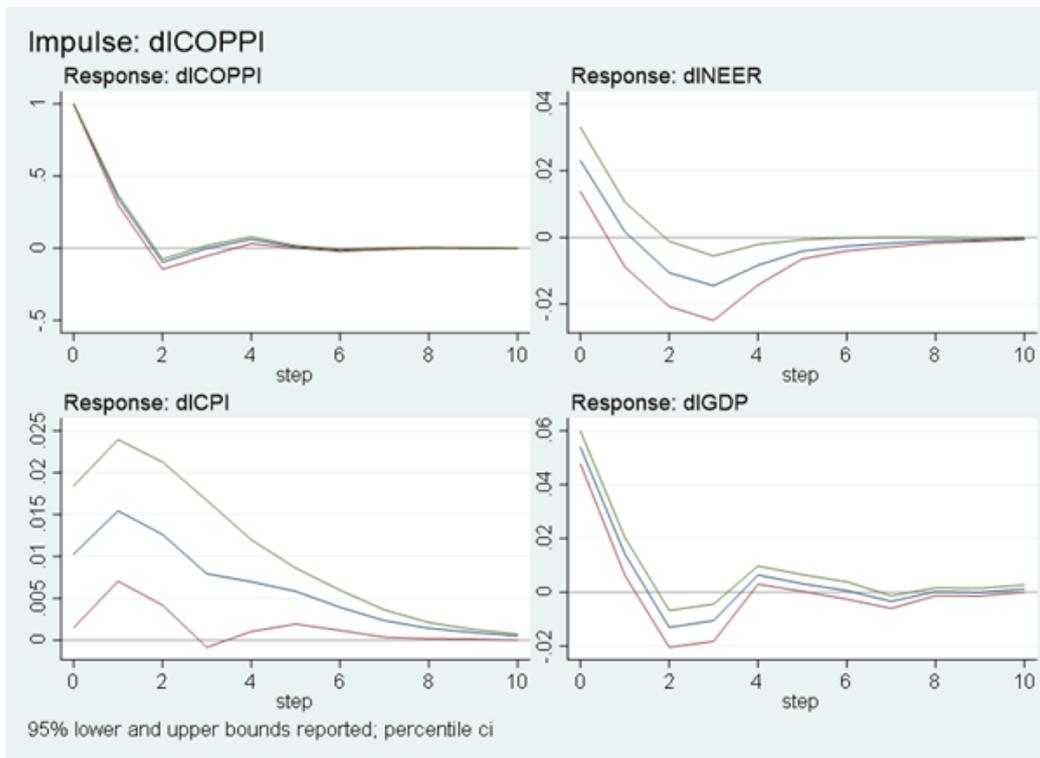
Fuente: estimaciones propias.

Figura 4. PVAR: efectos impulso respuesta de un shock en Petróleo Crudo (exportadores netos)



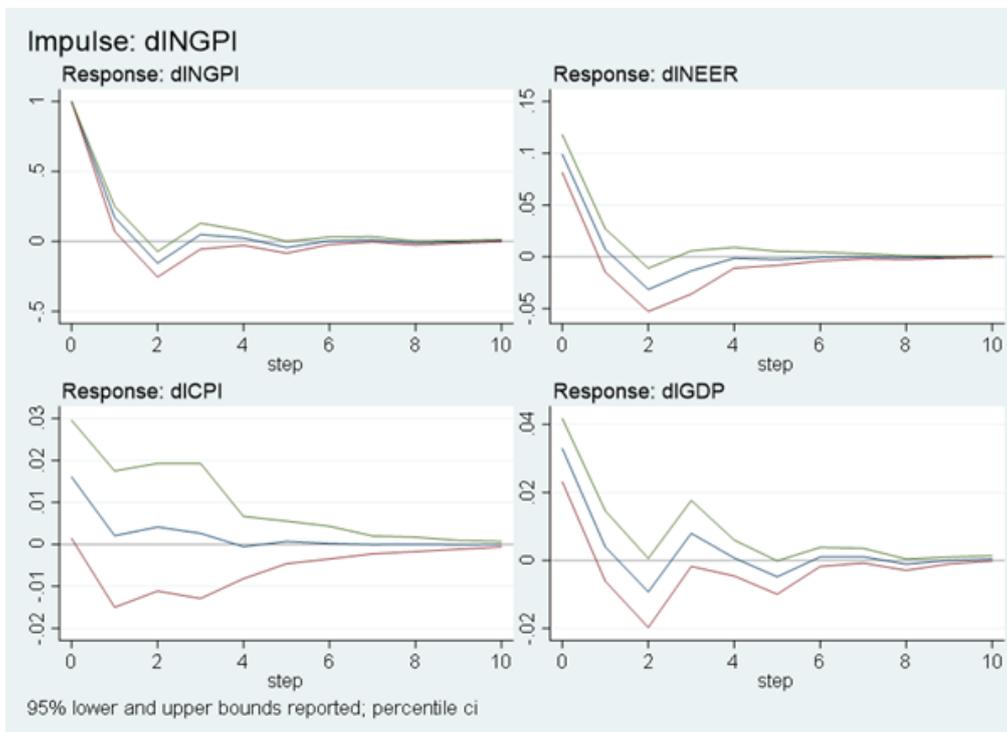
Fuente: estimaciones propias.

Figura 5. PVAR: efectos impulso respuesta de un shock en Petróleo Crudo (importadores netos)



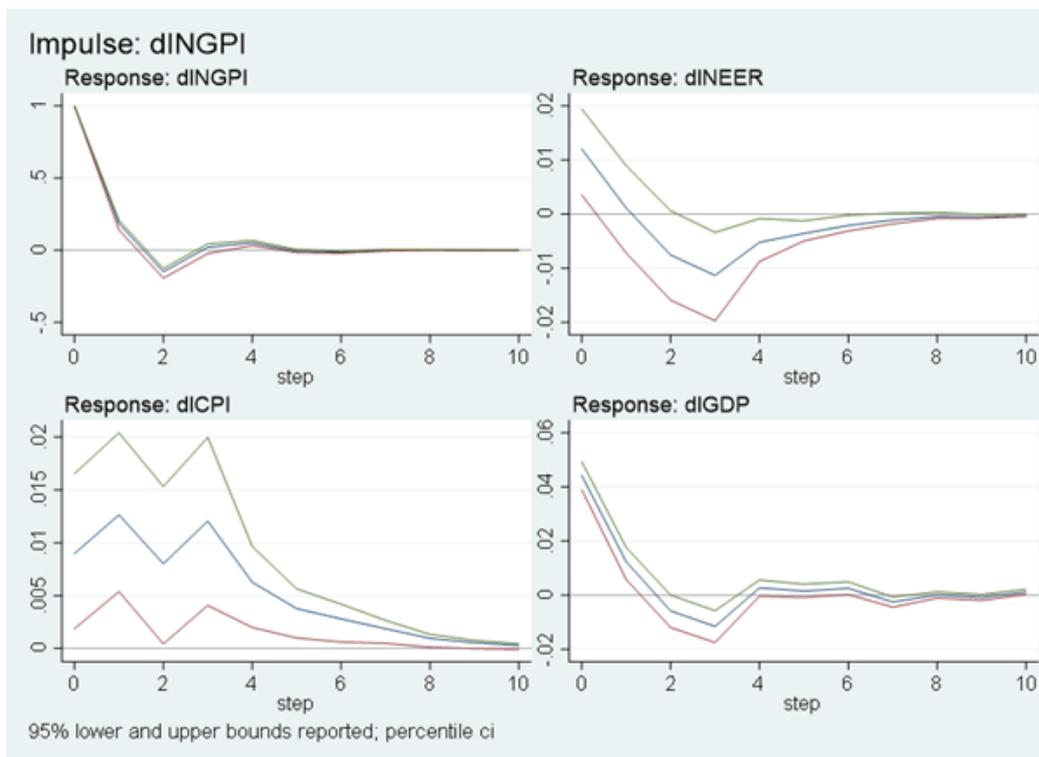
Fuente: estimaciones propias.

Figura 6. PVAR: efectos impulso respuesta de un shock en Gas Natural (exportadores netos)



Fuente: estimaciones propias.

Figura 7. PVAR: efectos impulso respuesta de un shock en Gas Natural (importadores netos)



Fuente: estimaciones propias.

5. Conclusiones

Los hallazgos del presente estudio indican que hay un efecto significativo sobre la tasa de inflación local ante un aumento de los precios de commodities, aunque el efecto sobre los precios locales es mucho menor que el acontecido en los commodities. El potencial efecto no es despreciable ante una súbita aceleración de los precios de los insumos energéticos o de los alimentos, bienes básicos para toda la economía. La muestra examinada se caracteriza por evidenciar baja inflación durante el período analizado, por lo que los efectos pueden ser significativos. Cabe destacar, sin embargo, que los efectos pueden diferir en países con tasas de inflación elevadas.

Estos resultados son importantes para el diseño de la política económica necesaria para hacer frente ante este escenario de resurgimiento de la inflación de alimentos y energía. En particular, en la actualidad las autoridades monetarias de economías avanzadas y EMDEs se encuentran en una etapa de normalización monetaria caracterizada por el incremento de las tasas de interés con objetivos antiinflacionarios.

El trabajo conduce a reflexionar sobre otro tipo de medidas de política complementarias que desacoplen las presiones de la inflación importada sobre la inflación local, en línea con el incremento de las tasas de interés, al tiempo que da cuenta la heterogeneidad asociada a la estructura productiva y al patrón exportador prevaleciente en cada economía: la relevancia de considerar efectos heterogéneos asociados a si la economía en cuestión exporta o importa commodities en términos netos.

Este trabajo puede extenderse en diversas direcciones. Primero, se puede considerar evaluar la asimetría de los shocks en cuanto a su signo (i. e., positivos o negativos) o de distinta magnitud. Segundo, incorporar otras variables control a nivel país para explorar distintos canales de transmisión al interior del país, así como también la existencia de atenuantes ante este tipo de shock. Tercero, con una mayor cantidad de datos pos-pandemia, podríamos evaluar los efectos de esta y cuantificar el efecto sobre la inflación global, así como también evaluar si hubo un cambio estructural en el comportamiento de los precios. Cuarto, la magnitud de los shocks también invita a considerar efectos distributivos al interior de cada país, lo cual se puede examinar con información de encuestas de hogares o distintos índices de precios.

6. Bibliografía

Abeles, M., y Panigo, D. (2015). Dealing with cost-push inflation in Latin America: multi-causality in a context of increased openness and commodity price volatility, *Review of Keynesian Economics*, 3(4): 517-535.

Arellano, M., y Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.

Baba, C., y Lee, J. (2022). Second-Round Effects of Oil Price Shocks – Implications for Europe’s Inflation Outlook, *IMF Working Paper 22/173*, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Basco, E., D’Amato, L., y Garegnani, L. (2009). Understanding the Money-Prices Relationship Under Low and High Inflation Regimes: Argentina 1977-2006, *Journal of International Money and Finance*, 28(7): 1182-1203.

Bastian, E., y Setterfield, M. (2020). Nominal exchange rate shocks y inflation in an open economy: towards a structuralist inflation targeting agenda, *Cambridge Journal of Economics*, 44(6): 1271-1299.

Bems, R., Caselli, F., Grigoli, F., Gruss, B., y Lian, W. (2018). Is Inflation Domestic or Global? Evidence from Emerging Markets, *IMF Working Paper 18/241*, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Banco de Pagos Internacionales (BIS). (2022). Old challenges, new shocks, *BIS Annual Economic Report*, Chapter I.

Blundell, R., y Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87(1): 115-143.

Bun, M., y Kiviet, J. (2006). The effects of dynamic feedbacks on LS and MM estimator accuracy in panel data models, *Journal of Econometrics*, 132(2): 409-444.

Commodity Markets Outlook. (2022). *The Impact of the War in Ukraine on Commodity Markets*, World Bank Group.

Conti, A., Neri, S., y Nobili, A. (2017). Low Inflation and Monetary Policy in the Euro Area, ECB Working Paper 2005, European Central Bank, Frankfurt am Main.

Dua P., y Gaur, U. (2009). Determination of Inflation in an Open Economy Phillips Curve Framework-The Case of Developed and Developing Asian Countries, Working Paper 178, Centre for Development Economics, Delhi School of Economics.

Filardo, A., Lombardi, M., Montoro, C., y Ferrari, M. (2020). Monetary Policy, Commodity Prices, and Misdiagnosis Risk, *International Journal of Central Banking*, 16(2): 45-79.

Gelos, G., y Ustyugova, Y. (2012). Inflation Responses to Commodity Price Shocks—How and Why Do Countries Differ?, *IMF Working Paper 12/125*, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Globan, T., Arcabic, V., y Soric, P. (2015). Inflation in New EU Member States: A Domestically or Externally Driven Phenomenon?, *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(6): 1-15.

Gordon, R. (2013). The Phillips Curve is Alive and Well: Inflation and the NAIRU During the Slow Recovery”, *NBER Working Paper* No. 19390.

Gourinchas, P.-O. (2022). Opening Remarks, New Global Challenges Amid Incomplete and Divergent Recoveries, Spillover Conference 2022, Joint BIS, BoE, ECB, and IMF Conference, April 27-28.

Ha, J., Kose, M., y Ohnsorge, F. (2022). From low to high inflation: Implications for emerging market and developing economies, Centre for Economic Policy Research Policy Insight No. 115.

Igan, D., Kohlscheen, E., Nodari, G., y Rees, D. (2022). Commodity market disruptions, growth and inflation, *Bank for International Settlements Bulletin* No. 54, Bank for International Settlements.

Medina, J., y Soto, C. (2014). Commodity Price Shocks and Imperfectly Credible Macroeconomic Policies in Commodity-Exporting Small Open Economies, *IMF Working Paper 14/33*, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Mihailov, A., Rumler, F., y Scharler, J. (2011). The Small Open-Economy New Keynesian Phillips Curve: Empirical Evidence and Implied Inflation Dynamics, *Open Economic Review* 22, 317-337.

Montes-Rojas, G. (2019). Una Estimación del Pass-Through en la Argentina Usando Funciones Impulso Respuesta de Cuantiles Multivariados, *Estudios Económicos XXXVI* (73): 145-189.

----. (2022). Estimating impulse-response functions for macroeconomic models using directional quantiles, *Journal of Time Series Econometrics*, 14(2): 199-225.

Montes-Rojas, G., y Toledo, F. (2022). External Shocks and Inflationary Pressures in Argentina: A Post-Keynesian-Structuralist Empirical Approach, *Review of Political Economy*, 34(4): 789-806.

Mumtaz, H., Simonelli, S., y Surico, P. (2011). International Comovements, Business Cycle, and Inflation: A Historical Perspective, *Review of Economic Dynamics*, 14(1): 176-198.

Pain, N., Koske, I., y Sollie, M. (2006). Globalisation and Inflation in the OECD Economies, Working Paper 524, Organization for Economic Cooperation and Development, Paris.

Roodman, D. (2009). A Note on the Theme of Too Many Instruments, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135-158.

Scott Davis, J. (2012). The Effect of Commodity Price Shocks on Underlying Inflation: The Role of Central Bank Credibility, *Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper* No. 134.

Vašíček, B. (2011). Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve in Four Central European Countries, *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(5): 71-100.

World Economic Outlook (2022). War Sets Back the Global Recovery, International Monetary Fund, Washington, D.C., April 2022.

Zhang, B., Ai, X., Fang, X., y Chen, S. (2022). The Transmission Mechanisms and Impacts of Oil Price Fluctuations: Evidence from DSGE Model, *Energies* 2022, 15: 1-20.

7. Anexo

Cuadro 5. Efectos del precio del Petróleo Crudo sobre la tasa de inflación

VARIABLES	(1) MCO	(2) EF	(3) AB	(4) BB	(5) BB collapse	(6) BB lagslimit	(7) BB lagslimit colapse
L.dlCPI	-0.292** (0.139)	-0.310** (0.134)	-0.310** (0.133)	-0.000 (0.257)	-0.305** (0.133)	-0.222 (0.182)	-0.377* (0.205)
dlCOPPI	0.028*** (0.008)	0.027*** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.033 (0.063)	0.027*** (0.008)	0.027*** (0.008)	0.018* (0.010)
L.dlCOPPI	0.019*** (0.006)	0.020*** (0.006)	0.019*** (0.005)	0.141** (0.054)	0.019*** (0.005)	0.018** (0.008)	0.013 (0.011)
dlNEER	-0.442** (0.208)	-0.429** (0.214)	-0.426* (0.213)	-0.268 (0.234)	-0.434** (0.211)	-0.429** (0.208)	-0.157 (0.348)
L.dlNEER	-0.325*** (0.081)	-0.318*** (0.082)	-0.315*** (0.082)	-0.191 (0.160)	-0.322*** (0.082)	-0.289*** (0.097)	-0.188 (0.216)
dlGDP	0.014 (0.053)	0.009 (0.054)	0.004 (0.053)	0.238 (0.167)	0.010 (0.052)	0.015 (0.052)	-0.031 (0.028)
L.dlGDP	-0.004 (0.015)	-0.009 (0.015)	-0.008 (0.014)	-0.135 (0.239)	-0.006 (0.015)	-0.005 (0.012)	-0.018** (0.009)
Constant	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)		0.006*** (0.002)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)
Obs.	4,654	4,654	4,602	4,654	4,654	4,654	4,654
R-2	0.245	0.241					
N países		51	51	51	51	51	51

Nota: estimaciones propias. Errores estándar robustos en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 6. Efectos del precio del Gas Natural sobre la tasa de inflación

VARIABLES	(1) MCO	(2) EF	(3) AB	(4) BB	(5) BB collapse	(6) BB laglimit	(7) BB laglimit colapse
L.dlCPI	-0.292** (0.139)	-0.310** (0.134)	-0.309** (0.135)	0.151 (0.290)	-0.304** (0.133)	-0.220 (0.182)	-0.386* (0.203)
dlNGPI	0.027*** (0.007)	0.026*** (0.007)	0.025*** (0.007)	0.069** (0.030)	0.026*** (0.007)	0.026*** (0.007)	0.018** (0.009)
L.dlNGPI	0.017*** (0.005)	0.018*** (0.005)	0.018*** (0.005)	0.101*** (0.035)	0.018*** (0.005)	0.016** (0.006)	0.012 (0.010)
dlNEER	-0.443** (0.207)	-0.430** (0.213)	-0.433** (0.210)	-0.169 (0.251)	-0.437** (0.209)	-0.431** (0.208)	-0.164 (0.347)
L.dlNEER	-0.323*** (0.081)	-0.316*** (0.082)	-0.317*** (0.081)	-0.072 (0.197)	-0.322*** (0.082)	-0.287*** (0.096)	-0.192 (0.216)
dlGDP	0.012 (0.052)	0.008 (0.053)	0.004 (0.051)	0.213 (0.186)	0.010 (0.052)	0.016 (0.051)	-0.031 (0.028)
L.dlGDP	-0.000 (0.015)	-0.006 (0.015)	-0.005 (0.015)	-0.188 (0.327)	-0.002 (0.014)	-0.002 (0.011)	-0.015 (0.009)
Constant	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)		0.006** (0.002)	0.009*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)
Obs.	4,654	4,654	4,602	4,654	4,654	4,654	4,654
R-2	0.245	0.242					
N países		51	51	51	51	51	51

Nota: estimaciones propias. Errores estándar robustos en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 7. Efectos del precio de los Alimentos sobre la tasa de inflación

VARIABLES	(1) MCO	(2) EF	(3) AB	(4) BB	(5) BB collapse	(6) BB laglimit	(7) BB laglimit colapse
L.dICPI	-0.294** (0.140)	-0.312** (0.134)	-0.312** (0.135)	-0.275* (0.156)	-0.306** (0.134)	-0.222 (0.183)	-0.391* (0.206)
dIFPI	0.074** (0.028)	0.072** (0.029)	0.070** (0.027)	0.023 (0.047)	0.072** (0.027)	0.069*** (0.024)	0.041 (0.031)
L.dIFPI	0.060** (0.029)	0.060** (0.028)	0.059** (0.027)	0.031 (0.055)	0.059** (0.028)	0.058* (0.031)	0.046 (0.031)
dINEER	-0.448** (0.208)	-0.435** (0.214)	-0.436** (0.215)	-0.441** (0.206)	-0.441** (0.212)	-0.430** (0.209)	-0.165 (0.356)
L.dINEER	-0.328*** (0.083)	-0.320*** (0.083)	-0.321*** (0.084)	-0.316*** (0.085)	-0.325*** (0.084)	-0.291*** (0.097)	-0.197 (0.223)
dIGDP	0.031 (0.053)	0.026 (0.053)	0.023 (0.053)	0.189* (0.095)	0.028 (0.053)	0.032 (0.051)	-0.020 (0.034)
L.dIGDP	0.014 (0.017)	0.009 (0.017)	0.008 (0.017)	-0.009 (0.211)	0.011 (0.016)	0.010 (0.016)	-0.006 (0.016)
Constant	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)		0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)
Obs.	4,654	4,654	4,602	4,654	4,654	4,654	4,654
R-2	0.247	0.243					
N países		51	51	51	51	51	51

Nota: estimaciones propias. Errores estándar robustos en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sobre los Documentos de Trabajo

La serie de Documentos de Trabajo del IIEP refleja los avances de las investigaciones realizadas en el instituto. Los documentos pasan por un proceso de evaluación interna y son corregidos, editados y diseñados por personal profesional del IIEP. Además de presentarse y difundirse a través de la página web del instituto, los documentos también se encuentran disponibles en la biblioteca digital de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires, el repositorio digital institucional de la Universidad de Buenos Aires, el repositorio digital del CONICET y en la base IDEAS RePEc.



I I E P

INSTITUTO INTERDISCIPLINARIO DE ECONOMÍA POLÍTICA

Universidad de Buenos Aires | Facultad de Ciencias Económicas

Av. Córdoba 2122 1º y 2º piso (C1120 AAQ)
Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina
+54 11 5285-6578 | www.iiep.economicas.uba.ar



@iiep_oficial