

Ensayos Económicos | 76

Mayo de 2021

**Asimetrías del traspaso del tipo de cambio a precios:
el caso argentino 2004-2019**

Matías Barberis



BANCO CENTRAL
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 1850-6046
Edición electrónica

Banco Central de la República Argentina
San Martín 235 / Edificio San Martín Piso 7, Oficina 701 (C1003ABF)
Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina
Tel.: (+5411) 4348-3582/3814
Email: ensayos.economicos@bcra.gob.ar
Página Web: http://www.bcra.gob.ar/PublicacionesEstadisticas/Ensayos_economicos.asp

Fecha de publicación: Mayo de 2021

Diseño de tapa e interior | Gerencia Principal de Comunicación y Relaciones con la Comunidad, BCRA
Diagramación | Subgerencia General de Investigaciones Económicas, BCRA

Ensayos Económicos está orientada a la publicación de artículos de economía de carácter teórico, empírico o de política aplicada, y busca propiciar el diálogo entre las distintas escuelas del pensamiento económico para contribuir a diseñar y evaluar las políticas adecuadas para sortear los desafíos que la economía argentina enfrenta en su proceso de desarrollo. Las opiniones vertidas son exclusiva responsabilidad de los autores y no se corresponden necesariamente con la visión institucional del BCRA o de sus autoridades.

Esta revista apoya el acceso abierto a su contenido bajo el principio de que la libre disponibilidad de la investigación para el público estimula un mayor desarrollo global del intercambio de conocimiento. Para facilitar una mayor difusión y utilización, los artículos se encuentran bajo la licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.



Esta licencia permite copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato, y transformar y construir a partir del material original, mientras no sea con fines comerciales, se mencione el origen del material de manera adecuada, brindando un enlace a la licencia e indicando si se han realizado cambios, y se distribuya bajo la misma licencia del original.

Asimetrías del traspaso del tipo de cambio a precios: el caso argentino 2004-2019

Matías Barberis*

Universidad Nacional de La Plata, Argentina

Resumen

Este documento realiza un análisis de la asimetría y no linealidad del efecto que introduce la volatilidad del tipo de cambio sobre los precios internos de Argentina durante el período comprendido entre 2004-2019. Mediante la técnica de proyecciones locales se calcula el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios en diferentes contextos y magnitudes a fin de evaluar su no linealidad y asimetría, a la vez que se incorporan distintas especificaciones de la variable cambiaria para un examen más exhaustivo. Los resultados sugieren que el coeficiente de traspaso se comporta de forma asimétrica para todas las variables de tipo de cambio empleadas, además de mostrar una clara evidencia de no linealidad.

Clasificación JEL: C22, E3, E5, F3, F4.

Palabras clave: Argentina, inflación, tipo de cambio, traspaso a precios.

Presentado: 28 de enero de 2021 - *Aprobado:* 20 de mayo de 2021.

* Una versión preliminar de este trabajo obtuvo el primer puesto del Premio Prebisch 2020 para la categoría Jóvenes Profesionales. Las opiniones expresadas en este trabajo son del autor y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: matias.barberis@outlook.com.

Asymmetries in the pass-through of exchange rate to prices: The Argentine case 2004-2019

Matías Barberis

Universidad Nacional de La Plata, Argentina

Summary

This document performs an analysis of the asymmetry and non-linearity of the effect that the volatility of the exchange rate introduces on the domestic prices of Argentina during the period 2004-2019. Using the local projections technique, the pass-through coefficient from the exchange rate to prices in different contexts and magnitudes is calculated in order to evaluate its non-linearity and asymmetry. Different specifications of the exchange rate variable were used for a more exhaustive examination. The results suggest that the pass-through coefficient behaves asymmetrically for all the exchange rate variables used and shows clear evidence of non-linearity.

JEL: C22, E3, E5, F3, F4.

Keywords: Argentina, inflation, exchange rate, pass-through to prices.

Submitted: January 28, 2021 - *Approved:* May 20, 2021.

1. Introducción

En el período comprendido entre los años 2004 y 2019, Argentina ha sufrido diversos episodios de depreciación que se condicen con niveles de inflación de similar magnitud. A su vez, el tipo de cambio y el nivel de precios en el período bajo análisis evidencian una elevada correlación. En los cuadros a continuación se muestra la correlación del índice de precios (IPC) frente a distintas variables cambiarias, las cuales son el tipo de cambio nominal bilateral (TCNB), el tipo de cambio del mercado informal o tipo de cambio “blue” (TCB) y el tipo de cambio nominal multilateral (TCNM).

Cuadro 1 | Correlación: variables en logaritmos

Variables	IPC	TCNB	TCB	TCNM
IPC	1			
TCNB	0,976***	1		
TCB	0,983***	0,982***	1	
TCNM	0,983***	0,993***	0,978***	1

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001.

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

Cuadro 2 | Correlación: variables en variaciones porcentuales

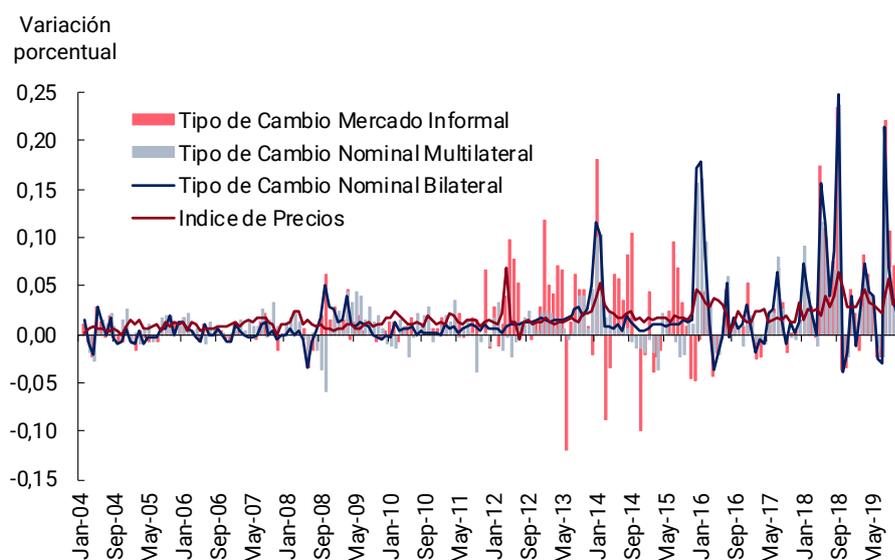
Variables	IPC	TCNB	TCB	TCNM
IPC	1			
TCNB	0,497***	1		
TCB	0,300***	0,628***	1	
TCNM	0,464***	0,887***	0,524***	1

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001.

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

Como ilustra el Gráfico 1, la evolución de los precios sigue “de cerca” al movimiento del tipo de cambio, particularmente en los últimos años, donde puede vislumbrarse una mayor volatilidad de las variables de análisis. Este comportamiento se asocia a la liberalización del mercado cambiario, donde se eliminaron las restricciones al acceso al mercado de divisas en diciembre de 2015. En respuesta, el tipo de cambio enfrentó fuertes fluctuaciones, lo que trajo aparejado, dada su estrecha relación, una menor estabilidad en los precios internos.

Gráfico 1 | Evolución volatilidad de los precios y el tipo de cambio



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

El impacto de la variación del tipo de cambio sobre la evolución de los precios es un aspecto de importante estudio para países con una historia de inflación severa. Este análisis toma mayor relevancia si consideramos el contexto internacional actual, donde la globalización ha integrado a las economías a lo largo y a lo ancho del globo, lo que resalta la importancia de analizar el efecto de variaciones en el tipo de cambio sobre la inflación, así como sus características. Además, particularmente en el largo plazo, los autores Otero *et al.* (2005) concluyen que en Argentina “*la tasa de inflación pareciera estar completamente determinada por la tasa de variación de tipo de cambio y el grado de apreciación real de la moneda*” (p.16).

El objetivo de este trabajo consiste en estimar el traspaso del tipo de cambio a los precios internos en Argentina para el período comprendido entre enero de 2004 y diciembre de 2019, centrándonos en dos dimensiones específicas: asimetrías y no linealidades. De forma concreta, los interrogantes que motivan este trabajo son los siguientes: ¿Existe simetría en el traspaso durante períodos de apreciación y depreciación? ¿Es mayor el coeficiente de traspaso durante los episodios de depreciación elevada?

Se entiende al coeficiente de traspaso, o *pass-through* de tipo del cambio a precios, como el impacto que genera una variación del tipo de cambio sobre los precios internos de una economía.¹

Originalmente, tal como indica Aron *et al.* (2014), esta definición solamente contemplaba la respuesta de los precios de importación, en moneda nacional, ante fluctuaciones del tipo de cambio. Es decir, se centraba en cómo los precios de importación en moneda nacional responden ante un cambio del 1% del tipo de cambio (Goldberg y Knetter, 1999). Sin embargo, la definición se ha

¹ También denominado *Exchange Rate Pass Through* o ERPT, por sus siglas en inglés.

ampliado para abordar el efecto de los movimientos del tipo de cambio sobre los precios internos de la economía.

De manera algebraica, se define a la elasticidad del índice de precios con respecto al tipo de cambio de la siguiente manera:

$$\text{Pass Through} = \frac{p_{t+h} - p_{t-1}}{e_t - e_{t-1}} \quad (1)$$

En el cuerpo principal de este estudio se recurre a la expresión anterior. Mientras que en el anexo se evalúa una alternativa:

$$\text{Pass Through} = \frac{p_{t+h} - p_{t-1}}{e_{t+h} - e_{t-1}} \quad (2)$$

donde los precios (p) están expresados en logaritmos, al igual que la variable del tipo de cambio (e). En dicho apartado se discuten las diferencias conceptuales entre una y otra concepción.

En presencia de un traspaso completo, cualquier variación en el tipo de cambio trae aparejado un cambio proporcional en el nivel de precios. Sin embargo, como se ha demostrado en numerosas ocasiones, existen ciertos factores que no permiten que este traspaso sea total.

Aron *et al.* (2014) comentan que, por lo general, la sensibilidad al tipo de cambio disminuye a lo largo de la cadena de distribución de precios, partiendo de los precios de importación “en el muelle”, pasando por las redes mayoristas y minoristas hasta alcanzar los precios al consumidor final. Agrega que, incluso, para los precios de importación “en el muelle”, el traspaso a precios de las alteraciones en el tipo de cambio puede ser incompleto.

Dornbusch (1987) sugiere que, ante la presencia de precios rígidos, el ajuste es lento, lo que significa que la transferencia del tipo de cambio sobre los precios es incompleta, al menos a corto plazo. Mientras que otros estudios, como Goldberg y Knetter (1999) y Burstein, Neves y Rebelo (2003), encuentran que la presencia de insumos y bienes no transables, incluso en economías abiertas, sugieren que el traspaso a precios solo será parcial.

Estos hallazgos son consistentes con los documentados por Campa y Goldberg (2005), quienes concluyen que la transferencia del tipo de cambio es incompleta y que las diferencias en el coeficiente de transferencia entre países se reflejan principalmente en los distintos tipos de importaciones.

Incluso la literatura reciente arguye que este efecto no sólo es parcial, sino que ha ido disminuyendo a lo largo del tiempo. Frankel, Parsley y Wei (2012) encuentran que, durante la década de los

noventa, muchos países han presenciado una notable disminución de la influencia de fluctuaciones cambiarias sobre el nivel de precios. Observación que comparten con otros autores.²

Campa y Goldberg (2005) también encuentran una disminución del coeficiente de transferencia en la década de 1990, que atribuyen a cambios en la composición de las importaciones de productos básicos. Mientras que autores como Choudhri y Hakura (2006), Taylor (2000) y Gagnon e Ihrig (2004) adjudican el menor efecto traspaso a un entorno de baja inflación en el mismo período. En tanto, explicaciones alternativas para este fenómeno las proveen Mishkin y Savastano (2001) y Schmidt-Hebbel y Werner (2002), quienes argumentan que este hallazgo de la disminución del traspaso del tipo de cambio, es un corolario de las ganancias de credibilidad de la política monetaria.

Por otro lado, Trajtenberg, Valdecantos y Vega (2015) señalan que las fluctuaciones del tipo de cambio nominal, la puja distributiva, las oscilaciones en los precios internacionales y las expectativas, son los factores que explican la mayor parte de la volatilidad del índice de precios para países de Latinoamérica.

Por tanto, si bien el coeficiente de transferencia ha ido disminuyendo, el mismo continúa siendo una variable significativa a la hora de explicar el comportamiento de los precios, al menos para los países de América Latina. Así vemos que, evaluar sus implicancias constituye un elemento a considerar al momento de determinar las acciones de política económica.

Si bien la literatura que aborda el *pass-through* es extensa y diversa, es relativamente poco lo que se ha escrito sobre el rol de las no linealidades y las asimetrías existentes en el mecanismo de traspaso, en particular para economías latinoamericanas. Asimismo, Brito y Mendoza (2018) indican que ignorar su existencia puede traer como consecuencia la adopción de supuestos equivocados al momento de estimar el comportamiento futuro de la inflación y, por lo tanto, determinar acciones de política inadecuadas para controlarla.

Para responder los interrogantes que motivan este trabajo adoptamos el modelo sugerido por Rubene, y Colavecchio (2020), que utiliza proyecciones locales para estimar la respuesta dinámica de la inflación ante movimientos en el tipo de cambio, permitiendo asimetrías y no linealidades a partir de la introducción de términos de interacción en el modelo lineal estándar. En línea con el trabajo de Montes Rojas (2019), y para enriquecer el experimento, consideramos en nuestro modelo las oscilaciones del tipo de cambio nominal multilateral (TCNM) y bilateral (TCNB), así como también los movimientos del tipo de cambio nominal del mercado paralelo o tipo de cambio "blue" (TCB).

Entre nuestros hallazgos destacamos la presencia de asimetrías en el coeficiente de traspaso, teniendo los precios diferente reacción durante episodios de apreciación y depreciación. A su vez, probamos empíricamente la presencia de umbrales por encima de los cuales las grandes depreciaciones pueden afectar los precios al consumidor más que proporcionalmente. Los resultados

² Ver Mujica y Saens (2015), Cunningham y Haldane (1999), Goldfajn y Werlang (2000), y para Latinoamérica Ghosh (2013) y Aguirre y González Padilla (2019).

sugieren que la transferencia del tipo de cambio se vuelve no lineal cuando: el TCNB se deprecia más del 8%; el TCB se deprecia más del 4%; el TCNM se deprecia más del 5% y el 10%.

No podemos argumentar la presencia de un umbral único; más bien, afirmamos que existe un rango de umbrales razonables y que tales “no linealidades” no pueden ser ignoradas.

A su vez, como se indica en el Anexo, la literatura también advierte que un *shock* del tipo de cambio experimentado en un momento dado puede derivar en aumentos sucesivos de dicha variable en los períodos subsiguientes. Así, “*el coeficiente de traspaso, para un horizonte dado, se obtiene como el ratio de la respuesta porcentual acumulada del índice de precios, dividido por la respuesta acumulada del tipo de cambio, expresada en puntos porcentuales*” (BCRA 2020, p. 95). Por lo tanto, se incluye dentro del análisis una definición alternativa del coeficiente de traspaso, la cual contempla no sólo los *shocks* presentes del tipo de cambio, sino también los movimientos subsiguientes en dicha variable, producto de una fluctuación en el presente.

Adoptando esta definición dentro del modelo aquí especificado encontramos que el traspaso a 12 meses se reduce a un nivel cercano al 36%, mientras que, con la definición tradicional, derivada de la ecuación (1), se ubica en valores similares al 80%. Lo cual nos indica que ajustar por la evolución *a posteriori* del tipo de cambio se vuelve una herramienta cuantitativamente relevante. A su vez, también se verifica la existencia de asimetrías y no linealidades al emplear la definición alternativa del coeficiente de traspaso.

Siguiendo esta introducción, el trabajo se estructura como sigue. En la sección 2 se revisa la literatura existente en la materia, estableciendo los principales aportes vinculados a la no linealidad y asimetría del coeficiente de traspaso. Luego, en la sección 3 se presenta la estrategia econométrica empleada para estudiar el comportamiento de los precios ante diferentes magnitudes y direcciones de las fluctuaciones del tipo de cambio. Posteriormente, en la sección 4 se describen los resultados obtenidos y en la sección 5 se realiza un análisis de robustez. Finalmente, el trabajo concluye con una breve reflexión.

2. Revisión de la literatura

2.1. Traspaso del tipo de cambio a precios

La literatura que investiga la relación existente entre las fluctuaciones en el tipo de cambio y el nivel general de precios es diversa y extensa. Por citar algunos trabajos podemos mencionar a McCarthy (2007), Aron *et al.* (2014), Torres (2015) y Castiglione (2017), que resumen de forma sencilla los argumentos subyacentes en dicha relación, a la vez que detallan la literatura existente en esta materia. De este modo, nos proponemos introducir de forma concisa las principales características del coeficiente de traspaso, y concentrarnos en abordar el objetivo aquí propuesto.

Siguiendo a Miller (2003), podemos distinguir dos canales a través de los cuales las fluctuaciones cambiarias se trasladan a los precios. En primer lugar, descubrimos un *canal directo* en el cual los precios de los bienes transables, que componen el índice, y los costos de los insumos transables,

que forman parte de la producción de bienes y servicios no transables, reaccionan ante una variación del tipo de cambio.

En segundo lugar, observamos un *canal indirecto* que ocurre a través de los mecanismos que inciden sobre la oferta y demanda agregada, y que serán trasladados a los precios finales. Como explican Otero et al. (2005):

“Un primer mecanismo está dado por el encarecimiento relativo de los bienes extranjeros producto de una devaluación, lo que induce a un incremento relativo en la demanda agregada de los bienes locales y, consecuentemente, un aumento en su precio (este dependerá de la posibilidad de la oferta de incrementarse, dado que los costos de producción también pueden haber ascendido, desincentivando expansiones de producción). Un segundo mecanismo ocurre a través de los shocks del tipo de cambio sobre los precios de los activos, lo que origina un efecto sobre los balances de los distintos agentes económicos: en caso de que al ocurrir una devaluación las deudas se encontraran denominadas en moneda extranjera, y no pasara lo mismo con las acreencias, la riqueza de los individuos se reduciría, al igual que su capacidad de gasto, ocasionando efectos contractivos sobre la demanda agregada. Finalmente, un tercer mecanismo se presenta a través del impacto sobre las expectativas y credibilidad de los agentes debido a una alteración en el tipo de cambio, lo que conlleva a la modificación de los planes de inversión y una disminución de la demanda agregada” (pp. 5-6).

En consecuencia, un aumento del tipo de cambio sobre los precios al consumidor que se traduce por el *canal directo*, puede verse atenuado o incluso diluido por el efecto contractivo que puede presentar el *canal indirecto*.

Las peculiaridades que el proceso de transmisión del *shock* cambiario genera sobre los precios determinará tres aspectos a ser evaluados: magnitud, velocidad y simetría. La *magnitud* del coeficiente de traspaso mide la proporción de la variación del tipo de cambio que se traduce a precios, la cual suele depender del plazo de tiempo considerado. El tiempo que tarde en efectivizarse el traspaso a precios de las oscilaciones cambiarias se interpreta como la *velocidad* del pass-through. Este aspecto nos permite distinguir entre una elasticidad de traspaso de corto plazo, que típicamente abarca una ventana temporal de inferior al año y una elasticidad de traspaso de largo plazo, que comprende períodos superiores al año (Miller 2003).

Finalmente, la *simetría* de este coeficiente está vinculada a las características de la reacción de los precios ante las variaciones cambiarias. Un traspaso asimétrico puede estar vinculado a variaciones de diferente índole frente a depreciaciones o apreciaciones, llamadas *asimetrías de dirección* o *de signo*, o bien a movimientos dispares dependientes de la magnitud de las variaciones, llamadas *asimetrías de tamaño* o *no linealidades*.

Como indican Rubene y Colavecchio (2020), la literatura se centra en la posibilidad de que el traspaso del tipo de cambio sea no lineal en varias dimensiones. Estas pueden depender del nivel o

volatilidad de la inflación, del estado del ciclo económico, del tipo de *shock* que impulsa el tipo de cambio o el signo y del tamaño del movimiento del tipo de cambio.

En este sentido, Taylor (2000) argumentó que cuanto más estable sea la política monetaria de un país y menor sea su tasa de inflación, menor será el alcance del traspaso del tipo de cambio sobre los precios internos. Frankel *et al.* (2012) respaldaron este argumento al mostrar que el entorno de mayor inflación conlleva a coeficientes de traslado significativamente más altos. Por su parte, Delatte y López-Villavicencio (2012) indican que, si la devaluación tiene lugar en medio de una recesión, los precios aumentan menos de lo que disminuirían luego de una apreciación. La recesión resultante actúa deprimiendo los precios internos, lo que implica que los mismos no responden mucho a la depreciación del tipo de cambio.

Nuestro artículo se centra en examinar si el traspaso del tipo de cambio depende del signo o el tamaño del movimiento del tipo de cambio, que aquí denominaremos asimetrías y no linealidades, respectivamente.

2.2. Asimetrías y no linealidades en el traspaso del tipo de cambio

La mayoría de los estudios usualmente asumen al traspaso como un efecto lineal y simétrico. Sin embargo, existen ciertos factores microeconómicos que pueden generar asimetrías y no linealidades en la transmisión de las fluctuaciones cambiarias sobre los precios. En esta sección, se resumirán brevemente las principales explicaciones detrás del traspaso asimétrico.

En primer lugar, ubicamos los *objetivos de market-share*. Esta idea postula que las empresas extranjeras pueden recurrir a la estrategia de *pricing-to-market*, ajustando sus márgenes de ganancia para mantener o incrementar su participación en el mercado cuando se enfrentan a fluctuaciones cambiarias del país destino (Krugman, 1986). La interpretación de este fenómeno se da a partir de que, ante una depreciación de la moneda del país importador, los exportadores pueden compensar el posible aumento de precios en el país destino por medio de una reducción de sus márgenes de ganancia. Por su parte, ante una apreciación del país destino, los exportadores mantendrán sus márgenes, motivados por mantener o incrementar su participación en el mercado, permitiendo que el precio de importación descienda.

En segundo lugar, encontramos las *restricciones de capacidad*. Bussiere (2013) explica que cuando las empresas exportadoras se encuentran en plena capacidad, es razonable suponer que los precios de exportación reaccionarán más durante una apreciación que durante una depreciación. Frente a una apreciación del país destino, los exportadores tendrían que aumentar su capacidad de producción si deciden mantener sus precios de exportación constantes en el país destino. Sin embargo, abrir nuevas plantas o contratar nuevos trabajadores puede llevar tiempo. Por tanto, en esta situación, Pollard y Coughlin (2003) argumentan que el sector exportador podría reaccionar incrementando sus márgenes de ganancia, en lugar de aumentar su producción, y esto resultará en un mayor coeficiente de traspaso sobre el sector importador. Mientras tanto, las limitaciones

de capacidad no afectan el aumento del precio de importación que normalmente podría inducir una depreciación.

En tercer lugar, describimos que los *precios de las exportaciones son normalmente rígidos a la baja*. Como Peltzman (2000) titula su trabajo "*Prices rise faster than they fall*", los precios de exportación son normalmente rígidos a la baja, lo que facilita a los exportadores aumentar su margen de beneficio en lugar de disminuirlo. Bussiere (2013) advierte que, ante una depreciación, los exportadores ganan competitividad de precios, *ceteris paribus*. Si mantienen sus precios inalterados en la moneda del país destino, pueden aumentar la cantidad de bienes exportados. Sin embargo, si han alcanzado su límite de capacidad o si los costos de ajuste son altos, puede ser difícil para ellos ajustar su producción al alza, lo que los conduce a aumentar sus precios. Por el contrario, frente a una apreciación, los exportadores perderían competitividad y participación en el mercado si mantienen sus precios sin cambios en la moneda del importador. Esto implica que cuando el tipo de cambio se deprecia, los exportadores aumentan sus precios de exportación más de lo que los disminuyen cuando hay una apreciación. Además, si la apreciación es muy grande, los exportadores pueden encontrar cada vez más dificultad en bajar sus precios, ya que implica una caída de los márgenes de beneficio.

Otra ruta de las asimetrías presentes en el traspaso proviene del *production switching* (o sustitución de la producción). Ware y Winter (1988) sugieren que los exportadores pueden permitirse traspasar las apreciaciones y absorber las depreciaciones si son capaces de cambiar estratégicamente entre fuentes de producción extranjeras y nacionales y alterar el tipo de tecnología de producción. Siguiendo Pollard y Coughlin (2004), ante una depreciación de su moneda las empresas exportadoras podrían utilizar insumos de producción locales en vez de importados, sin alterar su costo de producción, manteniendo los precios de exportación estables y, por lo tanto, generando un cierto traspaso. No obstante, ante una apreciación de su moneda, las empresas optarían por utilizar insumos importados y reducir así sus costos de producción, lo que implicaría menores precios de exportación y, en consecuencia, un efecto contrario al incremento de precios dado por la apreciación, lo que generaría un traspaso limitado o nulo.

En presencia de *costos de menú*, los exportadores pueden mantener inalterados sus precios en la moneda del importador ante pequeñas fluctuaciones en el tipo de cambio, y sólo ajustar precios si los movimientos del tipo de cambio exceden un determinado umbral. Así, podemos observar asimetrías con respecto al tamaño de los choques cambiarios, ya que el ajuste de precios es más frecuente con grandes movimientos del tipo de cambio que con pequeños.

Caselli y Roitman (2016) identifican un último factor microeconómico que debemos tomar en cuenta para explicar las asimetrías en el traspaso, este es el *desenvolvimiento de las firmas o la calidad de los productos exportados*. Berman *et al.* (2012), encuentra que las empresas de alta productividad o mayor calidad de bienes, es decir, que enfrentan una menor elasticidad de la demanda, presentan mayores *markup* y, en consecuencia, mayor es su elasticidad de traspaso. Para entender la fuente de asimetrías podemos pensar en una apreciación en el sector exportador, donde las firmas de alta calidad serán capaces de absorber el movimiento del tipo de cambio vía

markup, implicando un menor traspaso sobre el sector importador. Por el contrario, aquellas empresas con menores *markup*, no podrán absorber una fuerte apreciación, transmitiendo a los precios de destino una mayor proporción del movimiento del tipo de cambio.

2.3. Literatura empírica sobre asimetrías y no linealidades del traspaso del tipo de cambio

Entre los diversos estudios que buscan evidenciar la presencia de asimetrías y no linealidades en el traspaso del tipo de cambio a precios encontramos a Pollard y Coughlin (2004), quienes analizaron el traspaso asimétrico del tipo de cambio a los precios de los bienes importados para EE.UU., a nivel industrial. Su trabajo evidencia un comportamiento asimétrico en algunas industrias y que la dirección de la asimetría varía. También hallan que el traspaso está positivamente relacionado con la magnitud del cambio. Bussiere (2013) prueba la presencia de no linealidades y asimetrías para las economías del G7. Se centra en precios de exportación e importación y encuentra evidencia de ambos mecanismos, aunque, en términos de magnitud, existe una alta heterogeneidad entre los países. Mientras que Webber (2000) encontró fuerte apoyo de un traspaso asimétrico en una muestra de países asiáticos, donde observó que resulta mayor durante episodios de depreciación de la moneda nacional respecto a etapas de apreciación.

Caselli y Roitman (2016) descubren abundante evidencia de asimetrías y no linealidades en países emergentes, donde depreciaciones superiores a umbrales de 10 y 20% presentan un traspaso proporcionalmente mayor.

Brun Aguerre *et al.* (2016), a partir de un modelo de corrección de errores, estiman que las depreciaciones generalmente se transmiten con mayor fuerza que las apreciaciones, sobre el precio de los bienes importados a largo plazo, lo que sugiere que los exportadores pueden ejercer un grado de poder de fijación de precios a largo plazo.

Cheick (2012) examina los países de la zona del euro. Usando un modelo de transición suave (STR, por sus siglas en inglés), prueba la asimetría con respecto a la dirección y la magnitud de los cambios en el tipo de cambio. Si bien los resultados respecto a la asimetría de dirección son mixtos, existe una fuerte evidencia de que el traspaso responde de manera asimétrica a la magnitud de los movimientos en el tipo de cambio, como resultado de la presencia de los costos de menú. Esta misma técnica es utilizada por Nogueira Junior y León-Ledesma (2008) para investigar las posibles fuentes de no linealidades para un grupo de seis países, donde se verifican las no linealidades, pero los resultados varían considerablemente entre los mismos. Dos de los países de la muestra confirman una respuesta asimétrica del traspaso con respecto a la magnitud de la depreciación.

Rubene y Colavecchio (2020) examinan las posibles no linealidades presentes en el traspaso de los movimientos del tipo de cambio sobre los precios de importación y al consumidor, también para la zona euro. La evidencia sugiere que, para la zona euro en su conjunto, ambas especificaciones de precios responden con más fuerza frente a largas depreciaciones, respecto de las depreciaciones de “tiempos normales”. Mientras que estos precios parecen no responder de manera asimétrica durante las apreciaciones y depreciaciones. A su vez señalan que el traspaso es no

lineal en varios países de la zona del euro, aunque la respuesta de los precios a los movimientos de tipos de cambio grandes y pequeños es heterogénea y específica de cada país.

Winkelried (2003) estudia las asimetrías en el coeficiente de traspaso para Perú, y concluye que existen asimetrías. Para depreciaciones marcadas (por encima del 2,5%) se espera que el coeficiente de traspaso sobre el IPC se ubique entre 8 y 12 puntos porcentuales por encima del proveniente de una depreciación moderada. A su vez, Cueva (2018) agrega México a este análisis, y los resultados dan indicios de asimetrías y no linealidades en los coeficientes de ambos países.

A nivel nacional, encontramos diversidad de estimaciones para el coeficiente del traspaso en su versión lineal. Hallamos cifras cercanas a un traspaso nulo en Ca' Zorzi *et al.* (2007) y Choudhri y Hakura (2006), que analizan períodos de baja inflación; en contraposición, Choudhri y Hakura (2006) y Gay y Cugat (2010), que incluyen el período hiperinflacionario de Argentina, encuentran traspasos completos o cercanos a uno. Mientras que entre estos extremos observamos estimaciones moderadas en un rango elevado en torno al 28% y al 52%, como Ito y Sato (2007) y Torres (2015), entre otros.

En cuanto a la versión no lineal del traspaso, Chelala (2014) afirma que las apreciaciones cambiarias en Argentina no tienen un efecto equivalente a las depreciaciones. Mientras que Brufman *et al.* (2017) argumentan que el coeficiente de traslado es menor en contextos de inflación reducida.

Por su parte, Montes Rojas (2019) presenta entre sus hallazgos que habría un mayor traspaso a precios en períodos de recesión que en expansión (en particular utilizando el tipo de cambio "blue"). A su vez, a la inversa de lo que sostiene Taylor (2000) y Edwards (2006), el *shock* devaluatorio es mayor en contextos de baja inflación que en contextos de inflación elevada.

Los resultados mencionados para nuestro país son escasos y diversos. A su vez, no encontramos artículos que utilicen la metodología de proyecciones locales. Por tanto, en la siguiente sección se presenta con mayor detalle la metodología antes mencionada.

3. Metodología

Adoptamos el método de proyección local (LP, por sus siglas en inglés) desarrollado por Jordà (2005) para estimar la respuesta dinámica de la inflación ante movimientos del tipo de cambio. Esta técnica nos permite incorporar al análisis el estudio de asimetrías y no linealidades. Aquí, como mencionamos anteriormente, nos referiremos a asimetrías como la diferencia entre los episodios de apreciación y depreciación, e interpretamos como no linealidades a depreciaciones cuya magnitud se encuentre por encima o por debajo de ciertos umbrales.

3.1. Proyecciones locales

Las funciones de impulso-respuesta (FIR) son una herramienta clave para resumir los efectos dinámicos de los choques estructurales en las series de tiempo económicas. Si bien la técnica VAR

se ha utilizado tradicionalmente para identificar *shocks* estructurales y recuperar simultáneamente los impulso-respuesta correspondientes, existe un enfoque alternativo que ha crecido en popularidad durante la última década. Se trata de la metodología de Proyecciones Locales desarrollada por Jordà (2005).

Esta es una técnica semi-paramétrica flexible para estimar las FIR, que consiste en ejecutar una secuencia de regresiones predictivas de una variable de interés ante un *shock* estructural, para diferentes horizontes de predicción. La FIR viene dada por la secuencia de coeficientes de regresión del *shock* estructural (Barnichon y Brownlees, 2017).

Jordà (2005) afirma que los impulso-respuesta pueden calcularse por medio de modelos de predicción directa que vuelven a estimarse para cada horizonte de predicción. El primer paso consiste en estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) cada uno de los h horizontes de predicción, con $h = 0, 1, \dots, H$:

$$y_{t+h} = \alpha^h + B_1^h y_{t-1} + B_2^h y_{t-2} + \dots + B_p^h y_{t-p} + \mu_{t+h}^h \quad (3)$$

siendo α^h el vector de constantes de dimensión $n \times 1$. Los B_i^h representan las matrices de coeficientes correspondientes a cada rezago p y horizonte h . Jordà (2005) denota a la colección de estas h regresiones como *proyecciones locales*. La matriz de pendientes B_1^h puede ser interpretada como la respuesta de y_{t+h} a un *shock* producido en t (Kilian y Kim, 2011). En consecuencia, siendo que un impulso respuesta se define como la diferencia entre dos pronósticos (Hamilton 1994):

$$IR(t, s, d) = E(y_{t+s} | v_t = d; X_t) - E(y_{t+s} | v_t = 0; X_t)$$

donde d es el vector de innovaciones en el momento t , X_t el conjunto de información disponible hasta el momento t . Por lo tanto, una estimación por LP de la respuesta al impulso de la tasa de inflación acumulada en el horizonte h a una variación en el tipo de cambio en el tiempo t , IR_h , puede estimarse mediante:

$$\widehat{IR}(t, h, d) = B_1^h d \quad (4)$$

con la normalización de $B_1^0 = I$.

La técnica de LP cuenta con numerosas *ventajas*. Entre ellas destaca su flexibilidad para rastrear la respuesta dinámica de las variables frente a un *shock* o impulso. En palabras de Jordà (2005, pág. 162) “se adaptan fácilmente a experimentos con especificaciones altamente no lineales que a menudo son poco prácticas o inviables en un contexto multivariado”. El método de LP, en contraposición al modelo VAR, no implica ninguna transformación no lineal de los coeficientes de pendiente estimados para obtener los impulso-respuestas y los multiplicadores dinámicos dependen solo de la calidad de la aproximación local (Caselli y Roitman, 2016, en base a Jordà et al., 2013).

Tanto el método VAR como el LP proporcionan estimaciones consistentes de la respuesta al impulso, siempre que el modelo se especifique correctamente. Sin embargo, a medida que aumenta el número de regresores, rezagos y el horizonte de pronóstico h , el método tradicional, el VAR, se vuelve cada vez más sensible incluso a pequeños errores de especificación, lo que puede conducir a un sesgo en los estimadores y hacer que el cálculo de su error estándar sea más complejo. Mientras que la técnica de LP, al calcular las respuestas al impulso mediante una secuencia de proyecciones de las variables endógenas, desplazadas hacia adelante en el tiempo sobre sus rezagos, estas proyecciones son locales para cada horizonte de pronóstico y, por lo tanto, como demuestran Jordà (2005) y Teulings y Zubanov (2014), más robustas frente a errores de especificación.³ Estas características son de particular importancia y constituyen la razón principal por la que elegimos LP sobre VAR.

En cuanto a sus *limitaciones*, en esta técnica el término de error, por construcción, sigue un proceso de media móvil de orden $h - 1$, por lo que requiere un estimador que sea robusto a la correlación serial. En segundo lugar, el método de proyecciones locales implica una pérdida de eficiencia a medida que aumenta el horizonte h . Este método genera estimaciones para cada horizonte de pronóstico h , regresando la variable dependiente en $t + h$ en el conjunto de información disponible en el tiempo t . Por tanto, a medida que se incrementa el horizonte de proyección h , se reduce la cantidad de observaciones disponible para realizar la estimación en t .

Jordà (2005) sugiere que la eficiencia puede mejorarse significativamente al incluir el residuo de la estimación correspondiente al horizonte $h - 1$ como un regresor adicional en la estimación del horizonte h . Esto mismo es comprobado por Faust y Wright (2011), e implementado por Cueva (2018) y Rubene y Colavecchio (2020). Por este motivo, y debido a la ortogonalidad de los errores, se estiman las ecuaciones utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con el uso de los residuos del período anterior. De esta manera, se corrige la autocorrelación y, a su vez, se obtienen intervalos de confianza más estrechos (Carriere-Swallow *et al.* 2017).

Además, como indican Carriere-Swallow *et al.* (2017) al incluir el residuo de la regresión para el horizonte $h - 1$ también se aborda un posible sesgo identificado por Teulings y Zubanov (2014).⁴

A su vez, debido a las limitaciones de los métodos de LP en muestras pequeñas destacadas por Kilian y Kim (2011), recurrimos a datos mensuales para garantizar que la muestra sea lo más larga posible.

Desde su introducción en 2005, ha habido un creciente interés en el método LP, debido a su flexibilidad y fácil implementación. Muchos estudios, especialmente en la literatura de política fiscal, han adoptado esta técnica para obtener respuestas a impulsos que dependen del estado de la

³ Ambos autores presentan simulaciones de Monte Carlo que muestran que el método de las proyecciones locales es más robusto que el modelo VAR ante errores de especificación.

⁴ Teulings y Zubanov (2014) muestran que no controlar las innovaciones en los regresores entre los períodos t y $t + h$ al estimar la respuesta al impulso en el horizonte h puede sesgar las estimaciones de proyección local de la respuesta al impulso. Sin embargo, si las innovaciones en esos regresores se incluyen en el término de error, lo que significa aumentar la regresión con el residual de la regresión de la etapa anterior ($h - 1$), puede aproximarse a la solución propuesta por Teulings y Zubanov (2014) para abordar este problema.

economía. Por mencionar un ejemplo, Ramsey y Zubairy (2014) estiman multiplicadores fiscales del gasto público dependiente del estado de la economía por medio de las LP.

Asimismo, ha sido aplicada por Hamilton (2011) en el estudio de los efectos macroeconómicos de las perturbaciones de precios del petróleo. Del mismo modo Jarotschkin y Kraay (2013), recurren a esta metodología para estudiar la respuesta dinámica del tipo de cambio real debido a la ayuda extranjera en países en desarrollo. Jordà y Taylor (2016), a partir de la técnica de proyecciones locales, documentan los efectos de la austeridad en los agregados macroeconómicos, mientras que Jordà *et al.* (2013) estiman los efectos del exceso de crédito en varias variables macroeconómicas. Por su parte, autores como Gaggi (2009), Caselli y Roitman (2016), Cueva (2018) y Rubene y Colavecchio (2020) emplean las LP para estudiar el traspaso de las fluctuaciones cambiarias a los precios.

Otros estudios que han utilizado LP son los de Romer y Romer (2015), quienes analizan los efectos en la economía después de una crisis financiera, Sekine y Tsuruga (2014), quienes estiman los efectos de *shocks* en los precios de los *commodities* sobre la inflación, y Carriere-Swallow *et al.* (2017), quienes por medio de esta técnica buscan testear de forma empírica la hipótesis de Taylor que vincula un menor efecto traspaso con un entorno de baja inflación y una mayor credibilidad sobre la política monetaria.

3.2. Modelo base

Comenzamos nuestro análisis empírico con la estimación del modelo lineal siguiendo las especificaciones econométricas de Rubene y Colavecchio (2020):

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h \Delta e_t + \sum_{j=1}^q \rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j} + x_t' \mu_h + \varepsilon_{i,t+h} \quad (5)$$

dónde p es el logaritmo natural del índice de precios al consumidor correspondiente al período t , e representa el logaritmo natural del tipo de cambio nominal, x_t es el vector de variables de control que incluye una medida de la brecha de producto, una variable *dummy*, que señala la presencia de la crisis financiera internacional adoptando el valor uno para los meses comprendidos entre 2009 y 2012, y una serie de índices de precios internacionales de los principales *commodities*, expresadas en variaciones porcentuales, que buscan capturar la fuente de presión de los precios externos.⁵ Además, introducimos dos rezagos de la variable dependiente, así como también de la variable del tipo de cambio. La razón detrás de incluir estos rezagos, en el tiempo $t - q$, reside en que las proyecciones locales son una forma de caracterizar la secuencia de expectativas condicionales en el tiempo t , es decir, $E [p (t + h) | t]$. En pocas palabras, es importante evitar que el *shock* capture la dinámica de las variables omitidas.

Sin embargo, existe una considerable incertidumbre en torno al ritmo en que tardan en efectivizarse los efectos inflacionarios a partir de una depreciación, debido a las diferencias en las microestructuras entre sectores y países, incluidos los diferentes grados y la naturaleza de las rigideces nominales

⁵ En primer término, utilizaremos el tipo de cambio nominal bilateral, para luego intercambiar esta variable por otras especificaciones del tipo de cambio.

(Carriere-Swallow *et al.*, 2017). Por lo tanto, si bien la técnica de LP produce estimaciones robustas ante errores de especificación del modelo, testeamos el número de rezagos que deberíamos incluir en nuestro análisis. Conjuntamente, los criterios Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz-Bayesian (SB) y Final Prediction Error (FPE) establecen un número óptimo de dos rezagos.

Por último, Δ denota el operador de primeras diferencias y ε es el término de error que captura todas las demás fuentes de variación en la inflación acumulada entre $t - 1$ y $t + h$.

Como mencionamos más arriba, incluimos las modificaciones introducidas por Rubene y Colavecchio (2020), quienes incorporan residuos de horizonte más corto a la especificación del modelo para reducir el error estándar del estimador OLS.

El interés central de esta investigación radica en estimar el efecto de una fluctuación del tipo de cambio sobre el nivel general de precios de la economía a fin de realizar pruebas de no linealidad y asimetría. El coeficiente β_h , por definición matemática, captura en cuánto varía el nivel de precios en el período $t + h$ ante una apreciación/depreciación del tipo de cambio en el momento t .

Una de las principales ventajas de la formulación dinámica anterior (ecuación 5) es que la variable dependiente es la tasa de inflación acumulada durante un período de tiempo determinado. Esto implica que, para cada horizonte h , la importancia estadística del traspaso puede evaluarse mediante la inferencia estándar del parámetro β_h .

Esto concluye la descripción de nuestra estrategia empírica y la discusión ahora pasa a la descripción del conjunto de datos.

3.3. Datos

- *Índice de Precios al Consumidor (IPC)*: se utilizaron varias fuentes. Recurrimos a las estimaciones de las provincias de Tucumán, Córdoba, San Luis, Santa Fe, Mendoza y CABA para construir una serie empalmada de distintas fuentes debido a que las estadísticas publicadas por INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) para el período 2007-2015 fueron desacreditadas oficialmente por el organismo. En particular, usamos la serie histórica de 2004 hasta diciembre 2006, luego introducimos un promedio de los siete territorios antes mencionados que abarca el período enero 2007 hasta mayo 2016, para luego retomar la serie del INDEC.
- *Tipo de cambio nominal*: utilizamos el índice de tipo de cambio nominal multilateral (TCNM) publicado por el Banco Central de la República Argentina, así como el tipo de cambio nominal bilateral (TCNB) respecto al dólar estadounidense, publicado por el Banco Central de la República Argentina. A su vez, incorporamos el tipo de cambio nominal bilateral del mercado paralelo (TCNB-MP) o dólar "blue", fuente: *Ámbito Financiero*.⁶

⁶ Disponible en <https://www.ambito.com/contenidos/dolar-informal-historico.html>.

- *Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE)*, fuente: INDEC. A partir de este indicador, y su versión desestacionalizada, se procedió a la creación de la brecha del producto.
- *Índices de precios de commodities*: corresponden a precios de la energía, alimentos y bebidas y materiales industriales desarrollados por el FMI.⁷

Recurrimos a datos en periodicidad mensual para trabajar con la muestra más larga posible a fin de solventar las limitaciones del método LP en muestras pequeñas antes mencionadas. Además, Mihailov (2009) destaca que el uso de datos de frecuencia trimestral habitualmente genera “pérdidas” donde estas no se vislumbran con datos mensuales, ya que no se promedian las dinámicas de corto plazo. Sumado a esto, la frecuencia mensual triplica la cantidad de observaciones para el mismo período de tiempo.

El tipo de cambio nominal se define en unidades de moneda local por unidad de moneda extranjera, por lo tanto, una apreciación del tipo de cambio evidencia una disminución del tipo de cambio nominal, mientras que una depreciación indica un incremento de las unidades de moneda local por unidad de moneda extranjera.

Seguimos la práctica común de estimar el traspaso a partir de los cambios en el tipo de cambio nominal multilateral, ya que resume más de cerca el ajuste del conjunto de precios relativos que se espera que afecten el índice de precios al consumidor. Como advierte Castiglione (2017, p. 17) “desde la perspectiva de la competitividad de las economías se favorecería el uso del tipo de cambio multilateral”, sin embargo, agrega que, desde la mirada macroeconómica, el dólar estadounidense constituye la principal variable de influencia sobre las expectativas económicas como se observa a lo largo de la historia de Argentina. Por lo tanto, para conducir a un análisis más exhaustivo, introducimos las estimaciones utilizando tanto el tipo de cambio multilateral como el tipo de cambio bilateral, así como también las proyecciones por medio del uso del tipo de cambio del mercado paralelo.

Un análisis estadístico de los datos de depreciación e inflación (medidos con respecto al período anterior) entre los años 2004-2019 se presenta en el Cuadro 3.

Cuadro 3 | Estadística descriptiva

Variables	Observaciones	Media	Desvío Estándar	Máximo	Mínimo
IPC	191	0,0169	0,0116	-0,0055	0,0680
TCNB	191	0,0159	0,0371	-0,0388	0,2478
TCB	191	0,0168	0,0439	-0,1189	0,2353
TCNM	191	0,0148	0,0359	-0,0601	0,2378

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

⁷ Disponible en <https://data.imf.org/?sk=471DDDF8-D8A7-499A-81BA-5B332C01F8B9>.

Con el fin de estudiar la vinculación entre las variables bajo análisis, se evalúa la estacionariedad de las series dado que un análisis que ignore esta característica puede presentar una falsa idea de causalidad entre los elementos si las series no son estacionarias, en un caso de relación espuria. Por ello, se procede a analizar las propiedades de las series de tiempo utilizadas.

Las pruebas de Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron, detalladas en el Cuadro 4, muestran que las variables de análisis, medidas en logaritmos, son no estacionarias, rechazándose esta hipótesis para los niveles de significación del 99%, que se considera una medida aceptable del riesgo de cometer error tipo I en las estimaciones. Mientras que, para la primera diferencia de dichas variables, se rechaza la hipótesis de que las mismas contienen raíz unitaria (ver el Cuadro 5), siendo entonces estacionarias e integradas de orden uno. Por último, analizando la cointegración de las variables, a partir de realizar las pruebas de raíces unitarias sobre los residuos, la evidencia contenida en el Cuadro 6 no verifica la presencia de una relación de largo plazo.

Cuadro 4 | Test de Raíces Unitarias (variables en logaritmos)

Test	Variable	IPC		TCNB		TCB		TCNM	
		t	p-valor	t	p-valor	t	p-valor	t	p-valor
ADF		4,090	1,000	3,440	1,000	3,429	1,000	2,683	0,999
	Tendencia	1,219	1,000	0,371	0,997	0,219	0,996	0,440	0,997
	Deriva	4,090	1,000	3,440	1,000	3,429	1,000	2,683	0,996
PP		15,163		6,156		-2,064		-9,455	
	Tendencia	1,654	1,000	0,442	0,997	0,211	0,996	0,439	0,997

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

Cuadro 5 | Test de Raíces Unitarias (variables en diferencias)

Test	Variable	IPC		TCNB		TCB		TCNM	
		t	p-valor	t	p-valor	t	p-valor	t	p-valor
ADF		-2,102	0,244	-3,917	0,002	-4,082	0,001	-4,213	0,001
	Tendencia	-4,167	0,005	-5,198	0,000	-5,253	0,000	-4,893	0,000
	Deriva	-2,102	0,018	-3,917	0,000	-4,082	0,000	-4,213	0,000
PP		-5,662	0,000	-9,284	0,000	-10,347	0,000	-8,974	0,000
	Tendencia	-8,269	0,000	-10,078	0,000	-11,019	0,000	-9,429	0,000

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA.

Cuadro 6 | Test de Raíces Unitarias sobre los residuos

Test	Variable	TCNB		TCB		TCNM	
		t	p-valor	t	p-valor	t	p-valor
ADF		3,440	1,000	3,429	1,000	2,683	0,999
	Tendencia	0,371	0,997	0,219	0,996	0,440	0,997
	Deriva	3,440	1,000	3,429	1,000	2,683	0,996
PP		4,275	1,000	3,825	1,000	3,283	1,000
	Tendencia	0,442	0,997	0,211	0,996	0,439	0,997

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, organismos provinciales de estadísticas y BCRA

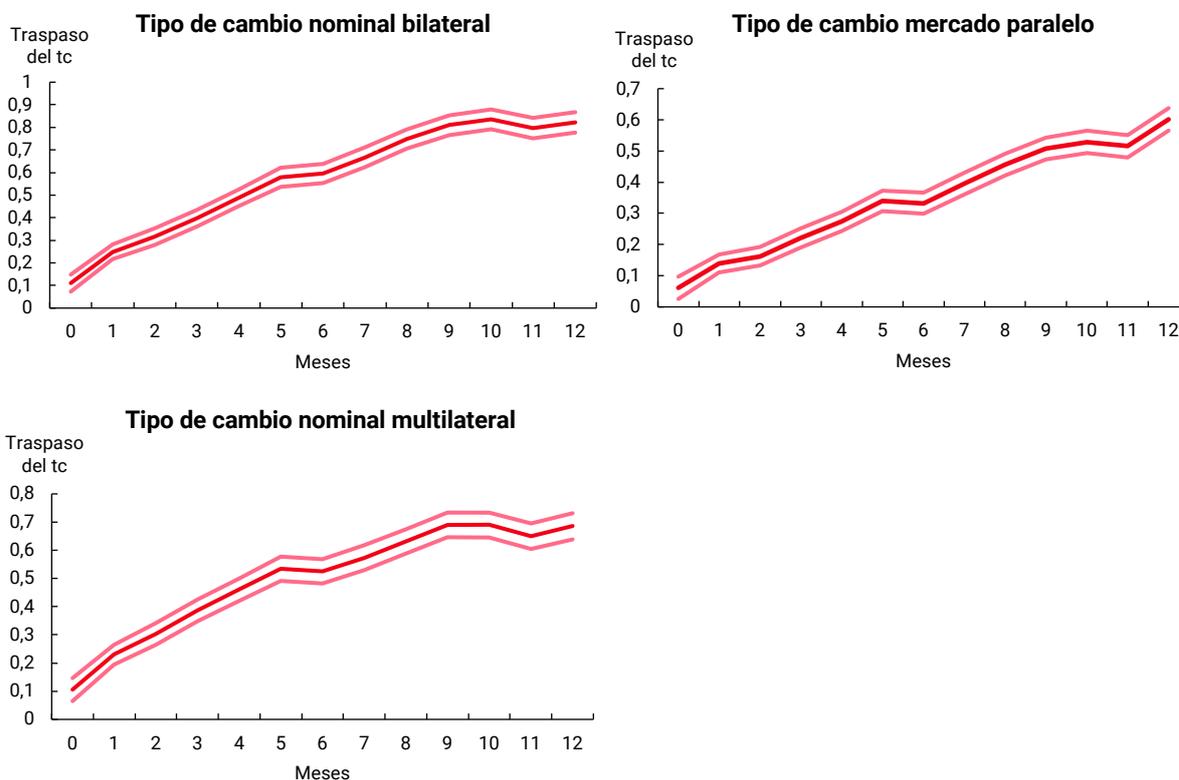
Confirmamos que las series en cuestión, medidas en diferencias, son estacionarias, garantizando que las estimaciones de las funciones impulso respuesta provenientes del modelo aquí provisto coinciden a las resultantes de adoptar el modelo VAR, como indican Caselli y Roitman (2016).

4. Resultados

4.1. Especificación lineal

Estimamos el modelo de referencia para un horizonte de 12 meses. Dichos resultados son expuestos en el Gráfico 2, que traza la respuesta de la inflación interna a los movimientos en el tipo de cambio en diferentes horizontes temporales. El coeficiente β_h (línea roja) captura el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio del 1% en la tasa de depreciación. Esta es una estimación directa de la transferencia acumulativa del tipo de cambio en los h horizontes.

Gráfico 2 | Elasticidad de traspaso



Nota: la línea roja traza el coeficiente β_h de la ecuación (5), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio del 1% en la tasa de depreciación/apreciación. Mientras que los bordes en color claro describen el intervalo de confianza al nivel del 95%. Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico se aprecia que el traspaso hacia la inflación no es completo, con un valor cercano al 82% en el corto plazo (12 meses) para depreciaciones del TCNB, mientras que utilizando el TCB el traspaso es ligeramente superior al 60%. Por su parte, vemos que la inflación se incrementa en un 68% como respuesta a un cambio del 1% del TCNM.

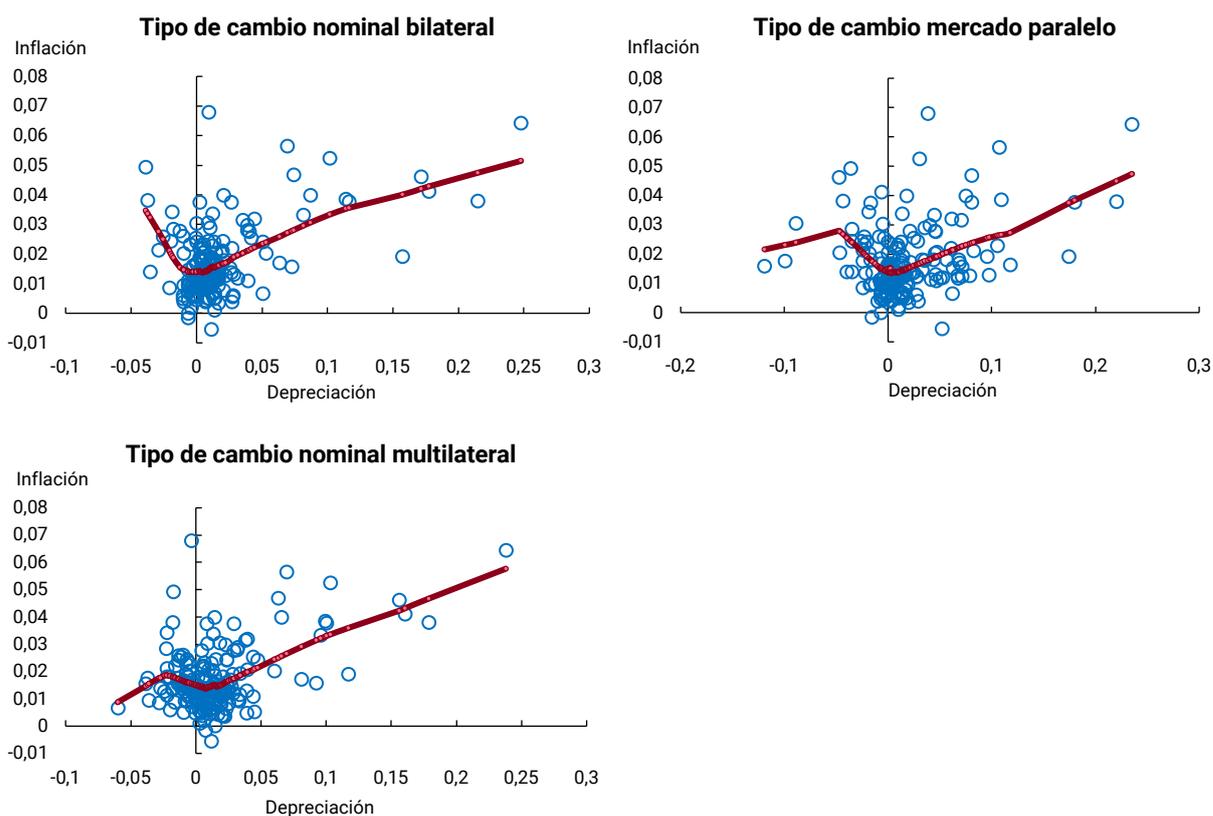
Estos resultados se ubican por encima de los expuestos por la literatura reciente. Castiglione (2017) encuentra una elasticidad de traspaso de 38% en el largo plazo, siendo del 17% el primer año y del 30% el segundo, alcanzado en el tercer año el 52%. Este último, coincide con el valor a largo plazo hallado por Torres (2015), mientras que a corto plazo indica que este coeficiente alcanza el 30%. Por su parte, Ito y Sato (2007) describen un traspaso del 28% en el primer año y de 34% en el segundo. Montes Rojas (2019) encuentra que el *pass-through* a precios, utilizando el tipo de cambio oficial, se coloca en 45% luego de 12 meses, mientras que los valores del traspaso estimados por medio del dólar “blue” son despreciables. Sin embargo, como menciona Aron *et al.* (2014) las estimaciones del traspaso informadas por diferentes metodologías no son directamente comparables, ya que los supuestos subyacentes difieren.

Por su parte, Carriere-Swallow *et al.* (2017), adoptando la metodología de proyecciones locales, encuentran un valor de 55% luego de 12 meses utilizando el tipo de cambio multilateral, y del 33% empleando el tipo de cambio bilateral. Estos resultados, comparables a los expuestos en nuestro análisis, también se encuentran por debajo de las estimaciones aquí expuestas.

4.2. Especificación no lineal

Como se explicó anteriormente, la respuesta de los precios podría no ser homogénea frente a distintas magnitudes y direcciones en las fluctuaciones del tipo de cambio.

Gráfico 3 | Relación incondicional suavizada entre Inflación y Tipo de cambio



Nota: en azul está representada la nube de puntos que relaciona la inflación y la depreciación del tipo de cambio. Mientras que la línea roja describe los valores suavizados obtenidos a partir de la regresión local de la inflación sobre la depreciación.

Fuente: Elaboración propia.

Para comenzar el análisis, trazamos la relación incondicional entre la inflación y el movimiento en el tipo de cambio a partir de una regresión ponderada localmente.⁸ A partir del Gráfico 3, observamos que la relación entre la inflación y la variación del tipo de cambio se aproxima mejor mediante una función no lineal y se caracteriza por al menos dos regímenes, dependiendo de la variable del tipo de cambio que se utilice. La primera discontinuidad aparece alrededor de cero, proporcionando evidencia preliminar sobre asimetrías de signo. En otras palabras, se verifica que la pendiente de los episodios de apreciación es diferente de la pendiente correspondiente a las depreciaciones.

Aunque resulta sencillo reconocer la presencia de asimetrías, no ocurre así al identificar episodios de gran depreciación. Dado que la literatura no proporciona una guía clara sobre la forma funcional y el tamaño de las no linealidades, investigamos esta hipótesis en mayor profundidad probando la presencia de un umbral τ .

Para capturar estas posibles asimetrías y no linealidades presentes en el coeficiente de traspaso, el parámetro β_h en la ecuación (5), podríamos condicionar diferentes estados asociados con la serie del tipo de cambio. Para probar si el signo y el tamaño de las fluctuaciones en el tipo de cambio afectan la extensión del traspaso, generamos dos nuevas especificaciones del modelo base a partir de la introducción de las variables *dummy*, s_t y d_t en la ecuación (5), distinguiendo los siguientes estados:

- depreciaciones y apreciaciones del tipo de cambio (*no linealidad de signo o asimetría*), en cuyo caso $s_t = 1|_{\Delta e > 0}$ (depreciación) y $s_t = 0|_{\Delta e < 0}$ (apreciación); y
- grandes depreciaciones del tipo de cambio versus pequeñas (*no linealidad o asimetría de tamaño*), donde $d_t = 1|_{\Delta e \geq \tau}$ (grandes fluctuaciones cambiarias) y $d_t = 0|_{\Delta e < \tau}$ (pequeñas depreciaciones).

Las estimaciones no lineales por LP se obtienen al estimar las siguientes regresiones para cada horizonte de pronóstico h :

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h s_t \Delta e_t + \gamma_h (1 - s_t) \Delta e_t + \sum_{j=1}^q \rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j} + x_t' \mu_h + v_h s_t + \varepsilon_{t+h} \quad (6)$$

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \sigma_h d_t \Delta e_t + \lambda_h (1 - d_t) \Delta e_t + \sum_{j=1}^q \rho_{j,h} \Delta IPC_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j} + x_t' \mu_h + \zeta_h d_t + \varepsilon_{t+h} \quad (7)$$

⁸ Los valores suavizados se obtienen ejecutando una regresión local de la inflación sobre la depreciación. Se realiza una regresión ponderada separada para cada punto de los datos. Con respecto a los métodos de suavizado polinomial, la regresión tiene la ventaja de que, dada su localidad, tiende a seguir mejor los datos, sin considerar los valores extremos. Usamos un ancho de banda igual a 0,8, lo que significa que se utiliza el 80% de los datos. Los resultados obtenidos con un ancho de banda de 0,4 son casi idénticos.

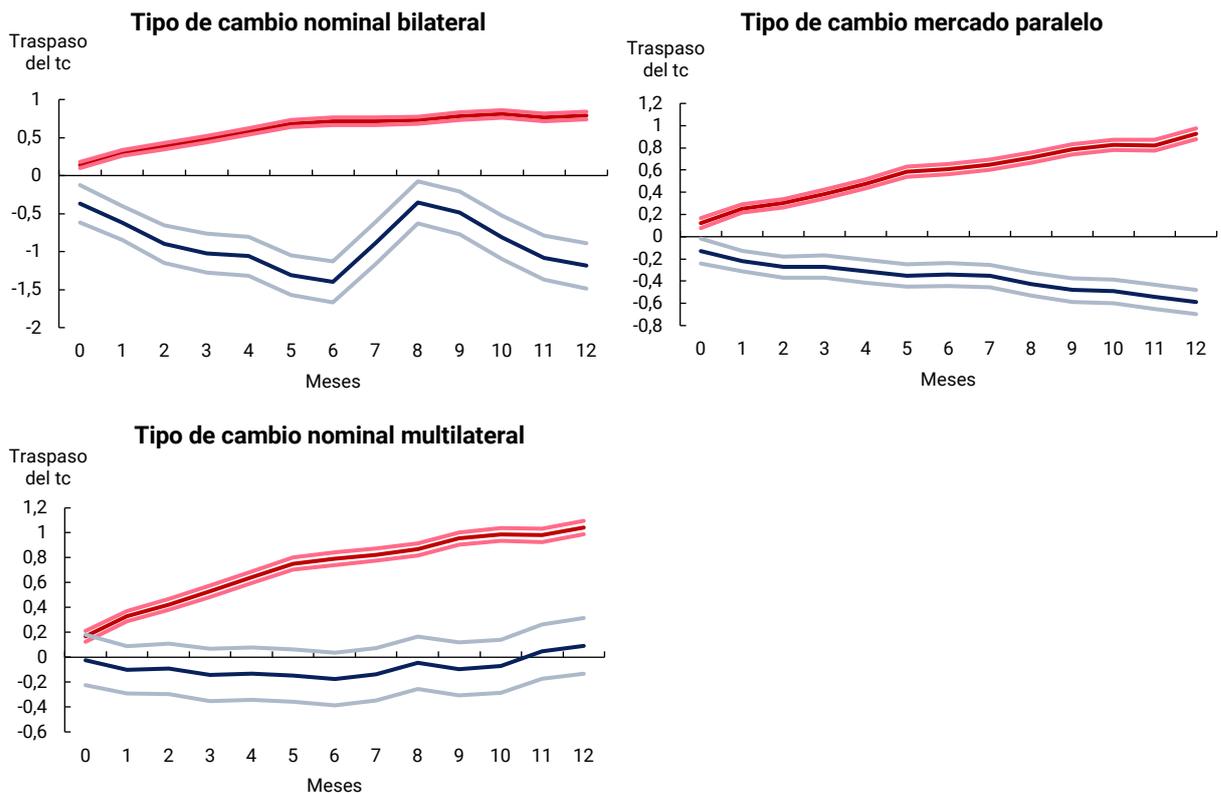
Notar que a partir de la inclusión (en la ecuación 6) de la interacción entre la variable *dummy* s y las fluctuaciones cambiarias Δe , el coeficiente β_h mide el traspaso del tipo de cambio durante la depreciación, mientras que γ_h captura la elasticidad de los precios a las variaciones del tipo de cambio durante la apreciación.

Por su parte, la introducción del término de interacción entre la variable *dummy* d_h y la tasa de depreciación en la ecuación (7), permite que el coeficiente σ_h adopte valores del traspaso durante períodos de “fuerte depreciación” versus “periodos normales” que son captados por el parámetro λ_h .

4.2.1. Asimetrías

El análisis de la ecuación (6) nos devuelve los resultados detallados en el Gráfico 4, donde se confirma el comportamiento dispar de los precios al consumidor durante episodios de apreciación y depreciación. En caso de existir simetría, las funciones impulso respuesta para ambos regímenes deberían ser exactamente opuestas. Ante una depreciación del 1% el traspaso de corto plazo alcanza el 76% para el TCNB, 93% para el TCB y 104% para el TCNM. Mientras que este coeficiente adopta los siguientes valores, con signo negativo, 119% y 59%, en caso de apreciaciones en el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo del 1%. Por su parte, la elasticidad de traspaso tiene signo positivo, del 9%, frente a apreciaciones del tipo de cambio multilateral del 1%.

Gráfico 4 | Asimetrías en el traspaso del tipo de cambio



Nota: la línea roja traza el coeficiente β_h de la ecuación (6), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual del 1% en la tasa de depreciación, mientras que la línea azul describe el parámetro γ_h , el cual indica el coeficiente de traspaso a partir de una apreciación del 1%. Los bordes en color claro describen los intervalos de confianza al nivel del 95%.

Fuente: Elaboración propia.

La presencia de asimetrías hallada en el traspaso es coherente con los resultados alcanzados por Brun-Aguerre *et al.* (2016), quienes presentan asimetrías para el precio de los bienes importados de Argentina, donde describen un coeficiente de traslado de largo plazo del 83% para depreciaciones y del 6% para apreciaciones. Mientras que a corto plazo determinan un valor del 100% en depreciaciones y del 12% durante episodios de apreciaciones. A la misma conclusión llega Chelala (2014), cuyas elasticidades de traspaso se colocan en el 9% para depreciaciones, y casi en el -5% en caso de apreciaciones, empleando precios de la canasta básica.

Este comportamiento de los precios es consistente con la presencia de precios rígidos a la baja y cantidades rígidas al alza por parte de los exportadores, descritas anteriormente como restricciones de capacidad, lo que se traduce en una menor reacción de los precios por parte de los importadores cuando el tipo de cambio se aprecia. Sin embargo, la conducta de los precios ante fluctuaciones del TCNB parece asimilarse a un contexto donde las empresas exportadoras adoptan la práctica del *pricing-to-market* a fin de mantener su participación en el mercado. Esto último se condice con una menor reacción de los precios internos frente a una depreciación del tipo de cambio nominal.

4.2.2. No linealidades

Pasamos ahora a la investigación de las no linealidades. Nuestra hipótesis es que, por encima de un cierto nivel de depreciación, cambia el grado de transferencia de las fluctuaciones cambiarias sobre los precios. Esto significa que las grandes depreciaciones tienen un efecto más que proporcional sobre la inflación que las pequeñas depreciaciones.

El primer paso es determinar un umbral para definir las grandes y pequeñas fluctuaciones cambiarias. Bussière (2013) y Rubene y Colavecchio (2020) fijan un umbral igual a una desviación estándar de la primera diferencia del tipo de cambio. Por su parte, Frankel *et al.* (2012) encuentran evidencia de no linealidades por encima de un umbral del 25%. Pollard y Coughlin (2004) introducen un umbral común del 3% en todos los sectores que analizan. Dada la falta de evidencia empírica sobre las formas funcionales específicas o sobre el nivel de un umbral por encima del cual cambia la elasticidad de traspaso, primero probaremos la presencia de un umbral. Adoptamos el procedimiento desarrollado por Hansen (1999), cuyo objetivo es probar la presencia de no linealidades comparando diferentes modelos con umbrales alternativos, dividiendo las observaciones en dos regímenes. Los regímenes se identifican con diferentes coeficientes de pendiente. A fin de determinar el valor umbral, estimamos el siguiente modelo:

$$p_t - p_{t-1} = \alpha + \phi d_t * f_t + \eta (1 - d_t) * g_t + \sum_{j=1}^q \rho_j \Delta IPC_{t-j} + \theta_j \Delta e_{t-j} + x_t' \mu + \varsigma d_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

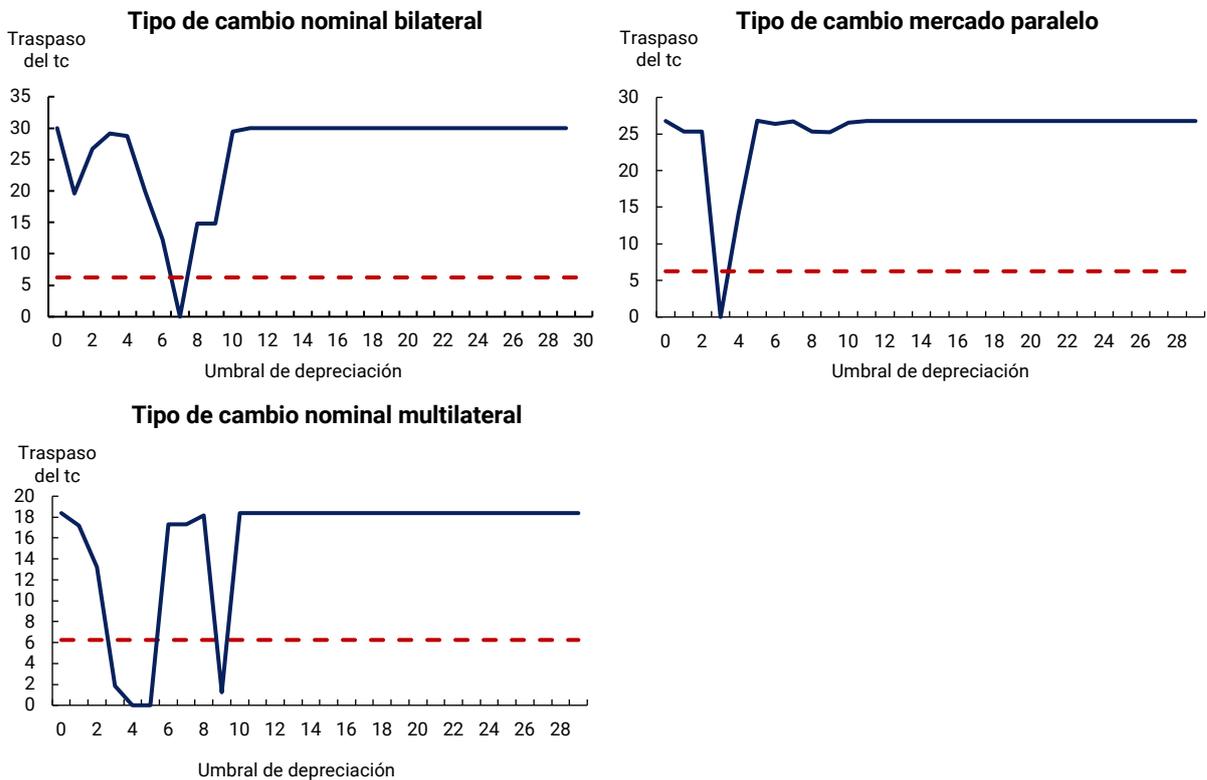
donde f captura aquellas depreciaciones que superan al umbral τ , mientras que g contiene las variaciones cambiarias que se encuentran por debajo, y d , como ya mencionamos, es una variable binaria que adopta el valor uno cuando la variación del tipo de cambio supera un cierto umbral τ . Hansen (1999) utiliza el estadístico *likelihood ratio* (LR) para identificar el umbral que mejor encaja. Este mismo se obtiene a partir de:

$$LR = \frac{(S(\tau) - S(\hat{\tau}))}{\hat{\sigma}^2}$$

donde $S(\tau)$ es la suma de los errores al cuadrado del modelo con umbral τ , siendo este umbral el que minimiza la suma de los errores al cuadrado, y $\hat{\sigma}^2$ es la varianza del término de error cuando $\tau = \hat{\tau}$. Excluimos aquellas fluctuaciones de la variable del tipo de cambio inferiores al 1%, para concentrarnos así en aquellas fluctuaciones a las que podríamos considerar como “grandes depreciaciones”, además nos enfocamos en los percentiles del 5 al 95.

El Gráfico 5 describe el comportamiento del estadístico LR (línea azul) para distintos horizontes de depreciación y la línea punteada roja indica el valor crítico al 10% desarrollado por Hansen (1999). En la figura se aprecia que este indicador toma valores iguales o cercanos a cero para distintos valores del umbral. En $\tau = 8\%$, utilizando el TCNB, en $\tau = 4\%$ si miramos el mercado paralelo (TCB), mientras que en el TCNM encontramos dos valores de τ que se aproximan a cero, estos son 5% y 10%, destacando la posible existencia de más de un umbral.

Gráfico 5 | Test LR para determinar el umbral



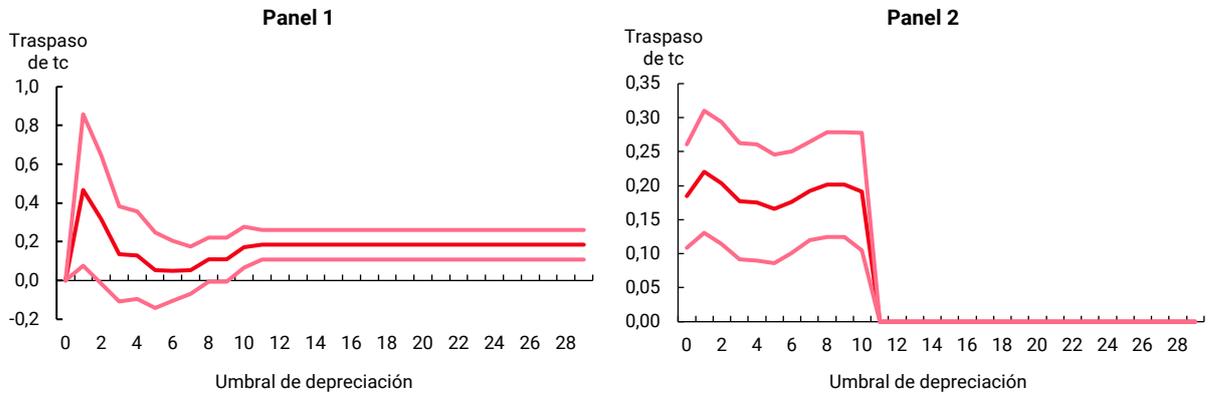
Nota: la línea azul traza el estadístico LR, mientras que la línea roja indica el valor crítico al 10% según Hansen (1999).
Fuente: Elaboración propia.

Para ahondar en la investigación sobre la hipótesis de la existencia de múltiples regímenes, el Gráfico 6 muestra la conducta de los coeficientes ϕ (panel 1) y η (panel 2) de la ecuación (8), y sus intervalos de confianza, para todos los posibles umbrales en el intervalo (1;30) y las distintas variables del tipo de cambio. Las estimaciones son estables cuando la tasa de depreciación está por encima del umbral, esto se divide en los paneles 2. A su vez, siguiendo los paneles 1, los movimientos del tipo de cambio por debajo del valor umbral conducen a coeficientes que oscilan entre 0 y

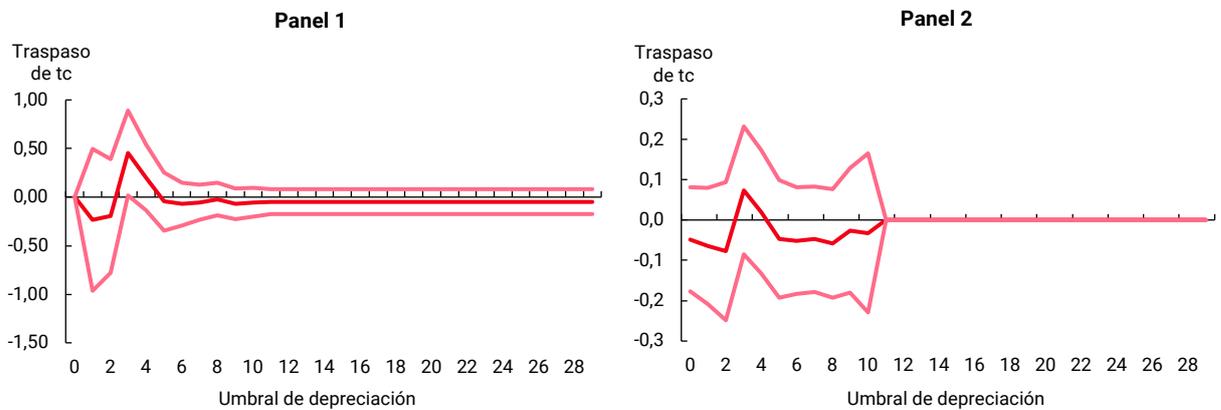
0,5. En caso de que el traspaso del tipo de cambio fuera lineal, observaríamos un coeficiente de pendiente constante a través de los niveles de depreciación.

Gráfico 6 | Traspaso del tipo de cambio en relación a umbrales de depreciación

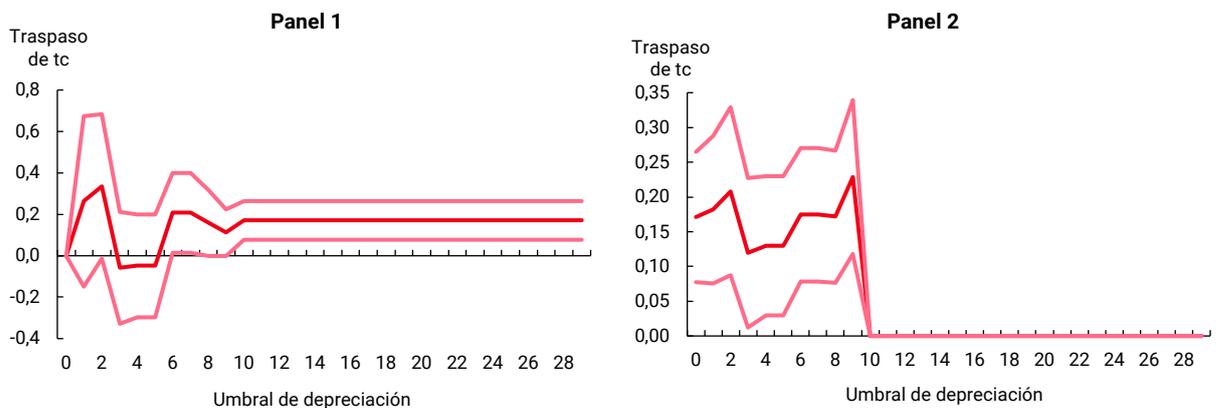
Tipo de cambio nominal bilateral



Tipo de cambio mercado paralelo



Tipo de cambio nominal multilateral



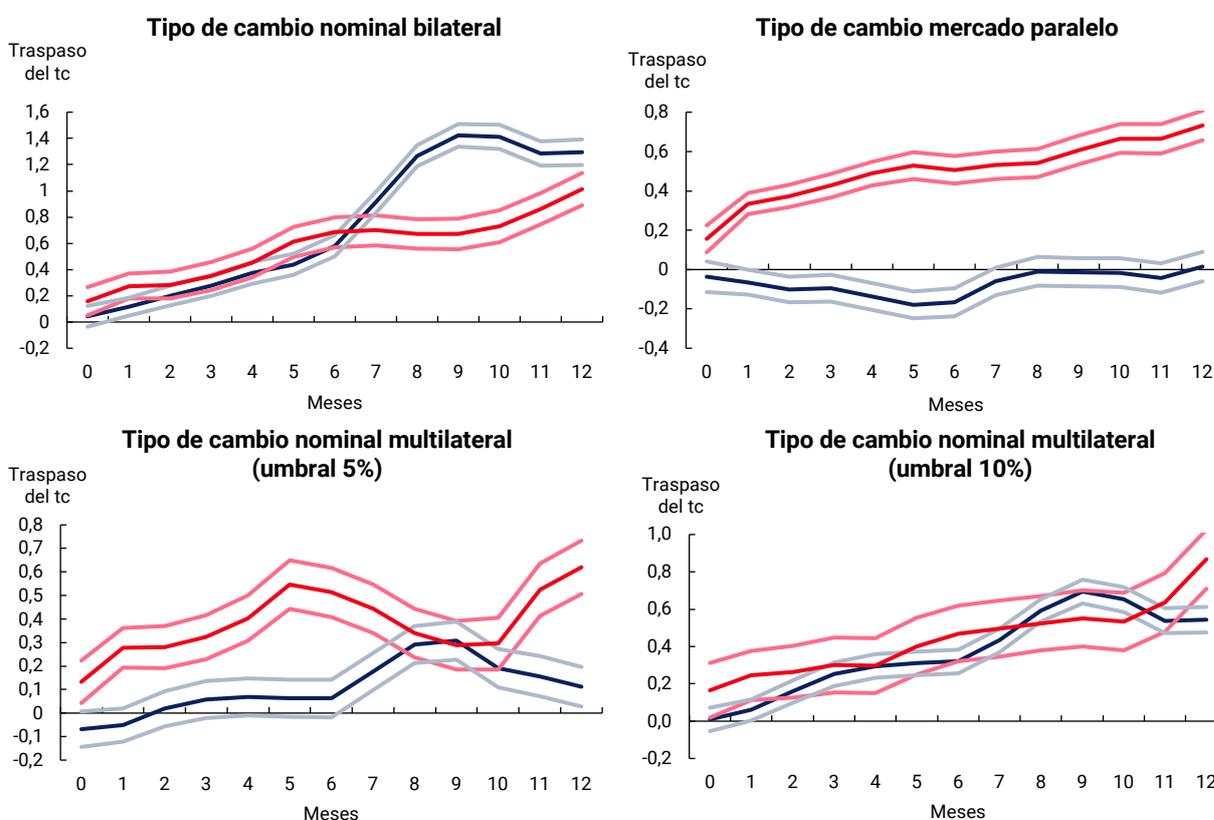
Fuente: Elaboración propia.

La evolución del coeficiente de transferencia del tipo de cambio a través de los regímenes de depreciación sugiere que existen no linealidades de tamaño, incluso cuando se controlan las asimetrías. El siguiente paso es llevar esta forma de no linealidades a la estimación dinámica con proyecciones locales.

Empleando la técnica de proyecciones locales estimamos la ecuación (7) que toma el efecto de las depreciaciones profundas sobre los precios. La misma nos devuelve los resultados capturados por el Gráfico 7, donde la línea azul describe el comportamiento del coeficiente σ , la línea roja traza la evolución de λ , mientras que el área sombreada describe el intervalo de confianza de estos coeficientes al 95%.

Allí se evidencia que las depreciaciones por encima del umbral inducen a un mayor coeficiente del traspaso, cuando observamos el TCB y el TCNM (en sus dos umbrales). En contraposición, siguiendo al TCNB, el coeficiente de traspaso de las depreciaciones por debajo del umbral supera al que resulta de las fluctuaciones por encima del valor τ .

Gráfico 7 | No linealidad del traspaso del tipo de cambio



Nota: la línea roja traza el coeficiente σ_h de la ecuación (7), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual superior al umbral τ en la tasa de depreciación. Mientras que la línea azul dibuja el coeficiente λ_h , que describe el cambio de la inflación cuando el tipo de cambio se deprecia por debajo del valor umbral. El área sombreada en color claro indica el intervalo de confianza al nivel del 95%.

Fuente: Elaboración propia.

Más específicamente, la elasticidad del traspaso asciende al 101% para un año cuando el TCNB se deprecia más del 8%, y se aproxima al 130% para depreciaciones por debajo del anterior umbral. Establecemos un coeficiente de traspaso del 73% en ocasiones donde el TCB fluctúa por encima del 4%, mientras que se ubica en el 2% cuando las oscilaciones cambiarias no superan este umbral. El traspaso sobre los precios es de hasta el 62% como respuesta a depreciaciones mayores al 5% del TCNM, y del 11% cuando no supera dicho umbral. En tanto, el efecto es del 86% para fluctuaciones del TCNM superiores al 10% y del 54% si el movimiento del tipo de cambio se encuentra por debajo de este umbral.

En línea con lo antes descripto, el comportamiento del coeficiente de traspaso para el TCB y TCNM se asocia a la existencia de costos de menú, donde las pequeñas depreciaciones no logran traspasarse a precios, mientras que sí lo hacen las de mayor magnitud. Mientras que los resultados encontrados empleando la variable del TCNB van en contra de la existencia de costos de menú, ya que las pequeñas fluctuaciones se trasladan a precios con mayor fuerza que los movimientos cambiarios de gran magnitud.

5. Robustez

En esta sección evaluamos la sensibilidad de nuestros resultados con respecto a cambios en la muestra de estimación. Para ello estimamos las ecuaciones (6) y (7) a partir de una submuestra que excluye los meses durante el cual la restricción al mercado de divisas estuvo vigente, es decir, no incluye el tiempo transcurrido entre octubre de 2011 y diciembre de 2016. Consideramos que esta submuestra nos dota de información relevante para determinar el comportamiento del coeficiente de traspaso, ya que durante esta etapa el tipo de cambio, al que acceden los individuos y sobre el cual generan sus expectativas, actuó libremente. Por tanto, la estimación del coeficiente bajo este esquema nos brinda una descripción más acertada de cómo responden los precios cuando el tipo de cambio fluctúa.

A partir del Cuadro 7, se divisan las estimaciones obtenidas de la muestra y de la submuestra. El cuadro describe que, si bien los coeficientes se ven alterados, los signos se mantienen, con excepción del coeficiente de traspaso para depreciaciones del TCNM superiores al 10%.

Para el modelo con *asimetrías*, podemos observar que la respuesta de la inflación ante una depreciación es distinta a la de una apreciación. Además, dentro del modelo con *no linealidades*, los resultados, para las variables TCB y TCNM, validan la hipótesis de que depreciaciones profundas se trasladan con mayor fuerza sobre la inflación, revelando la existencia de costos de menú. En la submuestra, al igual que ocurría con la muestra completa, los coeficientes de traspaso estimados para el TCNB brindan una respuesta mayor para depreciaciones por debajo del umbral que por encima de él. Contradiciendo la existencia de costos de menú.

Los datos expuestos en dicho cuadro nos permiten confirmar la hipótesis aquí planteada: la presencia de asimetrías y no linealidades detrás de la elasticidad de traspaso.

Cuadro 7 | Coeficiente de traspaso de la muestra y submuestra

		Variable	Muestra	Submuestra
Modelo Base		TCNB	0,82	1,09
		TCB	0,60	1,09
		TCNM	0,69	1,13
Con Asimetrías	TCNB	Depreciación	0,79	1,30
		Apreciación	-1,19	-0,50
	TCB	Depreciación	0,93	1,28
		Apreciación	-0,59	-0,50
	TCNM	Depreciación	1,04	1,60
		Apreciación	0,09	0,75
Con No Linealidades	TCNB	Depreciación <8%	1,30	0,94
		Depreciación >8%	1,01	0,29
	TCB	Depreciación <4%	0,02	0,47
		Depreciación >4%	0,73	0,87
	TCNM	Depreciación <5%	0,11	0,12
		Depreciación >5%	0,62	0,71
	TCNM	Depreciación <10%	0,54	0,98
		Depreciación >10%	0,87	-0,45

Fuente: Elaboración propia .

6. Conclusiones

La motivación de este trabajo era demostrar que los precios responden de manera no lineal y asimétrica a fluctuaciones del tipo de cambio. Estos resultados son importantes en términos de política monetaria y su diseño. Las diferentes reacciones a nivel agregado de los precios, ante distintos regímenes de fluctuación cambiaria, cumplen un rol sustancial frente a un objetivo de estabilidad de precios del banco central.

Los hallazgos presentados en este análisis verifican esta hipótesis. En primer lugar, los resultados confirman un comportamiento *asimétrico* en la respuesta de los precios frente a distintas direcciones en las variaciones del tipo de cambio. El coeficiente de traspaso a un año adopta un valor del 76% frente a una depreciación del 1% del TCNB; del 82% si la variable en cuestión es el TCB y del 98% para el TCNM. Por su parte, este coeficiente (en signo negativo) asciende al 108% y 54%, en caso de apreciaciones en el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo del 1%, respectivamente. Mientras que la elasticidad de traspaso tiene signo positivo, del 4%, frente a apreciaciones del tipo de cambio multilateral del 1%.

Por el lado de las *no linealidades*, el análisis valida esta conducta en la respuesta de los precios frente a distintas magnitudes en las oscilaciones del tipo de cambio. Con mayor precisión, vemos

que ante depreciaciones del TCNB por encima del 8%, el coeficiente se ubica en 101%, mientras que para depreciaciones por debajo del valor umbral indicado, el *pass-through* alcanza los 130%. Reflejando un mayor coeficiente de traspaso en períodos normales.

Centrándonos en las depreciaciones del TCB, el traspaso asciende al 73% cuando la variable de tipo de cambio se deprecia más del 5%, y al 1,5% para oscilaciones menores al umbral. Por último, tomando en cuenta las variaciones del TCNM nos enfrentamos a dos valores umbrales, en 5% y 10%. Empleando el primer umbral, la elasticidad de traspaso se aproxima al 62% cuando la fluctuación del tipo de cambio supera el umbral, mientras que, cuando no lo supera, su valor es del 11%. En tanto, aplicando el segundo umbral el efecto es del 86%, para movimientos del TCNM superiores al 10%, y del 54% si el TCNM varía menos que este umbral.

Al introducir una definición alternativa del coeficiente de traspaso, los resultados encontrados también validan la hipótesis que da origen a este trabajo.

Analizando el comportamiento *asimétrico* vemos que ante una depreciación del 1% el traspaso de corto plazo alcanza el 35% para el TCNB, 27% para el TCB y 40% para el TCNM. Mientras que este coeficiente adopta los siguientes valores, 37% y 28%, en caso de apreciaciones en el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo del 1%. Por su parte, la elasticidad de traspaso tiene una magnitud del 30% frente a apreciaciones del tipo de cambio multilateral del 1%.

Por su parte, en términos de la *no linealidad*, la elasticidad del traspaso asciende al 39% para un año cuando el TCNB se deprecia más del 8%, y se aproxima al 34% para depreciaciones por debajo del anterior umbral. Establecemos un coeficiente de traspaso del 20% en ocasiones donde el TCB fluctúa por encima del 4%, mientras que se ubica en el 27% cuando las oscilaciones cambiarias no superan este umbral. El traspaso sobre los precios es de hasta el 38% como respuesta a depreciaciones mayores al 5% del TCNM, y del 35% cuando no supera dicho umbral. En tanto, el efecto es del 35% para fluctuaciones del TCNM superiores al 10% y del 36% si el movimiento del tipo de cambio se encuentra por debajo de este umbral.

Luego de la modificación introducida sobre la ecuación del coeficiente de traspaso, el comportamiento del mismo para el TCNB y TCNM se asocia a la existencia de costos de menú, donde las pequeñas depreciaciones no logran traspasarse a precios, mientras que sí lo hacen las de mayor magnitud. Mientras que los resultados encontrados empleando la variable del TCB van en contra de la existencia de costos de menú, ya que las pequeñas fluctuaciones se trasladan a precios con mayor fuerza que los movimientos cambiarios de gran magnitud.

Cabe destacar que los resultados, producto de aplicar la definición asociada a la ecuación (2), en parte difieren a los expuestos en la sección 4, donde se observa que se revierte el comportamiento no lineal del coeficiente de traspaso para la variable del TCNB y TCB. A la vez que se refuerza la hipótesis de la no linealidad y asimetría detrás del coeficiente de traspaso.

Esta investigación es la primera en estimar asimetrías y no linealidades para Argentina utilizando la metodología de proyecciones locales. Por tanto, los resultados aquí expuestos, lejos de ser definitivos, constituyen una primera aproximación al estudio de asimetrías de tamaño y dirección sobre el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre los precios al consumidor. Posibles extensiones podrían buscar estimar este comportamiento del efecto traspaso mediante metodologías alternativas, a la vez que existe la posibilidad de extender estos resultados a otros países de la región. Por su parte, un próximo paso a efectuar sería identificar la endogeneidad potencial entre la depreciación y la inflación, y delimitar los posibles sesgos que la misma genera.

Referencias

- Aguirre, H. A., y H. G. González Padilla (2019): "Exchange Rate Pass-Through, Monetary Policy and Real Shocks: An Empirical Evaluation", Documentos de trabajo, N° 85, BCRA.
- Aron, J., R. Macdonald, y J. Muellbauer (2014): "Exchange Rate Pass-Through in Developing and Emerging Markets: A Survey of Conceptual, Methodological and Policy Issues, and Selected Empirical Findings", *Journal of Development Studies*, 50 (1), pp. 101-143.
- Barnichon, R., y C. Brownlees (2017): "Impulse Response Estimation by Smooth Local Projections", disponible en <https://ssrn.com/abstract=2892508>.
- Ben Cheikh, N. (2012): "Asymmetric Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area: New Evidence from Smooth Transition Models", *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 6 (2012-39), pp. 1-28.
- Berman, N. y P. Martin y T. Mayer (2012): "How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?", *The Quarterly Journal of Economics*, 127.
- BCRA (2020): *Informe de Política Monetaria*, Febrero.
- Brito, F. F. y O. E. Mendoza, (2018): "Dinámica del pass-through de dinámica del pass-through de tipo de cambio en economías pequeñas y abiertas: el caso de la República Dominicana". *Foro de Investigadores de Bancos Centrales del Consejo Monetario Centroamericano*.
- Brufman, J. Z., L. A. Trajtenberg y M. P. Donaldson (2017): "Modelos autorregresivos con umbral: estimando el pass-through del tipo de cambio a precios domésticos", *Cuadernos del CIMBAGE*, 19, pp. 67-85.
- Brun-Aguerre, R., A. M. Fuertes y M. Greenwood-Nimmo (2016): "Heads I Win, Tails You Lose: Asymmetry in Exchange Rate Pass-Through into Import Prices", *Journal of the Royal Statistical Society (A)* – Próximamente.
- Burstein, A. T., J. C. Neves y S. Rebelo (2003): "Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics during Exchange-rate-based Stabilizations", *Journal of monetary Economics*, 50(6), pp. 1189-1214.
- Bussiere, M. (2013): "Exchange Rate Pass-Through to Trade Prices: The Role of Nonlinearities and Asymmetries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(5), pp. 731-758.
- Ca' Zorzi, M., E. Hahn y M. Sánchez (2007): "Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets", *The IUP Journal of Monetary Economics*, 5 (4), pp. 84-102.
- Campa, J. M., y L. S. Goldberg (2005): "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices", *Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp. 679-690.

- Carriere-Swallow, M. Y., B. Gruss, M. N. E. Magud, y M. F. Valencia (2017): "Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through. *International Monetary Fund*.
- Caselli, F. G., y A. Roitman (2016): Non-linear Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. *IMF Working Paper*, N° 16/1.
- Castiglione, B. (2017): "El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación VECM para el caso argentino (2005-2017)", Premio Prebisch 2017, BCRA.
- Chelala, S. (2014): "Una curva de Phillips con doble pass-through. Estimación para el caso argentino", *Ensayos de Economía*, 23(44), pp. 101-116.
- Choudhri, E., y D. Hakura (2006): "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?", *Journal of International Money and Finance*, 25 (4), pp. 614-639.
- Cueva, R. (2018): "Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú", *Revista Estudios Económicos*, (35), pp. 55-81.
- Delatte, A. L. y A. López-Villavicencio (2012): "Transmisión asimétrica del tipo de cambio: evidencia de los principales países", *Revista de Macroeconomía*, 34 (3), pp. 833-844.
- Dornbusch, R. (1987): "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, Vol. 77, pp. 93-106.
- Edwards, S. (2006): "The Relationship Between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, N° 12163.
- Faust, J., y J. H. Wright (2013): "Forecasting Inflation", en *Handbook of Economic Forecasting*, Vol. 2, Elsevier, pp. 2-56.
- Frankel, J., D. Parsley, y S. J. Wei (2012): "Slow Pass-Through around the World: A New Import for Developing Countries?", *Open Economies Review*, 23(2), pp. 213-251.
- Gaggl, P. (2009): "The Role of Exchange Rate Movements for Prices in the Euro Area", *Monetary Policy and the Economy*, 83.
- Gagnon, J. E., y J. Ihrig (2004): "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through", *International Journal of Finance y Economics*, 9(4), pp. 315-338.
- Gay, A., y C. Cugat (2010): "Pass-through del tipo de cambio e inflación en Argentina: 1980-2009", Instituto de Economía y Finanzas, Universidad Nacional de Córdoba.
- Ghosh, A. (2013): "Transferencia del tipo de cambio, macro fundamentos y elección de régimen en América Latina", *Journal of Macroeconomics*, 35, pp. 163-171.

Goldberg, P. K., y M. M. Knetter (1999): "Measuring the Intensity of Competition in Export Markets", *Journal of international Economics*, 47(1), pp. 27-60.

Goldfajn, I., y S. Werlang (2000): "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study, N° 423, *Department of Economics PUC-Rio, Brazil*.

Hamilton, J. D. (2011): "Nonlinearities and the Macroeconomic Effect of Oil Price", *Macroeconomic Dynamics*, 15(S3), pp. 364-378.

Hansen, B. E. (1999): "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", *Journal of econometrics*, 93(2), pp. 345-368.

Ito, T., y K. Sato (2007): "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Inflation: A Comparison between East Asia and Latin American Countries", RIETI Discussion Paper Series 07- E-040.

Jarotschkin, A., y A. Kraay, (2013): "Aid, Disbursement Delays, and the Real Exchange Rate", *The World Bank, Working Paper N°6501*.

Jordà, Ò. (2005): Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American economic review*, 95(1), pp. 161-182.

Jordà, Ò., M. Schularick, y A. M. Taylor (2013): "When Credit Bites Back", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(s2), pp. 3-28.

Jordà, Ò., y A. M. Taylor (2016): "The Time for Austerity: Estimating the Average Treatment Effect of Fiscal Policy", *The Economic Journal*, 126(590), pp. 219-255.

Krugman, P. (1986): "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes", *National Bureau of Economic Research, Working Paper, N° 1926*.

Kilian L. y J. Kim (2011): "How Reliable are Local Projection Estimators of Impulse Responses?", *Review of Economics and Statistics*, 93(4), pp. 1460-1466.

McCarthy, J. (2007): "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies", *Eastern Economic Journals*, 33 (4), pp. 511-537.

Menon, J. (1995): "Exchange Rate Pass-Through", *Journal of Economic Surveys*, 9 (2), pp. 197-231.

Mihailov, A. (2009): "Exchange Rate Pass-Through to Prices in Macrodta: A Comparative Sensitivity Analysis", *International Journal of Finance and Economics*, 14 (4), pp. 346-377.

Miller, S. (2003): "Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995- 2002", *Revista Estudios Económicos*, 10.

Mishkin, F. S., y M. A. Savastano (2001): "Monetary Policy Strategies for Latin America", *The World Bank, Working Paper, N°2685*.

Montes Rojas, G. (2019): "Una evaluación del pass-through en la Argentina usando funciones impulso respuesta de cuantiles multivariados", *Estudios Económicos*, 36 (73), pp. 145-189. Recuperado a partir de <https://revistas.uns.edu.ar/ee/article/view/1436>.

Nogueira Júnior, R. P., y M. León-Ledesma (2008): "Exchange Rate Pass-Through into Inflation: The Role of Asymmetries and Non-Linearities", *Studies in Economics* N° 0801, School of Economics, University of Kent.

Otero, G. A., M. E. Cadelli, R. Carbajal, y F. Cerimedo (2005): "Explorando los determinantes del traspaso de la devaluación a precios", Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires, Documento de Trabajo (julio).

Peltzman, S. (2000): "Prices Rise Faster than they Fall", *Journal of Political Economy*, 108(3), pp. 466-502.

Pollard, P. S. y C. Coughlin (2004): "Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-through at the Industry Level", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Working Paper 2003-029C.

Ramey, V. A., y S. Zubairy (2018): "Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data", *Journal of Political Economy*, 126(2), pp. 850-901.

Romer, C. D., y D. H. Romer (2015): "New Evidence on the Impact of Financial Crises in Advanced Countries", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, N° 21021.

Rubene, I., y R. Colavecchio (2020): "Non-Linear Exchange Rate Pass-Through to Euro Area Inflation: A Local Projection Approach", *European Central Bank*, Working Paper, N° 2362.

Schmidt-Hebbel, K., y A. M. Werner (2002): "Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate", *Economía Journal*, 2(primavera), pp. 31-90.

Sekine, A. y T. Tsuruga (2014): "Effects of Commodity Price Shocks on Inflation: A Cross Country Analysis", Discussion papers e-13-006, Graduate School of Economics Project Center, Kyoto University.

Taylor, J. (2000): "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, 44 (7), pp. 1389-1408.

Teulings, C. N., y N. Zubanov (2014): "Is Economic Recovery a Myth? Robust Estimation of Impulse Responses", *Journal of Applied Econometrics*, 29(3), pp. 497-514.

Torres, G. (2015): "Estimación del pass-through en Argentina 1993-2010", Trabajo Final de Carrera, Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba.

Trajtenberg, L., S. Valdecantos, y D. Vega (2015): "Los determinantes de la inflación en América Latina: un estudio empírico del período 1990-2013", en *Estructura productiva y política*

macroeconómica. Enfoques heterodoxos desde América Latina, eds. A. Bárcena, A. Prado y M. Abeles, CEPAL, Santiago, pp. 163-190.

Vernengo, M. y N. Perry (2017): "Exchange Rate Depreciation, Wage Resistance and Inflation in Argentina (1882-2009)", *Economic Notes*, Vol. 47 (1).

Ware, R., y R. Winter (1988): "Forward Markets, Currency Options and the Hedging of Foreign Exchange Risk", *Journal of International Economics*, 25(3-4), pp. 291-302.

Webber, A. (2000): "Newton's Gravity Law and Import Prices in the Asia Pacific", *Japan and the World Economy*, 12(1), pp. 71-87.

Winkelried, D. (2003): "¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado", *Estudios Económicos*, 10, pp. 1-29.

Anexo

Tradicionalmente se define de manera algebraica a la elasticidad del índice de precios con respecto al tipo de cambio como sigue:

$$\text{Pass Through} = \frac{p_{t+h} - p_{t-1}}{e_t - e_{t-1}} \quad (1)$$

donde los precios (p) están expresados en logaritmos, al igual que la variable del tipo de cambio (e).

Sin embargo, la literatura advierte que un *shock* del tipo de cambio experimentado en un momento dado, puede derivar en aumentos sucesivos de dicha variable en períodos posteriores. Por tanto, se incluye dentro del análisis una definición alternativa del coeficiente de traspaso la cual contempla no sólo los *shocks* presentes del tipo de cambio, sino también los movimientos subsiguientes en dicha variable, producto de una fluctuación en el presente. De modo que la definición del traspaso resulta:

$$\text{Pass Through} = \frac{p_{t+h} - p_{t-1}}{e_{t+h} - e_{t-1}} \quad (2)$$

Así, “el coeficiente de traspaso, para un horizonte dado, se obtiene como el ratio de la respuesta porcentual acumulada del índice de precios, dividido por la respuesta acumulada del tipo de cambio, expresada en puntos porcentuales” (BCRA, 2020, p. 95).

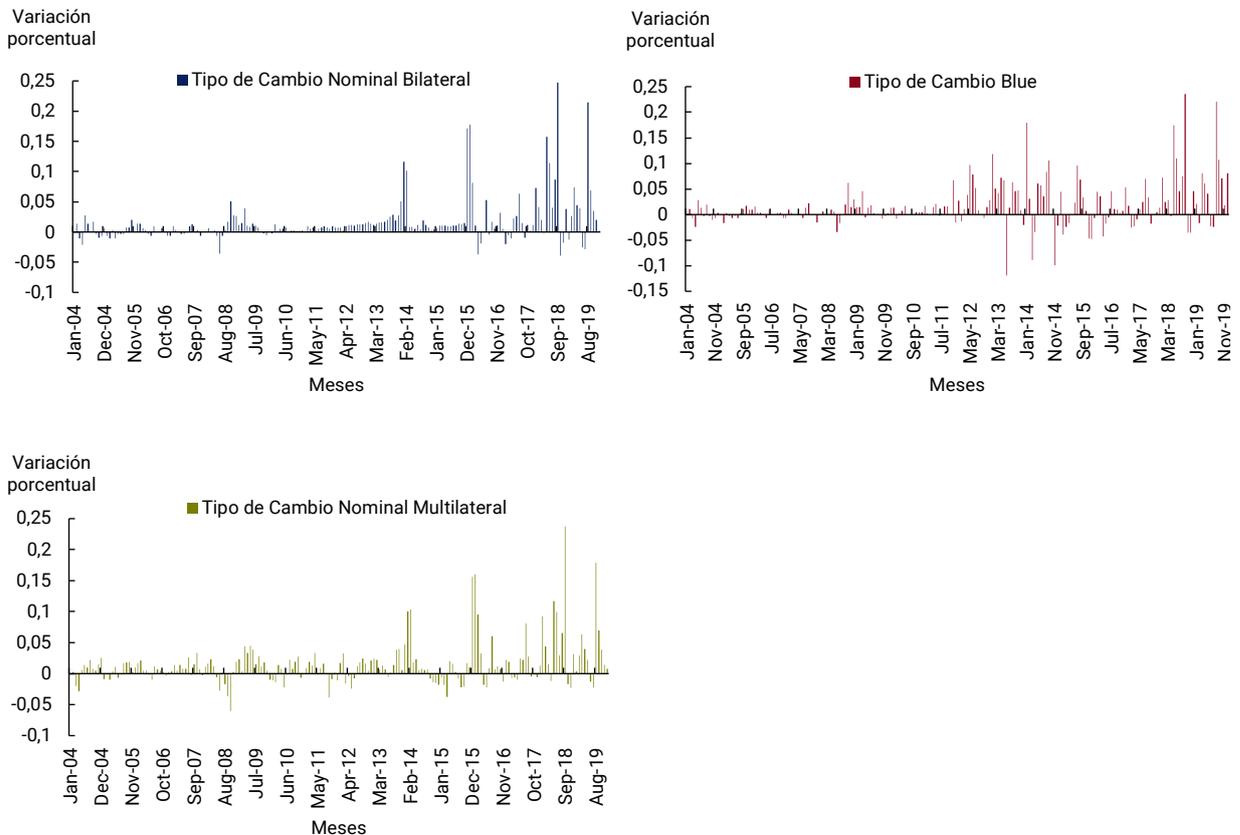
Cabe destacar que las expresiones (1) y (2) resultan equivalentes sólo en contextos donde los *shocks* cambiarios en un período no generen cambios posteriores. En particular, si una depreciación sorpresiva en t lleva a un aumento posterior en el tipo de cambio, la medida utilizada en este trabajo (1) puede estar sesgando hacia arriba al estimador de traspaso. Sin embargo, en contextos donde la variable cambiaría sigue un sucesión geométrica y los precios son rígidos a la baja, el cálculo del coeficiente de traspaso mediante la ecuación (2) nos conduciría a un sesgo hacia arriba en dicho estimador.

A partir del Gráfico 8, para la variable TCNB podemos observar un comportamiento de sucesivos incrementos durante prácticamente todo el período comprendido entre 2008 y 2015, en el cual se divisan variaciones porcentuales positivas de forma casi ininterrumpida. Por tanto, la aplicación de la ecuación (1) para la estimación del ERPT en este contexto nos conduciría a un coeficiente con sesgo hacia arriba.

Mientras que, la misma imagen nos muestra que la variable TCB entre 2014 y 2016 exhibe variaciones positivas y negativas de forma consecutiva. En consecuencia, contemplado la posibilidad de recurrir al cálculo del coeficiente de traspaso definido por la ecuación (2), las variaciones cam-

biarias positivas y negativas se verían compensadas, conduciendo al denominador a niveles cercanos a cero y, en una coyuntura con precios inflexibles a la baja, el coeficiente de traspaso estaría sobredimensionado.

Gráfico 8 | Evolución de las variables cambiarias en variaciones porcentuales



Fuente: Elaboración propia.

La interpretación del coeficiente de traspaso dada por la ecuación (2) está más alineada con la política cambiaria de la actualidad, porque el Banco Central lleva adelante una estrategia de *crawling-peg* (microdevaluaciones sucesivas), donde la variable de ajuste de esta institución, el tipo de cambio nominal bilateral, experimenta incrementos pequeños y sucesivos. De este modo, es factible esperar que una modificación en el tipo de cambio en el momento t sea seguida por incrementos futuros de dicha variable, donde este comportamiento esperado de la variable cambiaria está contemplado en la definición proveniente de la ecuación (2).

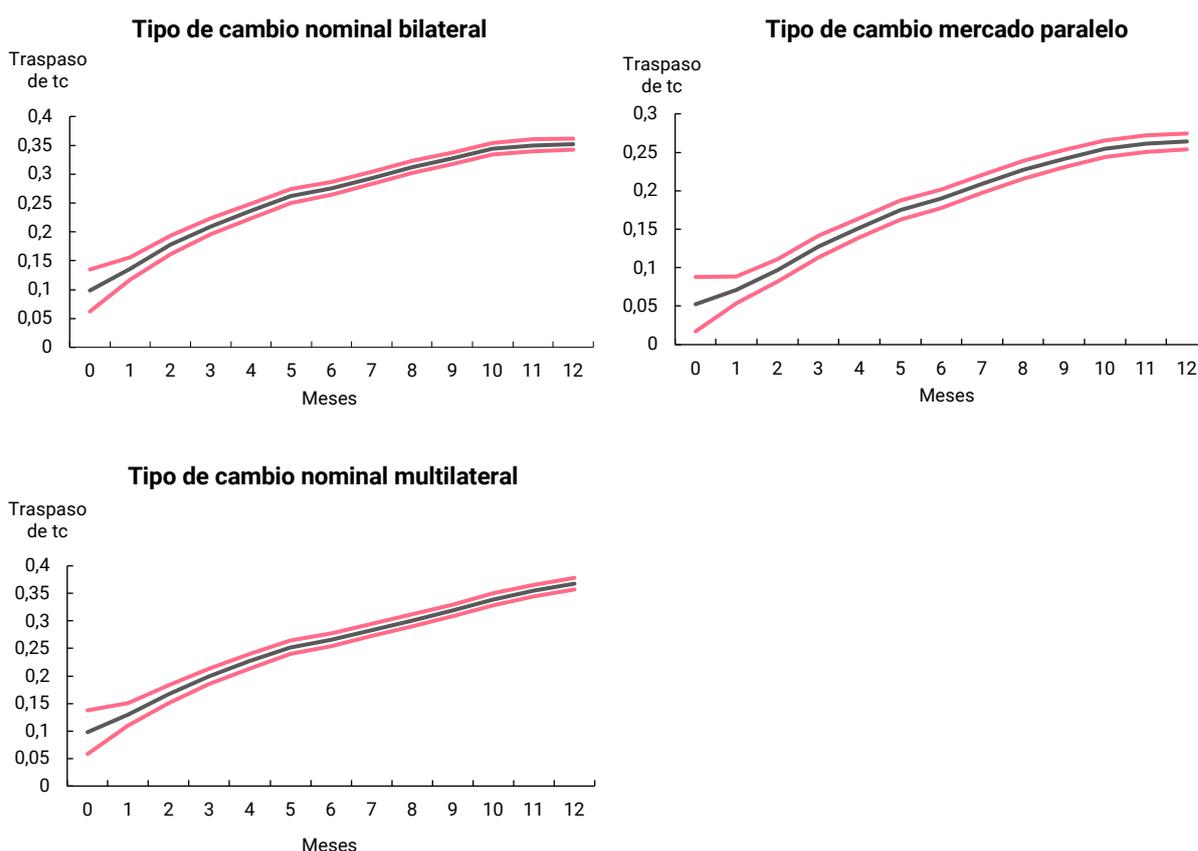
Al introducir esta formulación a nuestro análisis, el modelo a analizar queda conformado por la siguiente ecuación:

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h(e_{t+h} - e_{t-1}) + \sum_{j=1}^q (\rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j}) + x'_t \mu_h + \varepsilon_{i,t+h} \quad (9)$$

A partir de la misma encontramos que el traspaso hacia la inflación es cercano al 36% en el corto plazo (12 meses) para depreciaciones del TCNB, mientras que utilizando el TCNM el traspaso es ligeramente superior, alcanzando el 38% (ver el Gráfico 9). Por su parte, vemos que la inflación se incrementa en un 27% como respuesta a un cambio del 1% en la tasa de depreciación del TCB.

El traspaso a 12 meses para el TCNB se reduce, alcanzando a un nivel cercano al 40%, mientras que con la definición tradicional se ubica en valores similares al 80%. Lo cual nos indica que ajustar por la evolución a posteriori del tipo de cambio se vuelve una herramienta cuantitativamente relevante.

Gráfico 9 | Elasticidad de traspaso, con definición alternativa del traspaso del tipo de cambio



Nota: la línea gris traza el coeficiente β_h de la ecuación (9), contenida en un intervalo de confianza al nivel del 95%.
Fuente: Elaboración propia.

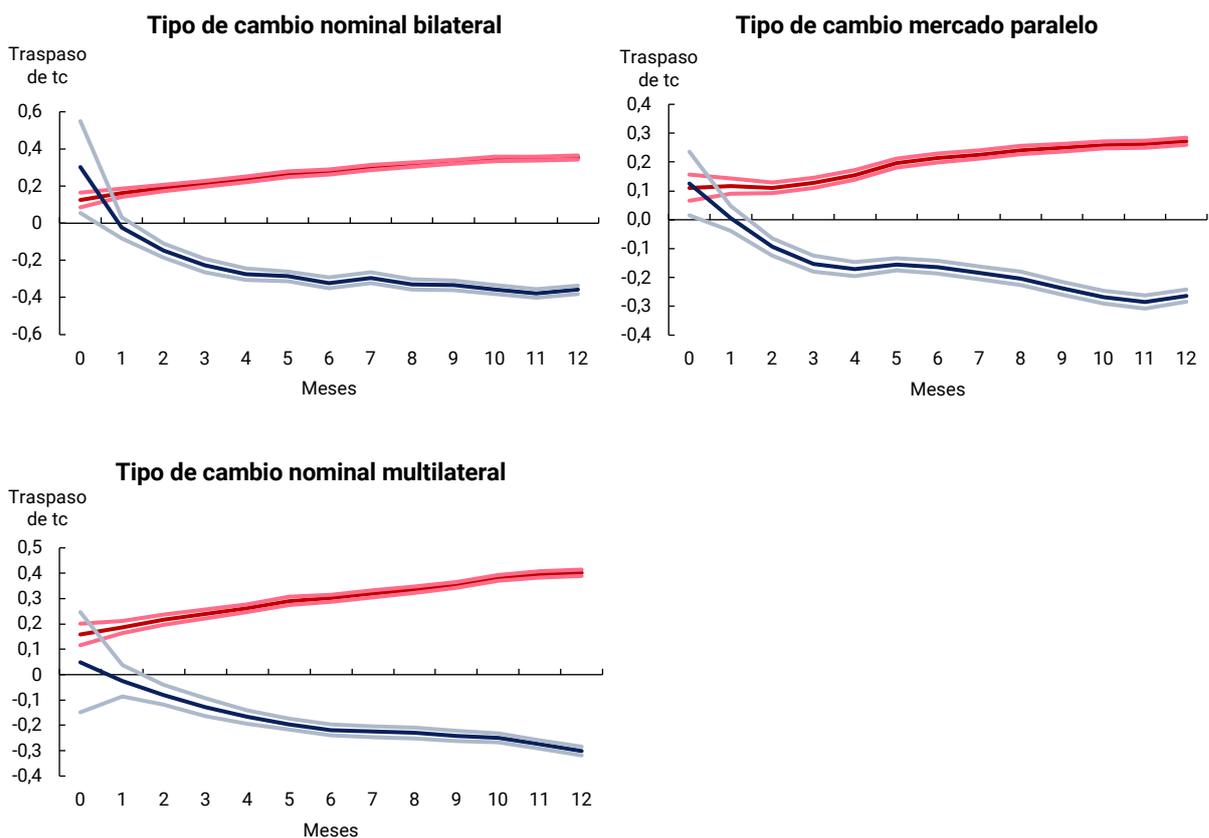
Para capturar las posibles asimetrías y no linealidades presentes en el coeficiente de traspaso, el parámetro β_h en la ecuación (5), procedemos a modificar las ecuaciones (6) y (7) de modo que incluyan no sólo los shocks presentes del tipo de cambio, sino también los shocks futuros producto de una fluctuación en el presente.

Las estimaciones no lineales por LP se obtienen al estimar las siguientes regresiones para cada horizonte de pronóstico h :

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h s_t(e_{t+h} - e_{t-1}) + \gamma_h (1 - s_t)(e_{t+h} - e_{t-1}) + \sum_{j=1}^q (\rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j}) + x'_t \mu_h + v_h s_t + \varepsilon_{t+h} \quad (10)$$

$$p_{t+h} - p_{t-1} = \alpha_h + \beta_h d_t(e_{t+h} - e_{t-1}) + \lambda_h (1 - d_t)(e_{t+h} - e_{t-1}) + \sum_{j=1}^q (\rho_{j,h} \Delta p_{t-j} + \theta_{j,h} \Delta e_{t-j}) + x'_t \mu_h + \zeta_h d_t + \varepsilon_{t+h} \quad (11)$$

Gráfico 10 | Asimetrías en el traspaso, con definición alternativa del traspaso



Nota: la línea roja traza el coeficiente β_h de la ecuación (10), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual del 1% en la tasa de depreciación, mientras que la línea azul describe el parámetro γ_h , el cual indica el coeficiente de traspaso a partir de una apreciación del 1%. Las líneas en color claro describen los intervalos de confianza al nivel del 95%.

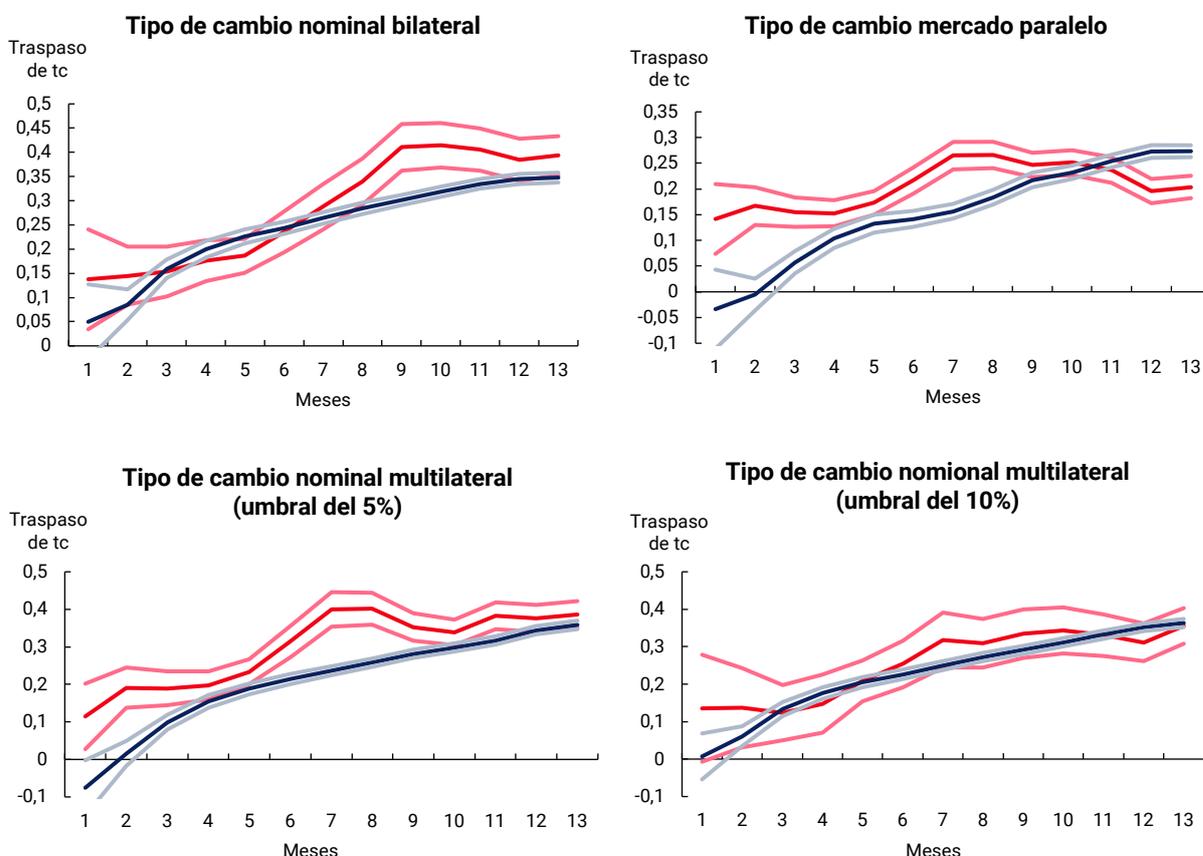
Fuente: Elaboración propia.

En caso de existir simetría, las funciones impulso-respuesta para ambos regímenes deberían ser exactamente opuestas. Como puede apreciarse en el Gráfico 10, se vuelve a verificar la presencia de asimetrías en el traspaso.

Ante una depreciación del 1%, el traspaso de corto plazo alcanza el 35% para el TCNB, 27% para el TCB y 40% para el TCNM. Mientras que este coeficiente adopta los siguientes valores, 37% y 28%,

en caso de apreciaciones en el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo del 1%. Por su parte, la elasticidad de traspaso tiene una magnitud del 30% frente a apreciaciones del tipo de cambio multilateral del 1%.

Gráfico 11 | No linealidades en el traspaso, con definición alternativa del traspaso



Fuente: Elaboración propia.

Empleando la técnica de proyecciones locales estimamos la ecuación (11) que toma el efecto de las depreciaciones profundas sobre los precios. La misma nos devuelve los resultados capturados por el Gráfico 11, donde la línea roja describe el comportamiento del coeficiente σ , que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual superior al umbral τ en la tasa de depreciación, la línea azul traza la evolución de λ , mientras que las líneas en color claro describen el intervalo de confianza de estos coeficientes al 95%.

Allí se evidencia que las depreciaciones por encima del umbral inducen a un mayor coeficiente del traspaso, cuando observamos el TCNB y el TCNM. En contraposición, siguiendo al TCB, el coeficiente de traspaso de las depreciaciones por debajo del umbral supera al que resulta de las fluctuaciones por encima del valor τ .

Más específicamente, la elasticidad del traspaso asciende al 39% para un año cuando el TCNB se deprecia más del 8%, y se aproxima al 34% para depreciaciones por debajo del anterior umbral.

Establecemos un coeficiente de traspaso del 20% en ocasiones donde el TCB fluctúa por encima del 4%, mientras que se ubica en el 27% cuando las oscilaciones cambiarias no superan este umbral. El traspaso sobre los precios es de hasta el 38% como respuesta a depreciaciones mayores al 5% del TCNM, y del 35% cuando no supera dicho umbral. En tanto, el efecto es del 35% para fluctuaciones del TCNM superiores al 10% y del 36% si el movimiento del tipo de cambio se encuentra por debajo de este umbral.

En línea con lo antes descripto, el comportamiento del coeficiente de traspaso para el TCNB y TCNM se asocia a la existencia de costos de menú, donde las pequeñas depreciaciones no logran traspasarse a precios, mientras que sí lo hacen las de mayor magnitud. Mientras que los resultados encontrados empleando la variable del TCB van en contra de la existencia de costos de menú, ya que las pequeñas fluctuaciones se trasladan a precios con mayor fuerza que los movimientos cambiarios de gran magnitud.

Los resultados, producto de aplicar la definición asociada a la ecuación (2), difieren a los expuestos en la sección 4. Donde se observa que se revierte el comportamiento no lineal del coeficiente de traspaso para la variable del TCNB y TCB.