

Inflación global en el bienio 2021-2022 y su impacto en América Latina

Martín Cherkasky



NACIONES UNIDAS

CEPAL

SERIE

ESTUDIOS Y PERSPECTIVAS

55

OFICINA DE LA CEPAL
EN LA ARGENTINA

Inflación global en el bienio 2021-2022 y su impacto en América Latina

Martín Cherkasky



Este documento fue preparado por Martín Cherkasky, Asistente de Investigación de la Oficina de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) en la Argentina, bajo la supervisión de Martín Abeles, Director de dicha oficina. Se agradecen los comentarios y sugerencias de Valentín Álvarez, Gabriel Palazzo, Sebastián Valdecantos y Soledad Villafañe, y la asistencia en la elaboración de las bases de datos de Ana Traversi.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, es de exclusiva responsabilidad del autor y pueden no coincidir con las de la Organización o las de los países que representa.

Publicación de las Naciones Unidas
ISSN: 1684-0356 (versión electrónica)
ISSN: 1680-8797 (versión impresa)
LC/TS.2022/169
LC/BUE/TS.2022/16
Distribución: L
Copyright © Naciones Unidas, 2022
Todos los derechos reservados
Impreso en Naciones Unidas, Santiago
S.22-01001

Esta publicación debe citarse como: M. Cherkasky, "Inflación global en el bienio 2021-2022 y su impacto en América Latina", *serie Estudios y Perspectivas-Oficina de la CEPAL en la Argentina*, N° 55 (LC/TS.2022/169, LC/BUE/TS.2022/16), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 2022.

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse a la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), División de Publicaciones y Servicios Web, publicaciones.cepal@un.org. Los Estados Miembros de las Naciones Unidas y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a la CEPAL de tal reproducción.

Índice

Resumen	5
Introducción	7
I. Marco conceptual	9
A. Nivel de precios y cambios distributivos	9
B. Dinámica de precios y sus determinantes	12
II. Estimaciones empíricas	13
A. Estimaciones anuales para datos de panel	13
B. Estimaciones trimestrales por país	15
III. Determinantes de la inflación y su impacto distributivo	19
A. Descomposición del impulso inflacionario	19
B. Impacto distributivo	22
IV. Conclusiones	25
Bibliografía	27
Anexos	29
Anexo 1	30
Anexo 2	31
Serie Estudios y Perspectivas: números publicados	35
Cuadros	
Cuadro 1 América Latina (13 países): estimación de un modelo de inflación para datos de panel	14

Cuadro 2	América Latina (6 países): estimación de la respuesta acumulada de la inflación a un año por país.....	16
Cuadro 3	América Latina (6 países): saldo comercial de materias primas que ingresan en la canasta de consumo de los hogares para 2019	22
Cuadro A1	Modelo lineal: estimación de la respuesta acumulada de la inflación a un año por país.....	30
Cuadro A2	Potenciales fuentes de no linealidad en el traspaso del tipo de cambio.....	31
Cuadro A3	Estimación de la respuesta acumulada de la inflación a un año por país luego de una innovación en el tipo de cambio nominal con Estados Unidos	32
Cuadro A4	Modelo no lineal en el signo: estimación de la respuesta acumulada de la inflación	33
Cuadro A5	Modelo no lineal en el tamaño de la variación: estimación de la respuesta acumulada de la inflación	34

Gráficos

Gráfico 1	América Latina (6 países): estimación de la respuesta acumulada de la inflación a un año por país.....	17
Gráfico 2	América Latina (6 países): inflación por trimestre	20
Gráfico 3	América Latina (6 países): descomposición del cambio en la inflación interanual entre el segundo trimestre de 2021 y el segundo trimestre de 2022.....	21
Gráfico 4	América Latina (6 países): descomposición del cambio en la inflación interanual entre el segundo trimestre de 2007 y el segundo trimestre de 2008.....	21

Resumen

En este trabajo se estudian los factores que impulsaron la inflación en el bienio 2021-2022 en seis economías de América Latina desde un enfoque de costos. Los determinantes de la inflación se estiman a partir de una variante de un modelo empírico estándar en el que se utiliza el método de proyección local de Jordà (2005). Los resultados obtenidos muestran que el mayor aporte al aumento de la inflación en el período analizado se asocia a la suba del precio de las materias primas, tanto entre las economías exportadoras como importadoras de esos productos. A su vez, se muestra que el aumento de la inflación fue mayor en comparación con el superciclo de las materias primas de 2008 porque en esta oportunidad se sumaron las presiones sobre los tipos de cambio, en un contexto de una política monetaria contractiva de las economías centrales y de una mayor vulnerabilidad financiera de los países de la región. Este mayor aumento de la inflación tuvo como contrapartida una caída de los salarios reales que en varios casos profundizó la tendencia de los dos años previos. Por último, se plantea que los mayores desafíos que enfrenta la región para contener nuevas presiones inflacionarias son financieros, y que el foco de la política económica debe estar puesto en proteger los ingresos de los sectores sociales más vulnerables que ya habían sido afectados por la crisis de la pandemia por COVID-19.

Introducción

La inflación volvió a ser un tema de debate en la agenda global en 2021. A mitad de ese año, la suba de precios superó el 5% interanual en Estados Unidos por más de dos meses seguidos, un registro que no se veía desde principios de la década de 1990, y que se intensificó en 2022 cuando alcanzó un máximo en casi cuatro décadas. En Europa el aumento más marcado se observó al comienzo de 2022 cuando la inflación en países como Alemania, Francia y Reino Unido alcanzó también los mayores registros desde principios de la década de 1990. América Latina no fue la excepción a esta tendencia global: las economías más grandes, que en la década previa a la pandemia tenían una inflación promedio de apenas el 5%, en 2022 alcanzaron cifras de dos dígitos.

El regreso de la inflación reavivó el debate sobre sus causas, y en particular sobre el rol de los factores de oferta y demanda. En las economías centrales tiende a haber un consenso sobre el papel preponderante que tuvieron los factores de oferta en el impulso inicial durante 2021 (FMI, 2022; Shin, 2021; Stiglitz, 2022; UNCTAD, 2022a). Primero, por las restricciones asociadas a los menores niveles de producción por la pandemia. Luego, cuando la producción de estos insumos se recuperó, por la persistencia de los problemas de abastecimiento debidos al cambio en la composición de la demanda desde servicios hacia bienes manufacturados; por la acumulación de inventarios como reacción a la escasez¹; y por las restricciones en el transporte de carga derivados de la pandemia. La guerra entre Rusia y Ucrania iniciada en el primer trimestre de 2022 generó más presiones, cuando comenzaban a aparecer indicios de una recuperación en la cadena de suministros: el conflicto bélico generó una contracción de la oferta de materias primas con un consecuente nuevo impulso sobre los precios internacionales.

Desde mediados de 2022 comenzó a debatirse con mayor intensidad sobre el papel de los factores de demanda y sobre la posibilidad de que este fenómeno, motivado por circunstancias extraordinarias, tienda a ser más persistente. Quienes plantean esta posibilidad sostienen que a la salida de la pandemia hubo una mayor demanda de empleo en determinados sectores de servicios y de la

¹ La escasez de insumos para la producción de bienes durables llevó a que los participantes de la cadena de suministros ordenen más, con mayor antelación y acumulen inventarios. Esta reacción generó mayores presiones a nivel agregado, y puso en evidencia la vulnerabilidad de las cadenas de suministros y su tendencia de largo plazo a operar con niveles mínimos de inventarios (UNCTAD, 2022a; Shin, 2021).

industria manufacturera que generó crecientes pedidos por recomposición salarial que, tarde o temprano, serán trasladados a los precios finales como una actitud defensiva de las empresas para sostener sus márgenes de rentabilidad (Domash y Summers, 2022)². Por otro lado, están quienes resaltan que aún no hay evidencia de que el crecimiento de los salarios nominales alcance a equiparar a la inflación de los últimos meses, y que tampoco hay condiciones para esperar importantes aumentos de los salarios que espiralicen el proceso inflacionario. Esto último se debe al débil poder de negociación de los trabajadores evidenciado en las últimas décadas como resultado, por un lado, de la persistente caída en la tasa de sindicalización y de la cobertura de los contratos con cláusulas de indexación al costo de vida (Boissay et al, 2022), y, por otro lado, del aumento de la competencia en el mercado laboral por los avances tecnológicos y la ampliación de la fuerza de trabajo por el ingreso de China, India y los países de la ex unión Soviética al mercado mundial.

En América Latina, la posibilidad de que el aumento de la inflación reciente haya estado explicado por factores de demanda –canalizados a través del mercado de trabajo– parece menos probable aún, una vez que se considera la recuperación más lenta de la región tras la crisis de la pandemia y la elevada incidencia de la informalidad laboral. La hipótesis de este trabajo es que el aumento de la inflación en América Latina en el bienio 2021-2022 respondió esencialmente a choques externos, y en particular, a la suba del precio internacional de los alimentos y de la energía, y en algunos casos al incremento del tipo de cambio nominal. Estos últimos estuvieron asociados al menor margen para instrumentar una política monetaria neutralizante en los países de la región, debido al sesgo asumido por la política monetaria en los países centrales y al mayor endeudamiento externo de la región (UNCTAD, 2022b), en contraposición a las marcadas apreciaciones cambiarias experimentadas en 2008, cuando los precios internacionales también habían tenido un importante incremento. En el contexto actual, los costos laborales –canal a través del cual las presiones de demanda podrían impactar sobre los precios– no contribuyeron al aumento de la inflación, sino por el contrario evitaron que sea mayor, al actuar como amortiguador de los choques externos. Esto se manifestó en una caída de los salarios reales en la mayoría de los países estudiados, tanto en aquellos que se beneficiaron por la mejora de los términos de intercambio, como en los que no. De esta manera, el aumento de la inflación tendió a profundizar el impacto negativo sobre la participación asalariada en el ingreso (distribución funcional) generado por la crisis de los dos años previos.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera. En la primera sección se repasan un conjunto de aspectos conceptuales que ponen de relieve los principales determinantes de la inflación desde una perspectiva de costos y los cambios distributivos que se pueden producir ante un impulso de alguno de ellos. En la segunda sección se realizan dos estimaciones: un modelo con datos de panel con frecuencia anual para trece países de la región, y un modelo trimestral para seis países individuales para los cuales hay mayor disponibilidad de datos y que se destacaron por registrar reducidas tasas de inflación en la década previa a la pandemia. El objetivo del primero es mostrar la relevancia central de los factores de costos en el proceso inflacionario, y el del segundo obtener una medida de la sensibilidad de la inflación de cada país individual a cambios en los precios internacionales de las materias primas y del tipo de cambio. La primera estimación se realiza a partir del método de Arellano y Bond y de la estrategia propuesta por Trajtenberg, Valdecantos y Vega (2015). La segunda se realiza a partir del método de proyección local de Jordà (2005) y según la especificación utilizada en Carrière-Swallow et al. (2016). En la tercera sección se calcula la incidencia del componente externo en el aumento de la inflación para cada uno de los seis países de las estimaciones individuales, y se analizan los cambios distributivos que se produjeron con el aumento de la inflación. Por último, se presentan las conclusiones del trabajo.

² Según esta hipótesis, durante la recuperación económica que siguió a la pandemia se dio un proceso conocido como “Gran reasignación” de empleos entre sectores que podría haber generado una suba de salarios más rápidos en ellos, con repercusiones sobre otras actividades.

I. Marco conceptual

En esta primera sección se plantean dos aspectos conceptuales sobre la inflación. Primero, se analiza el nivel general de precios al consumidor para evaluar las repercusiones distributivas derivadas de una modificación de las condiciones externas. El objetivo es mostrar cómo un aumento de los precios internacionales y del tipo de cambio nominal puede tener un impacto negativo de primera ronda sobre los salarios reales y/o los márgenes de rentabilidad. Segundo, se plantea un modelo esquemático con el objetivo de motivar la especificación empírica de la sección II sobre los determinantes de la inflación en América Latina, en el que se pondrá el foco en la relevancia de los costos, y en obtener una medida de la incidencia del precio internacional de las materias primas y del tipo de cambio nominal.

A. Nivel de precios y cambios distributivos

Para analizar los cambios distributivos generados por una modificación de las condiciones externas partimos de descomponer el nivel de precios al consumidor en dos. Por un lado, el consumo de materias primas. En particular, las materias primas que ingresan de forma directa en la canasta de consumo de los hogares son los alimentos y la energía. Empezamos suponiendo que estos productos son importados para luego analizar el caso de aquellos países que son productores y exportadores. Por otro lado, el consumo de bienes industriales y de servicios, cuyo precio asumimos que está determinado por los costos unitarios y una tasa de retorno interna:

$$P = \sigma P^1 + (1 - \sigma)P^2 \quad (1)$$

donde P es el nivel general de precios, P^1 es el nivel de precios de las materias primas, P^2 es el nivel de precios promedio de los bienes industriales y de los servicios, y σ y $(1 - \sigma)$ son la participación de cada uno de ellos en la canasta de consumo de los hogares.

El nivel de precios en moneda local de las materias primas se define como el producto entre el precio internacional en dólares y el tipo de cambio nominal bilateral con Estados Unidos:

$$P^1 = E P^* \quad (2)$$

donde P^* es el nivel del precio internacional medido en dólares y E es el tipo de cambio nominal bilateral con Estados Unidos.

El nivel de precios promedio de los bienes industriales y de los servicios en moneda local se define a partir de la identidad de los costos, esto es, a partir de la aplicación de una tasa de retorno sobre los costos de producción unitarios. Entre estos últimos distinguimos a los laborales y a los insumos importados:

$$P^2 = (1 + r)(a W + b E P^*) \quad (3)$$

donde r es una tasa de retorno promedio, W es el salario nominal promedio, a son los requerimientos de trabajo por unidad de producto, y b los requerimientos de insumos importados por unidad de producto.

Reemplazamos (2) y (3) en (1) y obtenemos la siguiente expresión:

$$P = \sigma E P^* + (1 - \sigma)(1 + r)(a W + b E P^*) \quad (4)$$

Luego se divide a ambos lados de la ecuación por el nivel general de precios para expresar a las variables en términos reales, y se despeja el salario real:

$$w = \frac{1 - \sigma e^R - (1 - \sigma)(1 + r)b e^R}{(1 - \sigma)(1 + r)a} \quad (5)$$

donde $w = \frac{W}{P}$ es el salario real y $e^R = \frac{E P^*}{P}$ es el tipo de cambio real.

Si se realiza la derivada parcial con respecto al tipo de cambio real puede comprobarse que existe una relación inversa entre esta variable y el salario real. Esto es, ante un aumento del tipo de cambio nominal y/o de los precios internacionales, y dada una determinada tasa de retorno, tecnología (reflejada en los requerimientos de trabajo y de insumos importados por unidad de producto), y composición de la canasta de consumo, el salario real tiende a caer:

$$\left. \frac{dw}{de^R} \right|_{r=\bar{r}} = \frac{-\sigma - (1 - \sigma)(1 + r)b}{(1 - \sigma)(1 + r)a} < 0 \quad (6)$$

El caso presentado previamente se corresponde con una situación extrema en la que todo el ajuste generado por un cambio en las condiciones externas impacta sobre los salarios reales. No obstante, existen distintos motivos por los cuales la tasa de retorno también podría modificarse ante un cambio en las condiciones externas, entre ellas, su sesgo procíclico y la reducción de márgenes de sectores importadores de bienes industriales con algún grado de diferenciación que pueden optar por cierta merma en su rentabilidad para no perder participación en el mercado (Campa y Goldberg, 2004). En la expresión (7) despejamos la tasa de retorno promedio de la economía:

$$r = \frac{1 - \sigma e^R}{(1 - \sigma)(a w - b e^R)} - 1 \quad (7)$$

Luego se deriva con respecto al tipo de cambio real para evaluar los efectos distributivos de un aumento del tipo de cambio nominal o de los precios internacionales, en otro caso extremo en donde asumimos que el salario real se mantiene constante:

$$\left. \frac{dr}{de^R} \right|_{w=\bar{w}} = \frac{-a w \sigma - b}{(1 - \sigma)(a w + b e^R)^2} < 0 \quad (8)$$

Estos resultados muestran cómo un cambio en las condiciones externas puede derivar en una pérdida del poder adquisitivo de los salarios y/o una reducción de la tasa de rentabilidad interna. Si bien en un marco de mercados competitivos y de libre entrada y salida de capitales financieros la tasa de retorno tendería a equilibrarse entre sectores y países, determinando que la principal vía de ajuste sean los salarios reales, también podría darse el caso en el corto plazo de que se produzcan cambios en la tasa de rentabilidad vinculados al ciclo económico y/o a decisiones de sectores particulares para no perder participación de mercado.

Hasta aquí se asumió que los países son importadores netos de las materias primas que se introducen de manera directa en la canasta de consumo de los hogares. El aumento del precio de estos productos implica una caída del salario real y/o ajustes en los márgenes de rentabilidad internos. Un caso como este podría reflejar la situación de países mineros que importan alimentos agrícolas y energía (como Chile o Perú). No obstante, las ecuaciones mostradas previamente no son adecuadas para representar el caso de países exportadores de alimentos (como Brasil y Uruguay), o de energía (como Colombia y México), en los cuales una suba de los precios internacionales de sus productos de exportación también tendría que generar un incremento de ingresos para algún sector local.

Para abordar el impacto de una suba del precio internacional de productos de exportación que también ingresan en la canasta de consumo de los hogares partimos del modelo planteado por Dvoskin y Feldman (2015), quienes establecen una diferencia entre el precio de demanda y de oferta de una mercancía homogénea como son las materias primas. El primero se refiere al precio máximo que los compradores están dispuestos a pagar para obtener este producto, y coincide con su precio en moneda local en el mercado internacional. El segundo es el precio mínimo que los productores están dispuestos a recibir para su producción, y que les permite cubrir los costos asociados.

Los precios de demanda y de oferta tienden a coincidir por acción de la competencia para aquellos productos en los que existe una única técnica de producción. No obstante, en el caso de las materias primas, para las cuales los costos de producción están fuertemente afectados por las condiciones naturales (fertilidad de los suelos, clima, geografía, formación geológica, entre otros), el precio de demanda tiende a ubicarse en línea con el costo de producción de la técnica menos productiva que permite satisfacer la totalidad de la demanda. Esto da lugar a la existencia de una renta³ para aquellos productores no expuestos a las condiciones naturales más adversas, y que surge de la diferencia entre el precio de demanda (cotizado en el mercado internacional) y el precio de oferta (costo interno de producción):

$$R = P^D - P^S \quad (9)$$

donde R es la renta, P^D es el precio de demanda y P^S es el precio de oferta en moneda local, expresados en moneda local.

Según esta formulación, en las economías que exportan alimentos y energía no se alteran las repercusiones distributivas sobre los salarios reales y/o márgenes de rentabilidad del caso presentado previamente, al menos en una primera ronda: un aumento de los precios internacionales de las materias primas se traduce en una suba de la renta de los sectores exportadores de estos productos. El alivio o mejora de ingresos para el resto de los sectores locales puede producirse luego a partir del derrame positivo de esta renta sobre la actividad y el empleo, a través de mecanismos redistributivos como impuestos y transferencias monetarias, o bien a partir de la apreciación cambiaria como resultado de la mejora del saldo del balance comercial. No obstante, lo central que muestra el modelo de Dvoskin y Feldman (2015) es que aun en aquellas economías que producen y exportan materias primas que forman parte de la canasta de consumo de los hogares, un aumento del precio internacional de estos productos (y su consecuente mejora de los términos del intercambio) puede dar lugar a una caída del poder

³ Esta noción de renta es consistente con el concepto clásico de renta diferencial (Pasinetti, 1960).

adquisitivo del salario promedio de esas economías. Esto es, como se describe más adelante, lo que se verifica en varios países latinoamericanos exportadores de materias primas en el período considerado para este estudio.

B. Dinámica de precios y sus determinantes

Para analizar los determinantes de la inflación se parte nuevamente del nivel general de precios desagregado entre el consumo de materias primas, y el de bienes industriales y de servicios. En la expresión (10) se utiliza un método de agregación multiplicativo, donde σ denota el peso del primer tipo de consumo y $1 - \sigma$ el peso del segundo tipo de consumo:

$$P = (P^1)^\sigma (P^2)^{1-\sigma} \quad (10)$$

Luego aplicamos el logaritmo natural e identificamos a estas variables en minúsculas:

$$p = \sigma p^1 + (1 - \sigma) p^2 \quad (11)$$

El nivel de precios de las materias primas en moneda local se expresa como la suma del tipo de cambio nominal bilateral con Estados Unidos, y el nivel de precios de los alimentos (*al*) y de la energía (*en*) en dólares ponderados por su participación en la canasta de consumo (s^1 y s^2 , respectivamente), todo expresado en logaritmos naturales:

$$p^1 = e + s^1 al + s^2 en \quad (12)$$

El nivel de precios promedio de los bienes industriales y de servicios en moneda local se expresa como un margen sobre los costos unitarios de producción. Una vez que aplicamos el logaritmo natural obtenemos una expresión con la suma de estas variables: el margen, el nivel del costo laboral nominal unitario (*clu*) y el precio de los insumos importados en moneda local ($pp^{\$}$), ponderados por los requerimientos de cada uno por unidad de producto (*a* y *b*, respectivamente):

$$p^2 = margen + a clu + b pp^{\$} \quad (13)$$

Los cambios en los márgenes de rentabilidad se pueden captar a partir de presiones de demanda medidas por la brecha del producto (*br*), y el precio de los insumos importados se puede descomponer entre el precio en dólares y el tipo de cambio:

$$p^2 = br + a clu + b pp^{USD} + b e \quad (14)$$

Luego reemplazamos (12) y (14) en (11):

$$p = \sigma(e + s^1 al + s^2 en) + (1 - \sigma) (br + a clu + b pp^{USD} + b e) \quad (15)$$

Por último, reordenamos y reemplazamos los parámetros asociados a cada variable:

$$p = \varphi_1 e + \varphi_2 al + \varphi_3 en + \varphi_4 br + \varphi_5 clu + \varphi_6 pp^{USD} \quad (16)$$

De acuerdo con esta última expresión la inflación local está explicada por cambios en el tipo de cambio nominal, en el precio internacional de los alimentos y de la energía, en la brecha del producto (con la que se busca captar presiones sobre los márgenes de rentabilidad), en los costos laborales unitarios, y en el precio internacional de los insumos importados.

II. Estimaciones empíricas

En esta sección se realizan dos tipos de estimaciones. Primero se realiza una estimación para datos de panel con frecuencia anual que incluye trece países, en la que se muestra la significatividad estadística de los factores de costos. Por otro lado, se realizan estimaciones individuales para seis países con frecuencia trimestral en la que se obtiene la sensibilidad de la inflación a los precios internacionales de las materias primas y del tipo de cambio nominal.

A. Estimaciones anuales para datos de panel

Para analizar los determinantes de la inflación en América Latina estimamos un modelo según la metodología empleada en Trajtenberg, Valdecantos y Vega (2016), en el que se utiliza el estimador de Arellano y Bond, y según la siguiente especificación planteada desde un enfoque de costos:

$$\Delta p_{t,i} = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_{t-1,i} + \beta_2 \Delta w_{t,i} + \beta_3 \Delta e_{t,i} + \beta_4 \Delta al_{t,i} + \beta_5 \Delta en_{t,i} + \beta_6 \Delta br_{t,i} + \mu_{t,i} \quad (17)$$

en donde p es el índice de precios al consumidor, w es el salario nominal promedio de los trabajadores registrados (*proxy* de los costos laborales unitarios), e es el tipo de cambio nominal bilateral con Estados Unidos, al es el precio internacional de los alimentos, en es el precio internacional de la energía, br es la brecha del producto, t es cada uno de los años del período 2000-2019, i es cada uno de los países considerados, Δ es el operador diferencia, μ es la heterogeneidad inobservable, y cada uno de los β corresponde a la elasticidad de la inflación respecto a cada una de las variables explicativas incluidas en el modelo. Todas las variables en minúsculas se encuentran expresadas en niveles logarítmicos.

Los datos del índice de precios al consumidor, de los tipos de cambio bilaterales con Estados Unidos y del PIB fueron obtenidos de las bases del FMI, los precios de las materias primas del Banco Mundial, y los salarios de CEPALSTAT. Las series de salarios de los trabajadores formales de CEPALSTAT se encuentran disponibles en términos reales, y por lo tanto fueron nominalizadas a partir de la multiplicación del nivel de precios al consumidor para cada período. Siguiendo la metodología empleada por Trajtenberg,

Valdecantos y Vega (2016) se realizó, a fin de captar solo el impacto de los costos laborales no explicado por la inercia inflacionaria, una estimación auxiliar en la que se toma como variable dependiente a la diferencia logarítmica de los salarios y como variable independiente a la inercia. El residuo de esta regresión es el considerado en la especificación para captar el impacto de los costos laborales sin el efecto de la inflación del período anterior. En el caso de la brecha del producto, esta variable fue estimada como la diferencia logarítmica del PIB observado y la tendencia del PIB obtenida a partir de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro de 100 por tratarse de datos con frecuencia anual. Los países considerados en la muestra son los siguientes: Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Guatemala, México, Nicaragua, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador y Uruguay.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de las estimaciones para el panel de datos. Lo primero que se puede observar es la significatividad estadística y económica de un conjunto de factores de oferta: la inflación aumenta 0,19 puntos porcentuales por cada punto porcentual de suba contemporánea de los salarios nominales, 0,10 para los precios de los alimentos, y 0,03 para el tipo de cambio nominal. Las únicas variables que resultan no significativas son el precio de la energía y la brecha del producto (que busca captar los excesos de demanda). El resultado de la primera posiblemente se asocie con regulaciones y mecanismos que buscan desacoplar los precios internos de los cambios en los precios internacionales⁴. En el segundo caso podría tratarse de que las presiones inflacionarias cíclicas ya estén siendo captadas por los salarios (*proxy* de los costos laborales unitarios), y los cambios en los márgenes de rentabilidad podrían no ser lo suficientemente relevantes. Se probó estimar un modelo para la muestra de datos considerada en el que se excluyó a los salarios nominales, pero aun así la brecha del producto continuó siendo no significativa.

Cuadro 1
América Latina (13 países): estimación de un modelo de inflación para datos de panel^a

Parámetros	Variables		Coefficientes
β_1	Inercia	Δp_{t-1}	0,47*** (0,06)
β_2	Salarios	Δw_t	0,19** (0,06)
β_3	Tipo de cambio	Δe_t	0,03*** (0,02)
β_4	Alimentos	Δal_t	0,10*** (0,02)
β_5	Energía	Δen_t	0,01 (0,01)
β_6	Brecha del producto	Δbr_t	-0,01 (0,06)
Observaciones			233
Países			13

Fuente: Elaboración propia.

^a Estimado por el método de Arellano y Bond. *** p-valor inferior a 0,001; ** p-valor inferior a 0,01; y * p-valor inferior a 0,05. Entre paréntesis se incluye el desvío estándar de los estimadores.

⁴ Para un análisis del impacto de esos mecanismos en un contexto de aumento en los precios internacionales de materias primas, véase Abeles y Panigo (2015).

B. Estimaciones trimestrales por país

Las estimaciones anuales presentadas en la subsección anterior mostraron la gravitación central que tienen los costos en la inflación de los países de América Latina, y en particular los costos laborales, aproximados a través de los salarios. Este factor generalmente queda oculto detrás de alguna de las variables utilizadas para captar el ciclo económico. En esta subsección se realiza una estimación de los determinantes de la inflación a nivel país con el foco puesto en dos factores ligados al componente externo y de relevancia central en el bienio 2021-2022: el tipo de cambio nominal y los precios de las materias primas. Para ello, realizamos una estimación con frecuencia trimestral y dada la menor disponibilidad de datos utilizamos la especificación convencional que considera a la brecha del producto como la variable que resume todo el impacto del ciclo económico sobre la inflación.

La estimación se realizó a partir del método de proyección local de Jordà (2005) y a partir de una especificación que es una variante del modelo empírico estándar (Campa and Goldberg, 2005; Gopinath, 2015; Carrière-Swallow et al, 2016). Esta estrategia permite captar la respuesta acumulada de la variable dependiente a distintos horizontes temporales frente a cambios de alguno de los regresores. Para esta estrategia empírica los coeficientes se estiman por el método de mínimos cuadrados ordinarios:

$$p_{t+h-1} - p_{t-1} = \alpha_0^h + \alpha_1^h \Delta e_t + \alpha_2^h \Delta al_t + \alpha_3^h \Delta en_t + \alpha_4^h \Delta br_t + \alpha_5^h \Delta p_{t-1} + \alpha_6^h u_t^{h-1} + u_t^h \quad (18)$$

donde p_t es el logaritmo natural del nivel de precios al consumidor en el período t , e es el logaritmo natural del tipo de cambio nominal bilateral con Estados Unidos, al y en son el logaritmo natural del precio internacional de los alimentos y la energía, respectivamente; br es la brecha del producto que busca captar el componente cíclico; y u^{h-1} es el residuo de la estimación en el horizonte $h - 1$; u es una perturbación aleatoria. El residuo de la estimación en el horizonte $h - 1$ se incluye como regresor adicional para mejorar la eficiencia del estimador y para abordar potenciales sesgos. Este componente de la especificación es una sugerencia de Jordà (2005) desarrollada explícitamente por Teulings y Zubanov (2014) y Carrière-Swallow et al. (2016), y utilizada en trabajos como el de Colavecchio y Rubene (2020). Se decidió incorporar un solo rezago para la variable dependiente a fin de estimar la versión más parsimoniosa posible.

Los parámetros de interés en esta estimación son α_1^h , α_2^h y α_3^h , que miden la respuesta acumulada de la inflación en el horizonte h ante cambios trimestrales en el tipo de cambio nominal, el precio internacional de los alimentos y el precio internacional de la energía. Si el horizonte de proyección fuera de $h = 4$, estos coeficientes captarían el efecto de una innovación trimestral en alguno de los regresores sobre la variación acumulada de la inflación a un año. Si en cambio el horizonte de proyección fuera $h = 1$, estos coeficientes captarían el efecto de una innovación en alguno de los regresores en el mismo trimestre. Cabe destacar que no se distingue entre las fuentes de variación de los regresores, por lo que las respuestas deben interpretarse como condicionales a la constelación promedio de innovaciones que las movieron en el período de la muestra.

Esta estimación se realiza sobre datos con frecuencia trimestral entre los años 2000 y 2021. El índice de precios al consumidor y el tipo de cambio nominal bilateral con Estados Unidos se obtuvieron del FMI, y los índices de los precios internacionales de los alimentos y de la energía, del Banco Mundial. La brecha del producto se calculó como la diferencia logarítmica entre un indicador de actividad económica desestacionalizado y este mismo indicador suavizado por el filtro de Hodrick-Prescott. El indicador de actividad económica utilizado para cada país se decidió en función de la disponibilidad de datos. Para Brasil, Chile y México se consideró el PIB en su versión desestacionalizada por las propias oficinas de estadísticas de cada país. Lo mismo para Colombia, pero considerando un índice de volumen físico de la industria manufacturera. Por último, para Perú y Uruguay se consideró un índice de volumen físico de la industria manufacturera y luego fue desestacionalizado por el método ARIMA-X13.

En el cuadro 2 se presentan los coeficientes estimados de la respuesta acumulada a un año de la inflación ($h = 4$) ante cambios trimestrales en el tipo de cambio nominal bilateral con Estados Unidos, en el precio internacional de los alimentos y en el precio internacional de la energía; y en el anexo 1 se presentan los resultados completos de las estimaciones por países y por horizonte temporal. El traspaso del tipo de cambio en los seis países de América Latina considerados se encuentra entre 0,05 y 0,37, y en todos los casos el coeficiente resultó significativo. Los países con un mayor traspaso del tipo de cambio a la inflación son Uruguay (0,37 con un intervalo de confianza al 95% de 0,31-0,43), Perú (0,31 con un intervalo de 0,21-0,41) y Brasil (0,22 con un intervalo de 0,17-0,26). Por otro lado, los países con un menor traslado del tipo de cambio son México (0,05 con un intervalo de 0,01-0,10), Chile (0,12 con un intervalo de 0,05-0,19), y Colombia (0,13 con un intervalo de 0,07-0,18)⁵. En el anexo 2 se presentan estimaciones alternativas del coeficiente de traslado del tipo de cambio nominal a los precios al consumidor que consideran una respuesta asimétrica según el signo y magnitud de la variación del tipo de cambio nominal.

El coeficiente asociado al precio internacional de los alimentos resultó significativo en todos los casos con excepción de México. En los países en los que esta variable resultó significativa se ubicó entre 0,07 y 0,13. El mayor valor correspondió a Chile, Brasil y Perú, y el menor valor a Colombia, y Uruguay. Por otro lado, el coeficiente asociado al precio internacional de la energía tendió a ser menor que el de alimentos, y no fue significativo en el caso de Colombia. En los casos en los que resultó significativo se ubicó entre 0,04 y 0,08. Como se mencionó, para el caso de la energía existen más instrumentos de regulación que permiten desacoplar o suavizar los cambios en los precios internacionales. Este motivo puede determinar que parte del impacto del precio internacional de la energía pueda no ser captado de manera plena con la estimación econométrica, ya que dependerá de las decisiones administrativas adoptadas en cada momento para evitar el impacto de los choques externos.

Cuadro 2
América Latina (6 países): Estimación de la respuesta acumulada de la inflación a un año por país^a

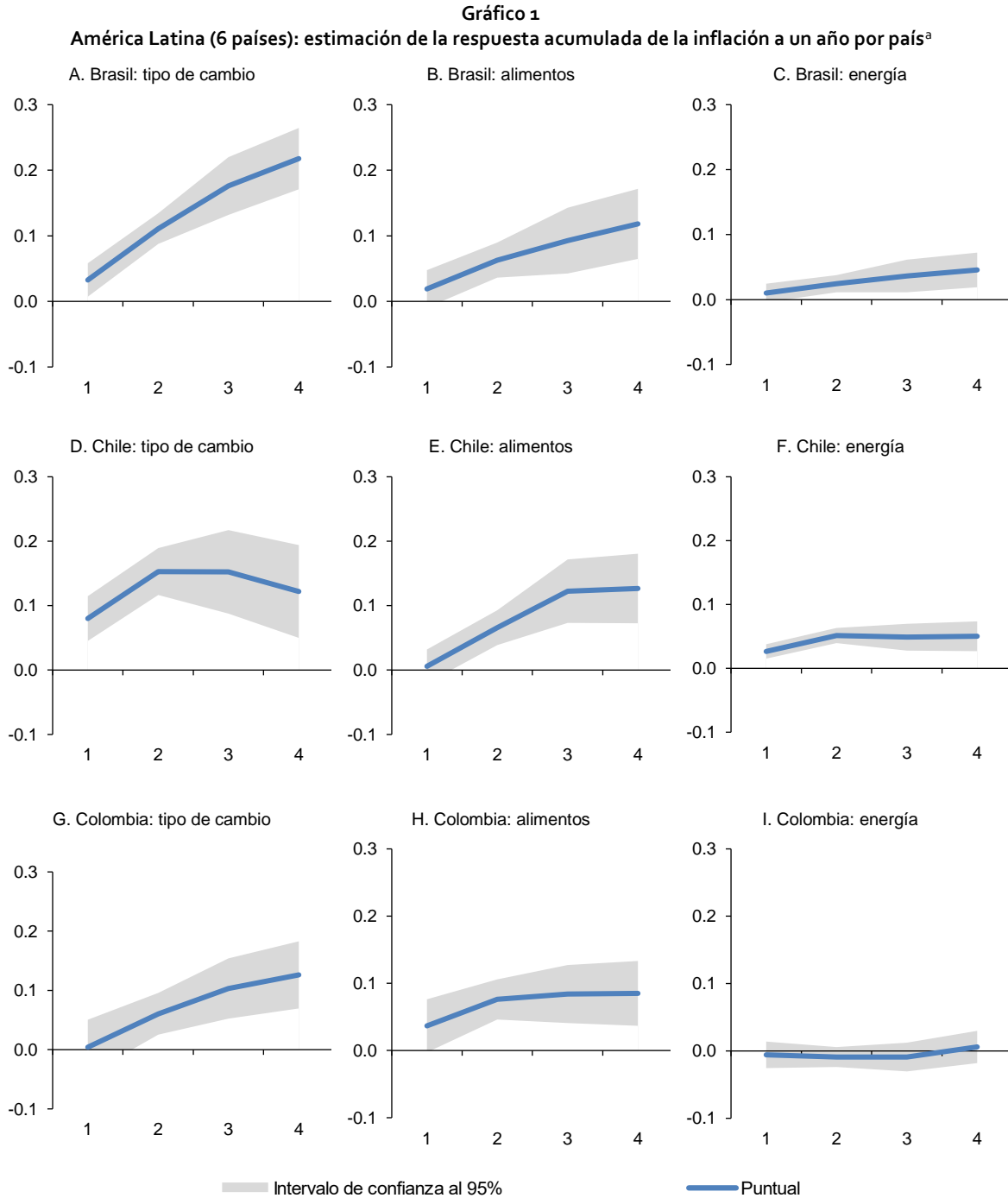
País	Tipo de cambio	Precio alimentos	Precio energía
Brasil	0,22*** [0,17; 0,26]	0,12*** [0,06; 0,17]	0,05*** [0,02; 0,07]
Chile	0,12*** [0,05; 0,19]	0,13*** [0,07; 0,18]	0,05*** [0,03; 0,07]
Colombia	0,13*** [0,07; 0,18]	0,09*** [0,04; 0,13]	0,01 [-0,02; 0,03]
México	0,05** [0,01; 0,1]	0 [-0,03; 0,03]	0,04*** [0,02; 0,05]
Perú	0,31*** [0,21; 0,41]	0,12*** [0,05; 0,2]	0,08*** [0,04; 0,11]
Uruguay	0,37*** [0,31; 0,43]	0,07* [0; 0,14]	0,05** [0,01; 0,09]

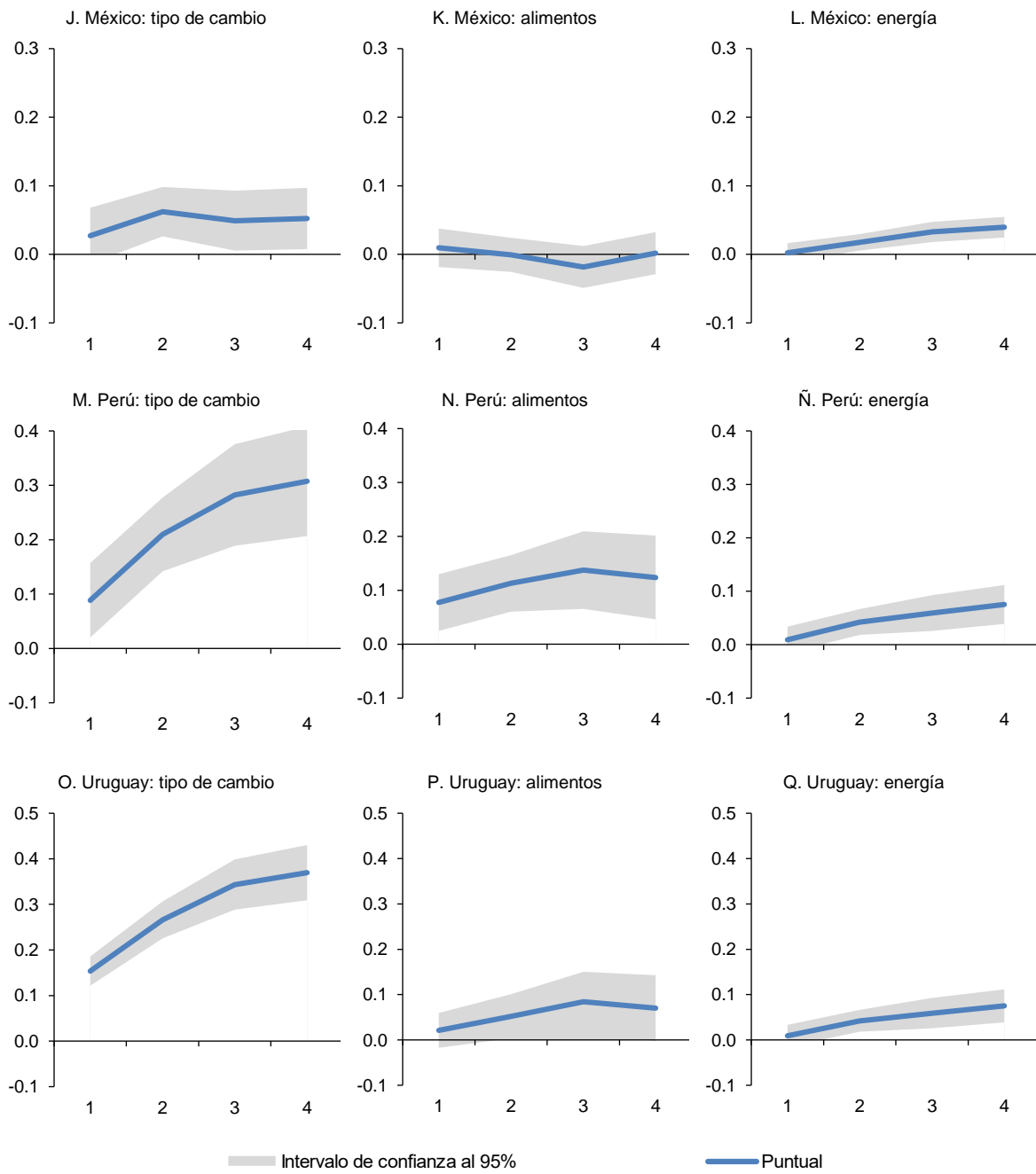
Fuente: Elaboración propia.

^a Entre corchetes se incluye el intervalo de confianza al 95%. *** corresponde a un p-valor inferior a 0,001; ** corresponde a un p-valor inferior a 0,01; y * corresponde a un p-valor inferior a 0,05.

⁵ La magnitud del traspaso (*pass through*) de variaciones en el tipo de cambio nominal a precios refleja la intensidad de la resistencia salarial (*real wage resistance*) y se relaciona, en gran medida, con el tipo de relaciones laborales prevalecientes. De allí que no sorprenda que Brasil y Uruguay se ubiquen entre los casos de mayor coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios en la región. Al margen de esas diferencias transversales, en general el coeficiente de traspaso ha tendido a caer en la mayoría de los países del mundo en las últimas décadas, incluyendo a los de América Latina, producto de los cambios observados en las instituciones laborales (Cherkasky y Abeles, 2019).

En el gráfico 1 se puede observar la dimensión temporal del impacto de cada una de estas variables sobre la inflación. Esto es, el impacto acumulado en la inflación el mismo trimestre en el que se produce la innovación en alguno de los predictores ($h = 1$), al segundo trimestre de la innovación ($h = 2$), al tercer trimestre ($h = 3$) y al cabo de un año ($h = 4$).





Fuente: Elaboración propia.

^a El eje horizontal representa el horizonte temporal.

III. Determinantes de la inflación y su impacto distributivo

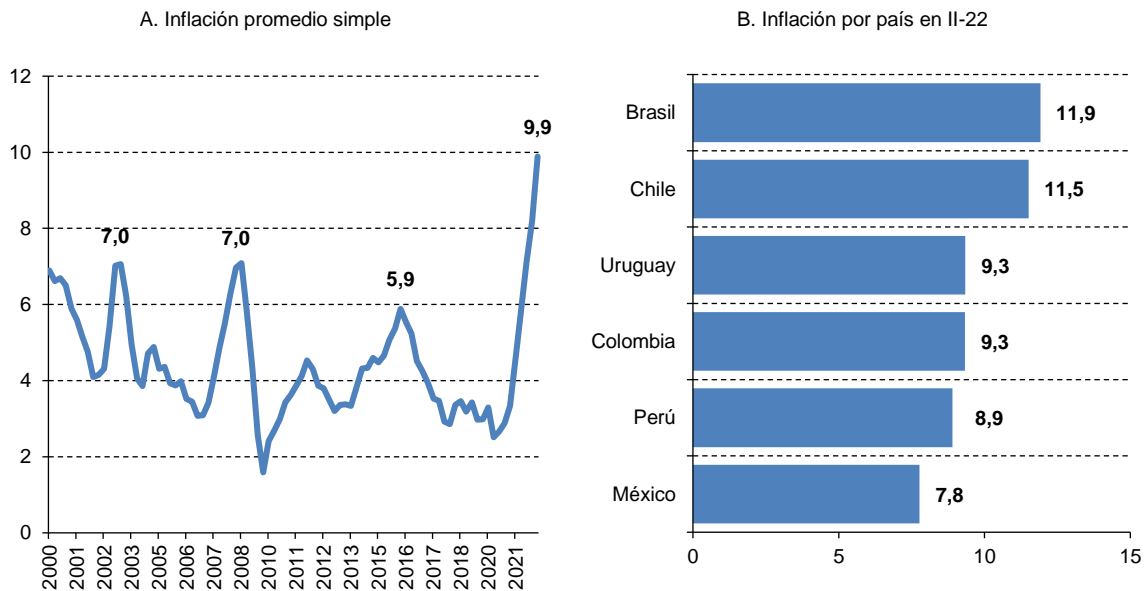
En esta sección se estima la contribución que tuvo el componente externo a la inflación del bienio 2021-2022 en América Latina, y se la compara con el episodio de 2008, en el que también hubo un rápido incremento del precio internacional de las materias primas. Para ello se utilizan los parámetros estimados en la sección anterior. Luego se analizan los cambios en la distribución del ingreso y en particular se muestra que la contrapartida del aumento de los precios internacionales de las materias primas y del tipo de cambio fue una caída de los salarios reales en la mayoría de los países de la muestra seleccionada.

A. Descomposición del impulso inflacionario

En la década previa al estallido de la pandemia por COVID-19, la inflación promedio de los seis países de América Latina seleccionados se encontraba por debajo del 5% anual, y en las dos economías más grandes la inflación había alcanzado mínimos históricos. Brasil tuvo una inflación de apenas el 3,6% en 2019, el menor registro en cuatro décadas, en el marco de una profunda recesión económica, mientras que México alcanzó una tasa de inflación mínima de 2,7% en 2015, aunque en este caso en un contexto de crecimiento.

Desde fines de 2021, la inflación en los seis países de América Latina seleccionados tuvo un rápido incremento hasta alcanzar casi el 10% promedio interanual en el segundo trimestre de 2022, la mayor cifra en más de dos décadas. Esta suba llevó a que en varios de ellos superara los dos dígitos. Los mayores incrementos respecto a los niveles que se registraban el año previo correspondieron a Chile (7,9 p.p.), Colombia (6,4 p.p.) y Perú (6 p.p.). México y Uruguay fueron los países de este grupo en donde menos aumentó la inflación: en el primero apenas 1,8 p.p. y en el segundo 2,4 p.p. En Brasil el incremento se ubicó en la media (4,2 p.p.), pero su mayor nivel de partida determinó que al segundo trimestre de 2022 registre la mayor inflación de este grupo de países (11,9% interanual).

Gráfico 2
América Latina (6 países): inflación por trimestre
(Variación porcentual interanual)

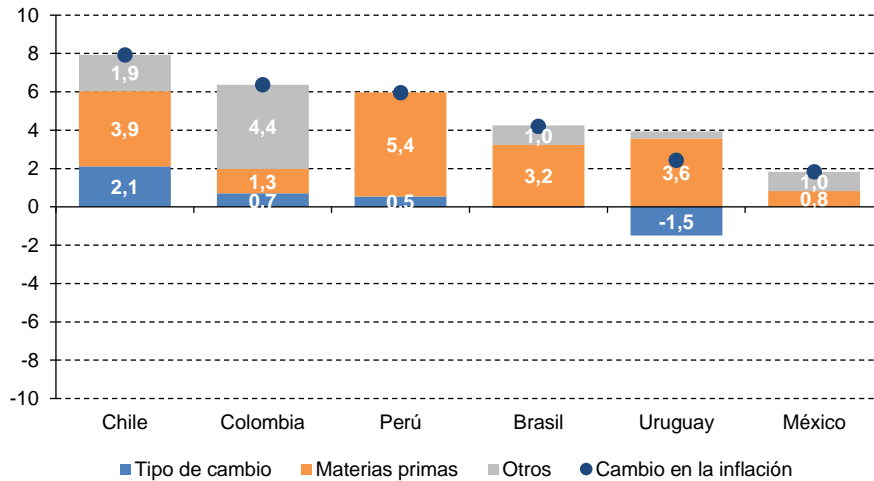


Fuente: Elaboración propia sobre la base de FMI.

Si se aplican las estimaciones de la función impulso respuesta de la sección anterior se puede observar cómo en la mayoría de los casos más de la mitad de ese incremento estuvo asociado al componente externo, esto es, al aumento del precio internacional de las materias primas y del tipo de cambio nominal. Como se muestra en el gráfico 3, la suba del precio de las materias primas aportó entre 0,8 y 5,4 puntos porcentuales adicionales a la inflación interanual al segundo trimestre de 2022 en los países de América Latina. Se destacan los casos de Chile, Perú y Brasil, que fueron los países en donde el aumento del precio de las materias primas habría tenido una mayor incidencia.

Los países en los que más aumentó la inflación fueron los más expuestos a las depreciaciones de sus monedas: en Chile el aumento del tipo de cambio aportó 2,1 p.p. adicionales a la inflación, en Colombia 0,7 p.p. y en Perú 0,5 p.p. En particular, en Chile y Perú la suba de los precios internacionales de los alimentos y la energía deterioró el saldo externo, reduciendo el margen para evitar una depreciación de sus monedas. En el extremo opuesto, en Uruguay, la apreciación de su moneda contribuyó a reducir las presiones inflacionarias: en ese país la caída del tipo de cambio tuvo un aporte negativo a la inflación de 1,5 p.p. De allí que Uruguay sea uno de los países en donde menos aumentó la inflación entre mediados de 2021 y 2022. En Brasil y México los tipos de cambio tendieron a mantenerse relativamente estables, lo que implicó que no hubiera mayores presiones inflacionarias de origen cambiario. De acuerdo con la descomposición presentada en el gráfico 3, Colombia parece ser el único caso en que el incremento de otros factores fue más relevante que los choques externos en la aceleración inflacionaria. No obstante, esto puede estar asociado al error de estimación de los parámetros de la sección anterior para la muestra de datos seleccionada, dado que según las cifras del instituto de estadísticas de este país el aporte del rubro alimentos y gastos relacionados al hogar (en el que ingresa la energía) explicó más de la mitad de la inflación interanual al segundo trimestre de 2022. Al margen de estos matices, en términos generales estas estimaciones muestran que la suba de la inflación de 2022 tuvo más que ver con factores externos, y menos con factores internos asociados al impacto del ciclo económico.

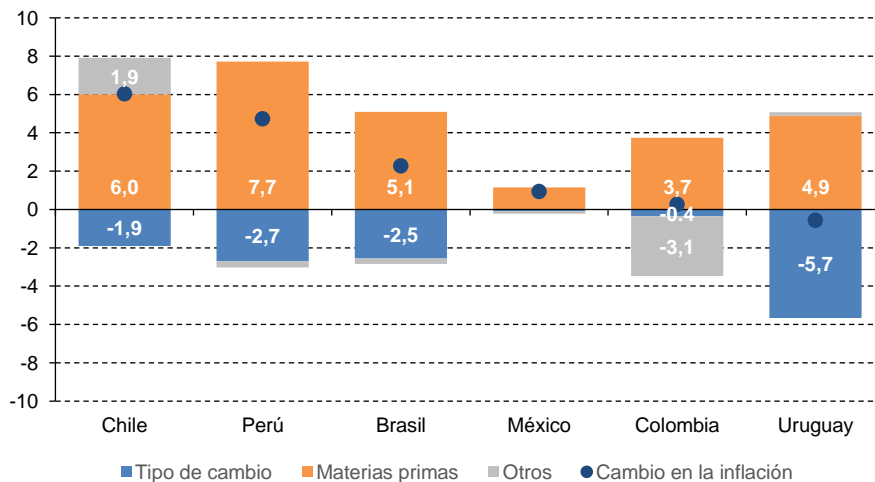
Gráfico 3
América Latina (6 países): descomposición del cambio en la inflación interanual entre el segundo trimestre de 2021 y el segundo trimestre de 2022^a
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de FMI.
^a El componente "otros" surge por diferencia.

El aumento en la inflación de 2022 fue mayor que el de 2008, cuando los precios de las materias primas también tuvieron un marcado aumento, debido en lo fundamental a la diferente situación financiera. Mientras en 2021-2022 países como Chile, Colombia, y Perú registraron incrementos en sus tipos de cambio nominales que alimentaron el proceso inflacionario desencadenado por la suba de los precios de las materias primas, en 2008 la mayoría de los países de la región registraron fuertes apreciaciones nominales en sus monedas con un aporte negativo sobre la inflación. Esto fue evidente en los casos de Chile, Perú y Brasil, pero fundamentalmente en Uruguay, en donde la inflación interanual del segundo trimestre de 2008 se mantuvo en el mismo nivel que el año anterior pese al importante impulso de los precios internacionales de las materias primas.

Gráfico 4
América Latina (6 países): descomposición del cambio en la inflación interanual entre el segundo trimestre de 2007 y el segundo trimestre de 2008^a
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de FMI.
^a El componente "otros" surge por diferencia.

B. Impacto distributivo

En la subsección anterior se mostró que el componente externo fue el que más incidió en el aumento de la inflación entre 2021 y 2022 en un conjunto de países de América Latina, y que otros factores internos asociados al ciclo económico tuvieron una gravitación menor. A continuación, se analiza su impacto distributivo, y en particular cómo se reflejaron estos cambios en los ingresos reales de los trabajadores.

Entre los seis países seleccionados se pueden identificar dos tipos de economías: las que importan en términos netos alimentos y/o energía, y las que producen y exportan estas materias primas. En el primer grupo están Chile y Perú, países mineros que son importadores de energía y de alimentos con origen agrícola (pese a que ambos exportan otros alimentos como pescado). En el segundo grupo están Brasil y Uruguay, cuya principal fuente de ingresos externo son las exportaciones de alimentos agropecuarios; y Colombia y México cuya principal materia prima de exportación son los hidrocarburos.

Cuadro 3
América Latina (6 países): saldo comercial de materias primas que ingresan en la canasta de consumo de los hogares para 2019

(Como porcentaje de los ingresos totales de la cuenta corriente)

Clasificación materias primas		Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Uruguay
Alimentos	Total	20,0	4,0	-4,6	-1,7	-2,1	18,6
Bebidas	Total	2,4	-0,2	3,8	0,0	1,3	-0,5
Energía	Total	4,6	-7,1	25,7	2,6	-3,0	-5,4
Alimentos	Aceite vegetal	11,0	-0,6	-1,1	-0,5	-1,4	4,9
	Azúcar	1,9	0,0	0,2	0,0	0,2	-0,2
	Carne	5,8	-0,5	-0,5	-0,4	-0,4	10,5
	Cereales	1,6	-1,0	-2,8	-0,9	-2,2	3,0
	Pescados	-0,3	6,1	-0,4	0,1	1,7	0,4
	Otros alimentos	0,5	7,5	0,7	2,2	9,0	1,8
Bebidas	Cacao	0,0	-0,1	0,1	0,0	0,4	0,0
	Café	2,4	-0,1	3,7	0,0	0,9	-0,1
	Té	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,4
Energía	Carbón	-1,1	-0,9	7,1	-0,1	0,0	0,0
	Gas natural	-0,7	-1,4	-0,1	-1,1	1,0	-0,2
	Petróleo	6,7	-4,4	18,8	4,1	-3,8	-5,2
	Propano	-0,3	-0,4	-0,1	-0,3	-0,2	0,0

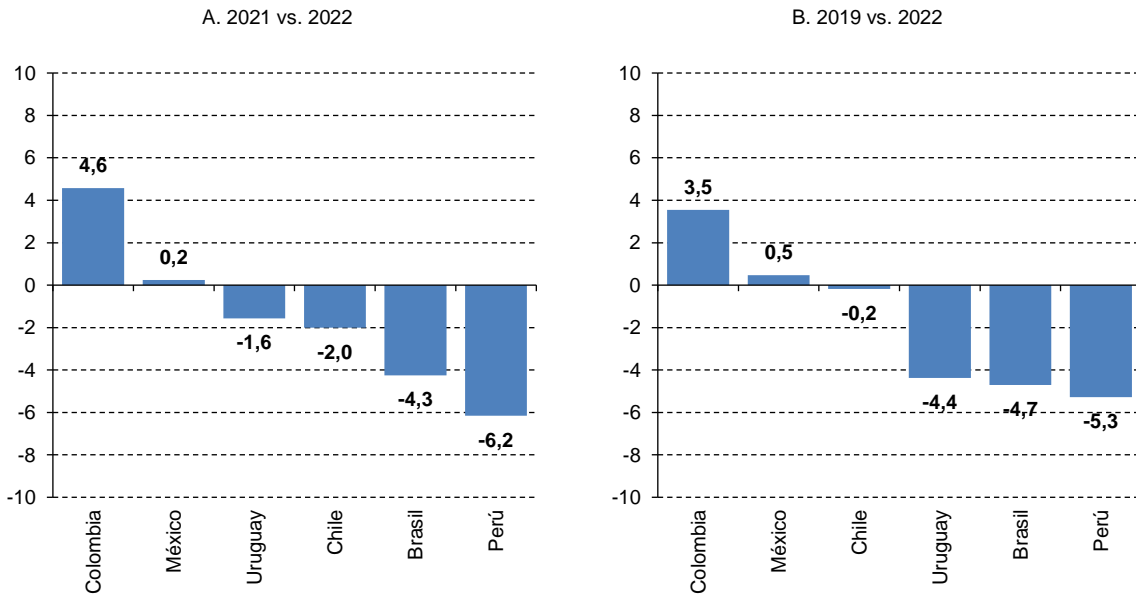
Fuente: Elaboración propia sobre la base de COMTRADE y FMI.

En el primer grupo de países un aumento del precio internacional de los alimentos y la energía tiene un impacto negativo transversal sobre el saldo externo y sobre los ingresos reales: este incremento implica una ganancia para el resto del mundo, y una pérdida para los sectores locales. En cambio, en el segundo grupo puede haber una mejora del saldo externo con un impacto distributivo asimétrico, esto es, un incremento en la renta de los sectores exportadores que no necesariamente se refleje en una mejora de los salarios reales. Como se mostró en la sección 1, con una tasa de retorno que tendiera a ser homogénea entre sectores, el aumento del precio de las materias primas de exportación podría implicar una caída de los salarios reales en la medida que no intervengan mecanismos redistributivos y el derrame sobre la actividad y el empleo no alcance a compensar los efectos (negativos) de primera ronda sobre el poder adquisitivo ocasionados por el aumento del nivel de precios al consumidor. El efecto redistributivo de un aumento de los precios internacionales de los alimentos y la energía también se puede dar a través del tipo de cambio, dado el impacto sobre los términos del intercambio: en aquellos países importadores netos (como Chile y Perú), el deterioro externo podría presionar al alza los tipos de

cambio; y en los países exportadores netos (como Brasil, Colombia, México y Uruguay) la mejora del saldo externo para estos productos podría aliviar las presiones al alza o incluso llevar a una apreciación de la moneda.

En el gráfico 5 puede observarse la caída que se produjo en los salarios reales en el segundo trimestre de 2022 en la mayoría de los países de América Latina de la muestra seleccionada, que representa la contracara de la suba de los precios internacionales de las materias primas, y, en algunos casos, de los tipos de cambio nominales. Las caídas correspondieron a Perú (-6,2%), Brasil (-4,3%), Chile (-2,0%) y Uruguay (-1,6%). Por otro lado, en México se mantuvieron estables y Colombia fue el único país de la muestra en que se registró un incremento de los salarios reales⁶. En algunos de los países en los que se registró una caída del salario real se profundizó el deterioro de los ingresos reales de los años previos: en Brasil la caída de los salarios reales fue de 4,7% si se la compara con 2019 y en Uruguay de 4,4%.

Gráfico 5
América Latina (6 países): variación de los salarios reales promedio^a
(Variación porcentual al segundo trimestre de cada año)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de instituciones de estadísticas nacionales y bancos centrales.

^a Los datos de Colombia corresponden a la industria manufacturera.

En resumen, las estimaciones de esta última sección muestran que el impulso inflacionario del bienio 2021-2022 en América Latina fue fundamentalmente externo y que tendió a agravar, en algunos casos, la caída de los salarios reales derivada de la crisis por la pandemia.

⁶ Cabe aclarar que los datos de Colombia corresponden a la industria manufacturera y no al total de la economía.

IV. Conclusiones

El traspaso histórico de los precios internacionales de las materias primas a los precios al consumidor en América Latina, y el fuerte aumento que han tenido los primeros en el bienio 2021-2022, revelan la fuerte gravitación del incremento del costo de los alimentos y de la energía en la suba de la inflación en ese mismo período. El impulso inflacionario de 2021-2022 también ha tenido una característica que se diferencia de otros episodios asociados a la suba de los precios de las materias primas: las presiones financieras (UNCTAD, 2022b). En la mitad de los países analizados los tipos de cambio nominales subieron y tuvieron un aporte positivo sobre la inflación, en contraste con lo observado en 2008 —cuando los tipos de cambio cayeron de forma generalizada y tendieron a contrapesar la rápida suba de los precios de las materias primas—. Las presiones cambiarias de 2021-2022 tuvieron lugar con mayor intensidad en los países cuyos términos del intercambio se deterioraron, pero también en un contexto de menor liquidez internacional —por el cambio en el signo de la política monetaria de Estados Unidos— y de mayor vulnerabilidad financiera de los países de la región frente a 2008, asociada a un creciente endeudamiento externo⁷.

En los países desarrollados se debate sobre la posibilidad de que este impulso inflacionario sea persistente. Tanto académicos como las personas involucradas en la política económica sostienen que este impulso podría ser persistente en la medida en que las condiciones en el mercado de trabajo den lugar a una puja distributiva que desencadene una espiral precios-salarios. En América Latina esta posibilidad resulta lejana. Las características del mercado laboral de América Latina hacen poco probable un proceso inflacionario persistente como hoy se discute en las economías centrales, dada la recuperación más lenta de la crisis generada por la pandemia y el reducido porcentaje de trabajadores que se encuentran comprendidos en convenios colectivos de trabajo, reflejo de la elevada participación de inserciones laborales precarias (informalidad). A esto debe sumarse el desarme de mecanismos de indexación automático entre los grupos sindicalizados, luego de casi dos décadas de niveles de inflación muy reducidos y una tendencia bastante difundida a la reducción de la participación asalariada en el

⁷ La deuda externa de América Latina tendió a aumentar de forma generalizada en el quinquenio previo a la pandemia por el deterioro de los términos del intercambio y el bajo dinamismo de las exportaciones, y luego se profundizó con la irrupción del COVID-19 (Abeles, Cherkasky y Torchinsky Landau, 2021).

ingreso. Esto plantea un escenario en el que difícilmente emerjan tensiones inflacionarias derivadas de la intensificación de la puja distributiva. Es más probable, en cambio, que los ingresos de los trabajadores continúen actuando como amortiguador de los choques externos.

La elevada vulnerabilidad financiera de los países de la región plantea un escenario en el que el principal canal por el cual el actual proceso inflacionario podría tener cierta persistencia es el cambiario (UNCTAD, 2022b). El creciente endeudamiento externo, el aumento de la participación de los pasivos a tasa variable (CEPAL, 2022) y la excesiva exposición a las fluctuaciones de los precios internacionales de las materias primas, en un contexto internacional de suma fragilidad pueden poner mayor presión sobre los tipos de cambio de los países de la región vía una salida de capitales, y alimentar aún más la dinámica de precios reciente.

Las distintas lecturas sobre los factores que impulsaron la inflación global y sobre las condiciones para que este proceso tenga persistencia han generado un debate sobre cuáles son las vías de acción más efectivas para enfrentar este fenómeno y sus consecuencias distributivas. Los analistas que ven un riesgo de espiralización sugieren endurecer la política monetaria para aplacar las demandas salariales, a través de un enfriamiento de la actividad económica. Por el contrario, los analistas que ven en una posición de debilidad a los trabajadores para proteger su poder adquisitivo (y que, por lo tanto, ven poco probable un proceso más persistente), sugieren implementar políticas fiscales y administrativas orientadas a recomponer los ingresos de los grupos más vulnerables (UNCTAD, 2022a).

Estas sugerencias de política para los países centrales tienen otra connotación para las economías de la región. Por un lado, la recomendación de replicar la política monetaria contractiva de los países centrales es relevante para los países de América Latina no desde el punto de vista de la necesidad de reducir las presiones de demanda, sino a partir de su incidencia sobre las condiciones financieras. En economías periféricas que están altamente integradas al mercado financiero internacional, los cambios en la política monetaria de los países centrales condicionan las decisiones locales en la medida que no acompañar estas acciones podría implicar una salida de capitales y fuertes presiones devaluatorias que alimenten el proceso inflacionario. Por otro lado, el riesgo de una importante pérdida del poder adquisitivo de los salarios que deteriore las condiciones sociales es todavía mayor en la región en donde el tipo de inserciones laborales es más precario, y por lo tanto son menores las posibilidades de proteger los ingresos laborales. Por estos motivos, si las políticas monetarias de la región tenderán a ser contractivas, en sintonía con las de los países desarrollados, habría que arbitrar todos los medios posibles para evitar que la política fiscal también asuma un sesgo contractivo y, en esa línea, redoblar esfuerzos en políticas que permitan proteger los ingresos de los sectores más vulnerables.

Bibliografía

- Abeles, M. y D. Panigo (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*, Vol. 3 No. 4, Winter 2015, pp. 517-535.
- Abeles, M., M. Cherkasky y M. Torchinsky Landau (2021), "Economic Impact of Covid-19 in South America", *When Governments Fail. A Pandemic and Its Aftermath*, editado por Vikas Rawal, Jayati Ghosh & C.P. Chandrasekhar, New Delhi: Tulika Books, 2021.
- Boissay, F., F. De Fiore, D. Igan, A. P. Tejada y D. Rees (2022), "Are major advanced economies on the verge of a wage-price spiral?". No. 53. Bank for International Settlements.
- Campa, J. M. y L. S. Goldberg, (2005), "Exchange rate pass-through into import prices", *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- Carrière-Swallow, Y., B. Gruss, N. E. Magud y F. Valencia (2016), "Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through (No. 16/240)". International Monetary Fund.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2022), "Repercusiones en América Latina y el Caribe de la guerra en Ucrania: ¿cómo enfrentar esta nueva crisis?", 2022, Santiago.
- Cherkasky, M. y M. Abeles (2019), "Régimen monetario e instituciones laborales: una interpretación alternativa de la tendencia a la disminución del traspaso del tipo de cambio (pass-through) en los países periféricos", *Revista CEPAL*.
- Colavecchio, R. y I. Rubene (2020), "Non-linear exchange rate pass-through to euro area inflation: a local projection approach", Working Paper Series 2362, European Central Bank.
- Domash, A. y L. H. Summers (2022), "How tight are U.S. labor markets?", NBER Working Paper 29739. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.
- Dvoskin, A. y G. Feldman (2015), "Política cambiaria, distribución del ingreso y estructura productiva", *Estructura productiva y política macroeconómica: enfoques heterodoxos desde América Latina*, A. Bárcena, A. Prado y M. Abeles (eds.), Libros de la CEPAL, N° 138 (LC/G.2653-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- FMI (2022), "Rising Caseloads, A Disrupted Recovery, and Higher Inflation", *World Economic Outlook*, enero de 2022.
- Gopinath, G. (2015), "The International Price System", Working paper 21646, National Bureau of Economic Research: Cambridge, MA.

- Jordà, Ò. (2005), "Estimation and inference of impulse responses by local projections", *American Economic Review*, vol. 95, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Pasinetti, L.L. (1960), "A Mathematical Formulation of the Ricardian System", *The Review of Economic Studies*, Vol. XXVII, No. 2, pp. 78-98.
- Shin, HS. (2021), "Bottlenecks, labour markets and inflation in the wake of the pandemic", Bank for International Settlements.
- Stiglitz, J. (2002), "Una respuesta equilibrada a la inflación", Project Syndicate, disponible en línea: <https://www.project-syndicate.org/commentary/inflation-causes-and-targeted-solutions-by-joseph-e-stiglitz-2022-02/spanish>.
- Teulings, C. y N. Zubanov (2014), "Is economic recovery a myth? Robust estimation of impulse responses", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 29, N° 3, Hoboken, Wiley.
- Trajtenberg, L., S. Valdecantos y D. Vega (2015), "Los determinantes de la inflación en América Latina: un estudio empírico del período 1990-2013", *Estructura productiva y política macroeconómica, Enfoques heterodoxos desde América Latina*. Santiago de Chile: CEPAL.
- UNCTAD (2022a), "Trade and Development Report 2021 Update. Tapering in a Time of Conflict".
- _____ (2022b), "Trade and Development Report 2022. Development prospects in a fractured world: Global disorder and regional responses".

Anexos

Anexo 1

Resultados complementarios de la estimación lineal por proyección local

Cuadro A1
Modelo lineal: estimación de la respuesta acumulada de la inflación a un año por país^a

Brasil								
Horizonte	Constante	P(t-1)	E	Alimentos	Energía	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01*** (0,002)	0,6*** (0,088)	0,03** (0,013)	0,02 (0,015)	0,01 (0,007)	0,08* (0,041)	89	0,397
2	0,02*** (0,002)	0,86*** (0,083)	0,11*** (0,012)	0,06*** (0,014)	0,02*** (0,007)	0,13*** (0,038)	89	0,837
3	0,03*** (0,003)	1,14*** (0,158)	0,18*** (0,023)	0,09*** (0,026)	0,04*** (0,013)	0,15*** (0,071)	87	0,675
4	0,04*** (0,003)	1,45*** (0,167)	0,22*** (0,024)	0,12*** (0,027)	0,05*** (0,014)	0,17*** (0,075)	86	0,753
Chile								
Horizonte	Constante	P(t-1)	E	Alimentos	Energía	Residuo (h-1)	N	R2
1	0 (0,001)	0,41*** (0,094)	0,08*** (0,018)	0,01 (0,013)	0,03*** (0,006)	0,04 (0,027)	89	0,469
2	0,01*** (0,001)	0,53*** (0,097)	0,15*** (0,019)	0,07*** (0,014)	0,05*** (0,006)	0,09*** (0,029)	89	0,821
3	0,02*** (0,002)	0,58*** (0,183)	0,15*** (0,033)	0,12*** (0,025)	0,05*** (0,011)	0,17*** (0,051)	88	0,649
4	0,03*** (0,002)	0,73*** (0,2)	0,12*** (0,037)	0,13*** (0,028)	0,05*** (0,012)	0,19*** (0,057)	87	0,683
Colombia								
Horizonte	Constante	P(t-1)	E	Alimentos	Energía	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01*** (0,002)	0,3*** (0,112)	0 (0,024)	0,04* (0,02)	-0,01 (0,01)	0,01 (0,036)	79	0,129
2	0,02*** (0,001)	-0,07 (0,085)	0,06*** (0,018)	0,08*** (0,015)	-0,01 (0,008)	0,07*** (0,027)	79	0,799
3	0,03*** (0,002)	0,06 (0,123)	0,1*** (0,026)	0,08*** (0,022)	-0,01 (0,011)	0,13*** (0,039)	79	0,651
4	0,04*** (0,002)	0,72*** (0,137)	0,13*** (0,029)	0,09*** (0,025)	0,01 (0,012)	0,15*** (0,044)	79	0,667
México								
Horizonte	Constante	P(t-1)	E	Alimentos	Energía	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01*** (0,001)	0,14 (0,104)	0,03 (0,021)	0,01 (0,014)	0 (0,007)	0,07*** (0,029)	89	0,1
2	0,02*** (0,001)	-0,23** (0,092)	0,06*** (0,018)	0 (0,013)	0,02*** (0,006)	0,09*** (0,026)	89	0,68
3	0,03*** (0,002)	-0,09 (0,113)	0,05** (0,022)	-0,02 (0,016)	0,03*** (0,008)	0,08*** (0,031)	88	0,582
4	0,04*** (0,002)	0,49** (0,114)	0,05** (0,023)	0 (0,016)	0,04** (0,008)	0,04 (0,032)	87	0,629
Perú								
Horizonte	Constante	P(t-1)	E	Alimentos	Energía	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01*** (0,002)	0,21** (0,103)	0,09** (0,035)	0,08*** (0,027)	0,01 (0,012)	0 (0,067)	88	0,193
2	0,02*** (0,002)	0,23** (0,102)	0,21*** (0,035)	0,11*** (0,027)	0,04*** (0,012)	-0,02 (0,067)	88	0,672
3	0,03*** (0,003)	0,42*** (0,141)	0,28*** (0,048)	0,14*** (0,037)	0,06*** (0,017)	-0,05 (0,092)	87	0,599
4	0,04*** (0,003)	0,55*** (0,152)	0,31*** (0,051)	0,12*** (0,04)	0,08*** (0,019)	-0,07 (0,099)	86	0,679
Uruguay								
Horizonte	Constante	P(t-1)	E	Alimentos	Energía	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01*** (0,002)	0,24*** (0,084)	0,15*** (0,016)	0,02 (0,02)	0,02** (0,01)	-0,02 (0,032)	63	0,674
2	0,03*** (0,003)	0,5*** (0,105)	0,27*** (0,021)	0,05** (0,025)	0,04*** (0,013)	0,14*** (0,041)	63	0,819
3	0,05*** (0,004)	0,47*** (0,144)	0,34*** (0,028)	0,08** (0,034)	0,04** (0,018)	0,29*** (0,056)	63	0,811
4	0,06*** (0,004)	0,62*** (0,158)	0,37*** (0,031)	0,07 (0,037)	0,05** (0,019)	0,38*** (0,061)	63	0,822

Fuente: Elaboración propia.

^a Desvío estándar entre paréntesis. *** corresponde a un p-valor inferior a 0,001; ** corresponde a un p-valor inferior a 0,01; y * corresponde a un p-valor inferior a 0,05.

Anexo 2

Estimación del traslado asimétrico del tipo de cambio a precios

La estimación con datos trimestrales y a partir del método de proyección local tiene una ventaja adicional que es la posibilidad de captar potenciales no linealidades en el traspaso del tipo de cambio a la inflación. Es amplia la literatura empírica en la que se encuentra que este traspaso tiende a ser menor cuando el tipo de cambio baja o sube poco por cambios en los márgenes de rentabilidad de sectores que comercian bienes con algún grado de diferenciación. En línea con esta hipótesis y retomando la especificación anterior se considera que puede haber dos tipos de no linealidades: i) en el signo de la variación, es decir, una respuesta diferente si el tipo de cambio sube o baja; o ii) en el tamaño de la variación, es decir, una respuesta diferente si el tipo de cambio sube por encima de un determinado umbral, o bien cae o aumenta por debajo del umbral.

Cuadro A2
Potenciales fuentes de no linealidad en el traspaso del tipo de cambio

No linealidad en el signo de la variación: depreciación vs. apreciación de la moneda	$\theta = \begin{cases} 1, & \Delta e_t > 0 \\ 0, & \Delta e_t \leq 0 \end{cases}$
No linealidad en el tamaño de la variación: elevada depreciación vs. reducida depreciación o apreciación	$\theta = \begin{cases} 1, & \Delta e_t > umbral \\ 0, & \Delta e_t \leq umbral \end{cases}$

Fuente: Elaboración propia.

Para incorporar estas no linealidades se estima la siguiente especificación para cada horizonte temporal h .

$$p_{t+h-1} - p_{t-1} = \alpha_0^h + \alpha_{1,inf}^h (1 - \theta) \Delta e_t + \alpha_{1,sup}^h \theta \Delta e_t + \alpha_2^h \Delta a l_t + \alpha_3^h \Delta e n_t + \alpha_4^h \Delta b r_t + \alpha_5^h \Delta p_{t-1} + \alpha_6^h u_t^{h-1} + u_t^h \quad (A1)$$

Donde $\alpha_{1,sup}^h$ es el parámetro de interés si la innovación en el tipo de cambio es superior a cero o al umbral elegido, y $\alpha_{1,inf}^h$ es el parámetro de interés si la innovación en el tipo de cambio es inferior a cero o al umbral elegido.

Siguiendo a Colavecchio y Rubene (2020), quienes resaltan la ausencia de una metodología teórica clara para determinar el umbral en el que se produce la no linealidad, se toma como umbral un desvío estándar de la primera diferencia del logaritmo natural del tipo de cambio nominal para la muestra de datos total considerada. Una ventaja de esta estrategia es que si la distribución en las variaciones del tipo de cambio fuera similar entre países implicaría que se pueden obtener suficiente cantidad de observaciones en las submuestras. El desvío estándar del tipo de cambio nominal para el conjunto de países considerados es 5,3%.

En el cuadro A3 se incluye la estimación de las dos variantes de los modelos no lineales. Hay cuatro aspectos que sobresalen. Primero, que en los casos de Brasil, Colombia, Perú y Uruguay la respuesta no lineal es significativa y con magnitudes de acuerdo con lo esperado: el traspaso del tipo de cambio es mayor cuando la variación del tipo de cambio es positiva o bien es superior al umbral elegido.

Segundo, Chile es el único caso en el cual no es clara la evidencia a favor de una relación no lineal en el traspaso del tipo de cambio: el coeficiente de traspaso cuando la variación es positiva o superior al umbral es no significativa y su valor es más reducido. Este resultado también puede estar asociado a la poca cantidad de observaciones en las cuales el tipo de cambio nominal tuvo incrementos importantes. Tercero, en el caso de México, el coeficiente de traspaso es significativo cuando la variación del tipo de cambio es positiva o superior al umbral, pero no cuando es negativa o inferior al umbral. Cuarto, solo en los casos de Chile, México y Perú se encontró evidencia a favor de la significatividad estadísticas en la diferencia de los parámetros estimados, a partir de la prueba de Wald (cifras sombreadas). Entre estos tres se encuentra el caso de Chile en el cual la magnitud relativa de los parámetros obtenidos no está en línea con lo esperado. Estos resultados sugieren que no es clara la presencia de una no linealidad para todos los países para los criterios seleccionados, y que se requiere explorar otras estrategias alternativas, incluida la forma en la que se determina el umbral. Por esta razón es que para el análisis de este trabajo se decidió considerar las estimaciones lineales.

Cuadro A3
Estimación de la respuesta acumulada de la inflación a un año por país luego de una innovación en el tipo de cambio nominal con Estados Unidos^a

País	No lineal según el signo de la variación		No lineal según el tamaño de la variación	
	Superior	Inferior	Superior	Inferior
Brasil	0,24*** [0,18; 0,3]	0,17*** [0,05; 0,28]	0,23*** [0,18; 0,29]	0,18*** [0,1; 0,27]
Chile	0,05 [-0,05; 0,15]	0,23*** [0,1; 0,36]	0,06 [-0,03; 0,14]	0,21*** [0,11; 0,31]
Colombia	0,14*** [0,06; 0,22]	0,1* [0; 0,21]	0,16*** [0,08; 0,23]	0,09** [0,02; 0,17]
México	0,09*** [0,03; 0,16]	-0,03 [-0,13; 0,07]	0,1*** [0,03; 0,16]	0,01 [-0,05; 0,07]
Perú	0,36*** [0,22; 0,5]	0,2* [-0,02; 0,41]	0,35*** [0,23; 0,48]	0,24*** [0,1; 0,39]
Uruguay	0,4*** [0,33; 0,47]	0,23** [0,05; 0,41]	0,38*** [0,31; 0,45]	0,34*** [0,22; 0,47]

Fuente: Elaboración propia.

^a Entre paréntesis se incluye el intervalo de confianza al 95%. *** p-valor inferior a 0,001; ** p-valor inferior a 0,01; y * p-valor inferior a 0,05. Los valores sombreados corresponden aquellos para los cuales es significativa la diferencia entre los dos parámetros estimados de acuerdo con la prueba de Wald con una restricción lineal simple, y a partir de un nivel de significancia del 10%.

Cuadro A4
Modelo no lineal en el signo: estimación de la respuesta acumulada de la inflación^a

Brasil										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 (0,002)	0,61*** (0,097)	0,03 (0,018)	0,04 (0,031)	0,02 (0,015)	0,01 (0,007)	0,07 (0,043)		89	0,35
2	0,01 (0,002)	0,84*** (0,09)	0,12*** (0,016)	0,09*** (0,028)	0,06*** (0,014)	0,02*** (0,007)	0,14*** (0,04)	1,51*** (0,101)	88	0,84
3	0,02 (0,003)	1,07*** (0,173)	0,2*** (0,031)	0,12*** (0,054)	0,09*** (0,026)	0,04*** (0,013)	0,17*** (0,075)	1,59*** (0,212)	87	0,67
4	0,03 (0,003)	1,38*** (0,181)	0,24*** (0,033)	0,17*** (0,057)	0,12*** (0,027)	0,05*** (0,014)	0,19*** (0,078)	1,17*** (0,119)	86	0,76
Chile										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0 (0,001)	0,42*** (0,095)	0,07*** (0,025)	0,1*** (0,033)	0,01 (0,013)	0,03*** (0,006)	0,03 (0,028)		89	0,43
2	0,01 (0,001)	0,58*** (0,094)	0,09*** (0,025)	0,26*** (0,033)	0,07*** (0,013)	0,05*** (0,006)	0,07*** (0,028)	1,31*** (0,11)	89	0,84
3	0,02 (0,002)	0,65*** (0,183)	0,07 (0,046)	0,28*** (0,062)	0,12*** (0,025)	0,05*** (0,011)	0,15*** (0,051)	1,47*** (0,212)	88	0,66
4	0,03 (0,003)	0,79*** (0,201)	0,05 (0,051)	0,23*** (0,068)	0,13*** (0,027)	0,05*** (0,012)	0,18*** (0,057)	1,2*** (0,13)	87	0,69
Colombia										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 (0,002)	0,29** (0,114)	0,02 (0,033)	-0,02 (0,043)	0,04 (0,02)	0 (0,01)	0,01 (0,036)		79	0,06
2	0,02 (0,001)	-0,09 (0,087)	0,09*** (0,025)	0,01 (0,033)	0,07*** (0,015)	-0,01 (0,008)	0,07*** (0,027)	1,36*** (0,089)	79	0,80
3	0,03 (0,002)	0,04 (0,125)	0,12*** (0,036)	0,08 (0,047)	0,08*** (0,022)	-0,01 (0,011)	0,13*** (0,039)	1,6*** (0,171)	79	0,65
4	0,04 (0,002)	0,7*** (0,14)	0,14*** (0,04)	0,1 (0,053)	0,08*** (0,025)	0,01 (0,012)	0,15*** (0,044)	1,08*** (0,133)	79	0,67
México										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01** (0,002)	0,13 (0,107)	0,04 (0,031)	0 (0,048)	0,01 (0,015)	0 (0,007)	0,08** (0,032)		89	0,04
2	0,02 (0,001)	-0,25*** (0,095)	0,09*** (0,028)	0,01 (0,043)	0 (0,013)	0,02*** (0,006)	0,11*** (0,028)	1,15*** (0,098)	89	0,68
3	0,03 (0,002)	-0,12 (0,115)	0,09*** (0,033)	-0,02 (0,051)	-0,01 (0,016)	0,04*** (0,008)	0,1*** (0,034)	1,24*** (0,136)	88	0,59
4	0,04 (0,002)	0,45*** (0,117)	0,09*** (0,034)	-0,03 (0,052)	0,01 (0,016)	0,04*** (0,008)	0,06 (0,034)	1,07*** (0,116)	87	0,63
Perú										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 (0,002)	0,2 (0,111)	0,1** (0,048)	0,06 (0,075)	0,08*** (0,027)	0,01 (0,012)	0 (0,068)		88	0,13
2	0,02 (0,002)	0,19 (0,109)	0,25*** (0,048)	0,13 (0,074)	0,12*** (0,027)	0,04*** (0,012)	-0,03 (0,067)	1,05*** (0,11)	88	0,67
3	0,03 (0,003)	0,34** (0,151)	0,35*** (0,066)	0,15 (0,102)	0,14*** (0,037)	0,06*** (0,017)	-0,07 (0,093)	1,08*** (0,154)	87	0,60
4	0,04 (0,004)	0,49*** (0,163)	0,36*** (0,071)	0,2 (0,11)	0,13*** (0,04)	0,08*** (0,019)	-0,08 (0,1)	1,19*** (0,122)	86	0,68
Uruguay										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 (0,002)	0,24*** (0,082)	0,17*** (0,019)	0,07 (0,049)	0,02 (0,019)	0,02 (0,01)	-0,02 (0,032)		63	0,66
2	0,03 (0,003)	0,5*** (0,106)	0,29*** (0,025)	0,14** (0,063)	0,06** (0,025)	0,04*** (0,013)	0,14*** (0,041)	0,83*** (0,173)	63	0,82
3	0,05 (0,004)	0,48*** (0,142)	0,37*** (0,033)	0,21** (0,084)	0,09** (0,033)	0,04** (0,018)	0,29*** (0,055)	1,16*** (0,181)	63	0,82
4	0,06 (0,004)	0,62*** (0,158)	0,4*** (0,037)	0,23** (0,093)	0,07 (0,037)	0,04** (0,02)	0,38*** (0,061)	1,08*** (0,149)	63	0,83

Fuente: Elaboración propia.

^a Desvío estándar entre paréntesis. *** corresponde a un p-valor inferior a 0,001; ** corresponde a un p-valor inferior a 0,01; * corresponde a un p-valor inferior a 0,05.

Cuadro A5
Modelo no lineal en el tamaño de la variación: estimación de la respuesta acumulada de la inflación^a

Brasil										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 (0,002)	0,59*** (0,095)	0,04** (0,016)	0,03 (0,024)	0,02 (0,015)	0,01 (0,007)	0,08 [*] (0,043)		89	0,35
2	0,02 (0,002)	0,81*** (0,088)	0,13*** (0,015)	0,08*** (0,022)	0,06*** (0,014)	0,03*** (0,007)	0,15*** (0,04)	0,15*** (0,04)	88	0,84
3	0,03 (0,003)	1,05*** (0,167)	0,2*** (0,028)	0,12*** (0,041)	0,09*** (0,026)	0,04*** (0,013)	0,18** (0,074)	0,18** (0,074)	87	0,68
4	0,03 (0,003)	1,39*** (0,177)	0,23*** (0,03)	0,18*** (0,044)	0,12*** (0,027)	0,05*** (0,014)	0,19** (0,079)	0,19** (0,079)	86	0,76
Chile										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0 (0,001)	0,42** (0,095)	0,07** (0,022)	0,09** (0,025)	0,01 (0,013)	0,03** (0,006)	0,03 (0,028)		89	0,43
2	0,01 (0,001)	0,59** (0,095)	0,11** (0,022)	0,22*** (0,025)	0,07*** (0,013)	0,05*** (0,006)	0,07** (0,028)	0,07** (0,028)	89	0,84
3	0,02 (0,002)	0,67*** (0,184)	0,08** (0,04)	0,25*** (0,047)	0,13*** (0,025)	0,05*** (0,011)	0,14*** (0,051)	0,14*** (0,051)	88	0,66
4	0,03 (0,002)	0,82*** (0,198)	0,06 (0,044)	0,21*** (0,05)	0,13*** (0,027)	0,05*** (0,012)	0,17*** (0,056)	0,17*** (0,056)	87	0,70
Colombia										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 [*] (0,002)	0,3** (0,115)	0 (0,031)	0,01 (0,033)	0,04 [*] (0,02)	-0,01 (0,01)	0,01 (0,036)		79	0,06
2	0,02 (0,001)	-0,08 (0,087)	0,07*** (0,024)	0,05** (0,025)	0,08*** (0,015)	-0,01 (0,008)	0,07*** (0,027)	0,07*** (0,027)	79	0,80
3	0,03 (0,002)	0,04 (0,126)	0,13*** (0,035)	0,08** (0,036)	0,08*** (0,022)	-0,01 (0,011)	0,13*** (0,039)	0,13*** (0,039)	79	0,65
4	0,04 (0,002)	0,69*** (0,139)	0,16*** (0,038)	0,09** (0,04)	0,08*** (0,024)	0,01 (0,012)	0,15*** (0,043)	0,15*** (0,043)	79	0,68
México										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 [*] (0,001)	0,11 (0,105)	0,07** (0,029)	-0,01 (0,028)	0,01 (0,014)	0,01 (0,007)	0,09*** (0,031)		89	0,07
2	0,02 (0,001)	-0,27*** (0,094)	0,11*** (0,026)	0,02 (0,026)	0,01 (0,013)	0,02*** (0,006)	0,11*** (0,028)	0,11*** (0,028)	89	0,68
3	0,03 (0,002)	-0,09 (0,115)	0,06 [*] (0,032)	0,04 (0,031)	-0,02 (0,016)	0,03*** (0,008)	0,08** (0,034)	0,08** (0,034)	88	0,58
4	0,04 (0,002)	0,45*** (0,115)	0,1*** (0,032)	0,01 (0,031)	0,01 (0,016)	0,04*** (0,008)	0,06 [*] (0,034)	0,06 [*] (0,034)	87	0,64
Perú										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 (0,002)	0,23** (0,11)	0,07 (0,046)	0,11** (0,051)	0,08*** (0,027)	0,01 (0,013)	0 (0,068)		88	0,14
2	0,02 (0,002)	0,19 [*] (0,107)	0,24*** (0,045)	0,17*** (0,05)	0,11*** (0,026)	0,04*** (0,012)	-0,02 (0,066)	-0,02 (0,066)	88	0,68
3	0,03 (0,003)	0,35*** (0,152)	0,33*** (0,063)	0,22*** (0,071)	0,14*** (0,037)	0,06*** (0,017)	-0,06 (0,093)	-0,06 (0,093)	87	0,60
4	0,04 (0,003)	0,49** (0,16)	0,35*** (0,066)	0,24** (0,076)	0,12*** (0,039)	0,08** (0,019)	-0,07 (0,099)	-0,07 (0,099)	86	0,69
Uruguay										
Horizonte	Constante	P(t-1)	E superior	E inferior	Alimentos	Energía	Brecha	Residuo (h-1)	N	R2
1	0,01 (0,002)	0,26** (0,081)	0,17*** (0,018)	0,09** (0,033)	0,03 (0,019)	0,02 [*] (0,01)	-0,02 (0,031)		63	0,67
2	0,03 (0,003)	0,53*** (0,107)	0,29** (0,023)	0,18*** (0,043)	0,06** (0,025)	0,04*** (0,013)	0,15*** (0,041)	0,15*** (0,041)	63	0,82
3	0,05 (0,004)	0,48*** (0,144)	0,35*** (0,032)	0,32*** (0,059)	0,09** (0,034)	0,04** (0,018)	0,3*** (0,055)	0,3*** (0,055)	63	0,82
4	0,06 (0,004)	0,62*** (0,161)	0,38*** (0,035)	0,34*** (0,066)	0,07 [*] (0,038)	0,05** (0,02)	0,38*** (0,062)	0,38*** (0,062)	63	0,82

Fuente: Elaboración propia.

^a Desvío estándar entre paréntesis. *** corresponde a un p-valor inferior a 0,001; ** corresponde a un p-valor inferior a 0,01; * corresponde a un p-valor inferior a 0,05.



NACIONES UNIDAS

Serie

CEPAL

Estudios y Perspectivas-Argentina

Números publicados

Un listado completo así como los archivos pdf están disponibles en
www.cepal.org/publicaciones

55. Inflación global en el bienio 2021-2022 y su impacto en América Latina, Martín Cherkasky, (LC/TS.2022/169, LC/BUE/TS.2022/16), 2022.
54. Empresas multinacionales y heterogeneidades territoriales en la Argentina, Graciela E. Gutman y Diego Rivas, (LC/TS.2017/145, LC/BUE/TS.2017/7), 2017.
53. Distribución funcional del ingreso en América Latina desde una perspectiva sectorial, Martín Abeles, Agustín Arakaki y Soledad Villafaña, (LC/TS.2017/39, LC/BUE/TS.2017/232), 2017.
52. Regulación de la cuenta capital en un mundo financieramente complejo. Evolución reciente y perspectivas en América Latina, Diego Bastourre y Nicolás Zeolla, (LC/L.4289, LC/BUE/L.231), 2017.
51. Vulnerabilidad externa en América Latina: síntomas e implicancias para el crecimiento, Martín Abeles y Sebastián Valdecantos, (LC/L.4284, LC/BUE/L.230), 2016.
50. Evolución de la actividad económica argentina desde una perspectiva territorial, 2004-2012, José A. Borello, Leandro González, Mariano Pereira y Verónica Robert, (LC/L.4283, LC/BUE/L.229), 2016.
49. Vulnerabilidad externa en América Latina y el Caribe: un análisis estructural, Martín Abeles y Sebastián Valdecantos, (LC/L.4220, LC/BUE/L.228), 2016.
48. El enfoque de brechas estructurales de desarrollo y los Objetivos de Desarrollo Sostenible aplicado al análisis de las provincias argentinas Documento metodológico, Analía Erbes, (LC/L.4207, LC/BUE/L.227), 2016.
47. Descomposición Alternativa de los Componentes de la Demanda Agregada: Hacia un Análisis del Corto Plazo con más Contenido Estructural, Anahi Amar, Matías Torchinsky y Ariel Wirkierman, (LC/L.4205, LC/BUE/L.226), 2016.
46. Estructura productiva y vulnerabilidad externa. Un modelo estructuralista stock-flujo consistente, Sebastián Valdecantos, (LC/L.4171, LC/BUE/L.225), 2016.

ESTUDIOS Y PERSPECTIVAS

Números publicados:

- 55 Inflación global en el bienio
2021-2022 y su impacto
en América Latina
Martín Cherkasky

- 54 Empresas multinacionales y
heterogeneidades territoriales en la
Argentina
Graciela E. Gutman y Diego Rivas

- 53 Distribución funcional del ingreso
en América Latina desde una
perspectiva sectorial
*Martín Abeles, Agustín Arakaki
y Soledad Villafañe*

- 52 Regulación de la cuenta capital
en un mundo
financieramente complejo
Perspectivas para América Latina
Diego Bastourre y Nicolás Zeolla