

Asimetrías del Pass through del tipo de cambio a precios: caso argentino (2004-2019)

Matías Barberis

Primer Premio / Categoría Jóvenes Profesionales

12° Premio de Investigación Económica

"Dr. Raúl Prebisch" 2020



BANCO CENTRAL
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

Asimetrías del Pass-Through del tipo de cambio a precios: Caso argentino (2004-2019)

Julio 2020

Abstract

¿Cuál es el impacto de una variación del tipo de cambio sobre el nivel general de precios? ¿Es concebible un efecto similar, pero de signo contrario, ante una depreciación y una apreciación del tipo de cambio? ¿Es este efecto no lineal? Este documento plantea un análisis de la asimetría y no linealidad del traspaso del tipo de cambio sobre los precios que enfrenta el consumidor para la economía argentina durante el período 2004-2019. Utilizando la técnica de proyecciones locales se estima el traspaso en diferentes contextos para realizar pruebas de no linealidad y asimetría. Los resultados sugieren que el efecto es asimétrico para todas las variables de tipo de cambio especificadas, además de una clara evidencia de no linealidad.

I. Introducción

En el período comprendido entre los años 2004 y 2019, el país ha sufrido diversos episodios de depreciación que se condicen con niveles de inflación de similar magnitud (ver gráfico I del anexo). Además, la relación entre el tipo de cambio y del nivel de precios muestran una sorprendente correlación, ya sea que las variables se encuentren expresadas en logaritmos o en variaciones porcentuales (ver Tabla I y II, en el anexo). Como ilustra la imagen anterior, 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.

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 este efecto, así como sus características.

Se entiende al coeficiente de traspaso, o pass-through¹ de tipo del cambio a precios, como el impacto que genera una variación del tipo de cambio sobre los precios internos de una economía.

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 por ciento del tipo de cambio (Goldberg & Knetter, 1997). Sin embargo, la definición se ha 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:

$$Pass\ Through = \frac{\Delta \log IPC}{\Delta \log TCN} \quad (1)$$

En presencia de un pass through 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) comenta 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) sugieren 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 (1997) 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 (2006), quienes concluyen que la transferencia del tipo de cambio es incompleta y que las diferencias

¹ También denominado ERPT, por sus siglas en inglés (Exchange Rate Pass Through)

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 del noventa, muchos países han presenciado una notable disminución de la influencia de fluctuaciones cambiarias sobre el nivel de precios. Observación que comparten con otros autores².

Campa y Goldberg (2002) 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 la proveen Mishkin y Savastano (2001) y Schmidt-Hebbel y Werner (2002), quienes argumentan que este hallazgo de la disminución del ERPT, 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 tanto, determinar acciones de políticas inadecuadas para controlarla.

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

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?

Para responder a estos interrogantes 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 cual las grandes depreciaciones pueden afectar los precios al consumidor más que proporcionalmente. Los resultados 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.

Siguiendo esta introducción, el trabajo se estructura como sigue. En la sección II 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 III 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 IV se describen los resultados obtenidos. Finalmente, el trabajo concluye con una breve reflexión.

II. Revisión de la literatura

i. Exchange Rate Pass-Through

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 explica 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 pass-through 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 *pass-through* 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 indica Rubene y Colavecchio (2020), la literatura se centra en la posibilidad de que el ERPT sea no lineal en varias dimensiones. Estas pueden depender del nivel o volatilidad de la inflación, el estado del ciclo económico, el tipo de shock que impulsa el tipo de cambio o el signo y el 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 & 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 por deprimir 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 ERPT depende del signo o el tamaño del movimiento del tipo de cambio, que aquí denominaremos asimetrías y no linealidades respectivamente.

ii. Asimetrías y No Linealidades en el Pass-Through

La mayoría de los estudios usualmente asumen al pass-through 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 los *costos del 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 los bienes, es decir que enfrentan una menor elasticidad de la demanda, presentan mayor 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 pass through sobre el sector importador. Por el contrario, aquellas empresas con menores markups, no podrán absorber una fuerte apreciación, transmitiendo a los precios de destino una mayor proporción del movimiento del tipo de cambio.

iii. Literatura empírica sobre asimetrías y no linealidades

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 variaba. 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 hacia un ERPT asimétrico en una muestra de países asiáticos, donde observó que el ERPT es 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 por ciento 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 ERPT responde de manera asimétrica a la magnitud de los movimientos en el tipo de cambio, como resultado de la presencia de los costos del menú. Esta misma técnica es utilizada por Nogueira Junior & 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 ERPT 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 a las depreciaciones en “tiempos normales”. Mientras que estos precios parecen no responder de manera asimétrica durante las apreciaciones y depreciaciones. A su vez señalan que el ERPT 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 en la determinación del pass-through. 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 el parámetro de ambos países.

A nivel nacional, 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.

Notar que los resultados suscritos 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 esta técnica.

III. 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.

i. 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 el modelo de vectores autorregresivos (VAR) se ha utilizado tradicionalmente para identificar choques estructurales y recuperar simultáneamente los impulso-respuesta correspondientes, existe un enfoque alternativo que ha crecido en popularidad durante la última década. Se trata de las 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 choque estructural, para diferentes horizontes de predicción. La FIR viene dada por la secuencia de coeficientes de regresión del choque estructural (Barnichon & Brownlees, 2017)

Jordà (2005) plantea que los impulso respuesta pueden obtenerse a partir de modelos de predicción directa que son reestimados para cada período en el tiempo. El primer paso consiste en estimar por mínimos cuadrados ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés) cada uno de los h horizontes de predicción, con $h = 0, 1, \dots, H$:

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

En donde α^h es un vector de constantes y B_i^h son matrices de coeficientes para cada rezago p y horizonte h . Jordà (2005) denomina al conjunto 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 and 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 choque o impulso. En palabras de Jordà (2005, pag. 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)³, más robustas frente a errores de especificación. 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

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.

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 impulsivas que dependen del estado de la economía. Por mencionar un ejemplo, Ramey 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

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.

del tipo de cambio real debido a la ayuda extranjera en países en desarrollo. Jordà y Taylor (2013), a partir de la técnica de proyecciones locales, documentan los efectos de la austeridad en los agregados macroeconómicos, mientras que Jordà et al. (2013) estima los efectos del exceso de crédito en varias variables macroeconómicas. Por su parte, autores como Gaggli (2009), Caselli y Roitman (2016), Cueva (2018) y Rubene y Colavecchio (2020) emplean las LP para estudiar el traspaso de las fluctuaciones cambiarias sobre 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.

ii. 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 nominal⁵, 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. 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.

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

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 (Carriere-Swallow et al. 2017). Por 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 MCO.

El interés central de esta investigación radica en estimar el efecto de una fluctuación el 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 ERPT 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.

iii. Datos

- Índice de Precios al Consumidor (IPC), 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, también incorporamos el tipo de cambio nominal bilateral del mercado paralelo (TCB) o “dólar blue”, fuente: Ámbito Financiero⁶.
- EMAE (Estimador Mensual de Actividad Económica), fuente: INDEC. A partir de este indicador, y su versión desestacionalizada, se procedió a la creación de la brecha del producto.
- Los índices de precios de los commodities seleccionados corresponden a precios de la energía, alimentos y bebidas y materiales industriales desarrollado por el FMI⁷.

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 mencionado. 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 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 nuestra historia. Por tanto, para

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

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

conducir a un análisis más exhaustivo, introducimos tanto las estimaciones utilizando 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 Tabla III del anexo.

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 la tabla IV, muestran que las variables de análisis, medidas en logaritmos, son no estacionarias, rechazándose esta hipótesis para los niveles de significación de 99% que se considera una medida que minimiza el 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 tabla V del anexo), 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 la tabla VI (ver anexo) no verifica la presencia de una relación de largo plazo.

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).

IV. Resultados

i. Especificación lineal

Estimamos el modelo de referencia para un horizonte de 12 meses, dichos resultados son expuestos en la figura II (ver anexo), 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 negra) 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.

En la imagen 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 ERPT es ligeramente superior al 60%. Por su parte, vemos que la inflación se incrementa en un 68% como respuesta a un cambio del 1% en la tasa de depreciación del TCNM.

Estos resultados se ubican por encima de los expuestos por la literatura reciente. Castiglione (2017) encuentra una elasticidad de pass-through de 38% a 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 pass-through 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 los 45% luego de 12 meses, mientras que los valores del ERPT estimados por medio del dólar blue son despreciables. Sin embargo, como menciona Aron et al. (2014), las estimaciones del ERPT 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.

ii. Especificación No lineal

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

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 localmente⁸. A partir de la figura III (ver anexo), observamos que la relación entre la inflación y la variación del

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.

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 :

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

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

notar que a partir de la inclusión (en 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 depreciación.

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 pass through durante periodos de “fuerte depreciación” versus “periodos normales”, estos últimos son captados por el parámetro λ_h .

a. Asimetrías

El análisis de la ecuación (6) nos devuelve los resultados detallados en el gráfico V (ver anexo), 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 superponerse. Ante una depreciación del 1% el pass-through 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 TCNM del 1%. Notar que al adoptar signo negativo el coeficiente de traspaso, está indicando que ante una reducción en la tasa de depreciación en 1%, la inflación se incrementa, en lugar de reducirse.

La presencia de asimetrías hallada en el traspaso es coherente a 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 pass-through 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.

b. 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 1 al 99.

La imagen VI (ver anexo) 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.

Para ahondar en la investigación sobre la hipótesis de la existencia de múltiples regímenes, la figura VII (ver anexo) muestra la conducta de los coeficientes ϕ (panel A) y η (panel B) 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 muy estables cuando la tasa de depreciación está por debajo del umbral, esto se divisa el panel B. A su vez, siguiendo el panel A, las oscilaciones del tipo de cambio por encima del valor umbral muestran que el comportamiento del coeficiente de traspaso se revierte alrededor de los umbrales hallados previamente. 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.

La evolución del coeficiente de transferencia del tipo de cambio a través de los regímenes de depreciación sugiere que existen no linealidades de tamaño. 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 la inflación. La misma nos devuelve los resultados capturados por la figura VIII (ver anexo), donde la línea azul traza el comportamiento del coeficiente σ , y la línea roja la evolución de λ , mientras que el área sombreada describe el intervalo de confianza de estos coeficientes al 95%. En esta imagen, los paneles A, B, C y D se corresponden con las variables TCNB, TCB y TCNM respectivamente, donde esta última variable, al presentar dos valores umbrales, cuenta con dos paneles (C y D) que describen su conducta.

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 .

Más específicamente, la elasticidad del pass-through 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.

V. 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 de la tabla VII, 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. Contradiendo la existencia de costos de menú.

Los datos expuestos en dicha tabla nos permiten confirmar la hipótesis aquí planteada: la presencia de asimetrías y no linealidades detrás de la elasticidad de pass-through.

VI. Conclusión

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 pass-through 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 la inflación frente a distintas magnitudes en las fluctuaciones cambiarias. 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, el pass-through alcanza los 130%. Reflejando un mayor coeficiente de traspaso en períodos normales.

Centrándonos en las depreciaciones del TCB, el ERPT 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.

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.

Anexo

Gráfico I. Evolución Volatilidad del IPC, TCN y TCNM

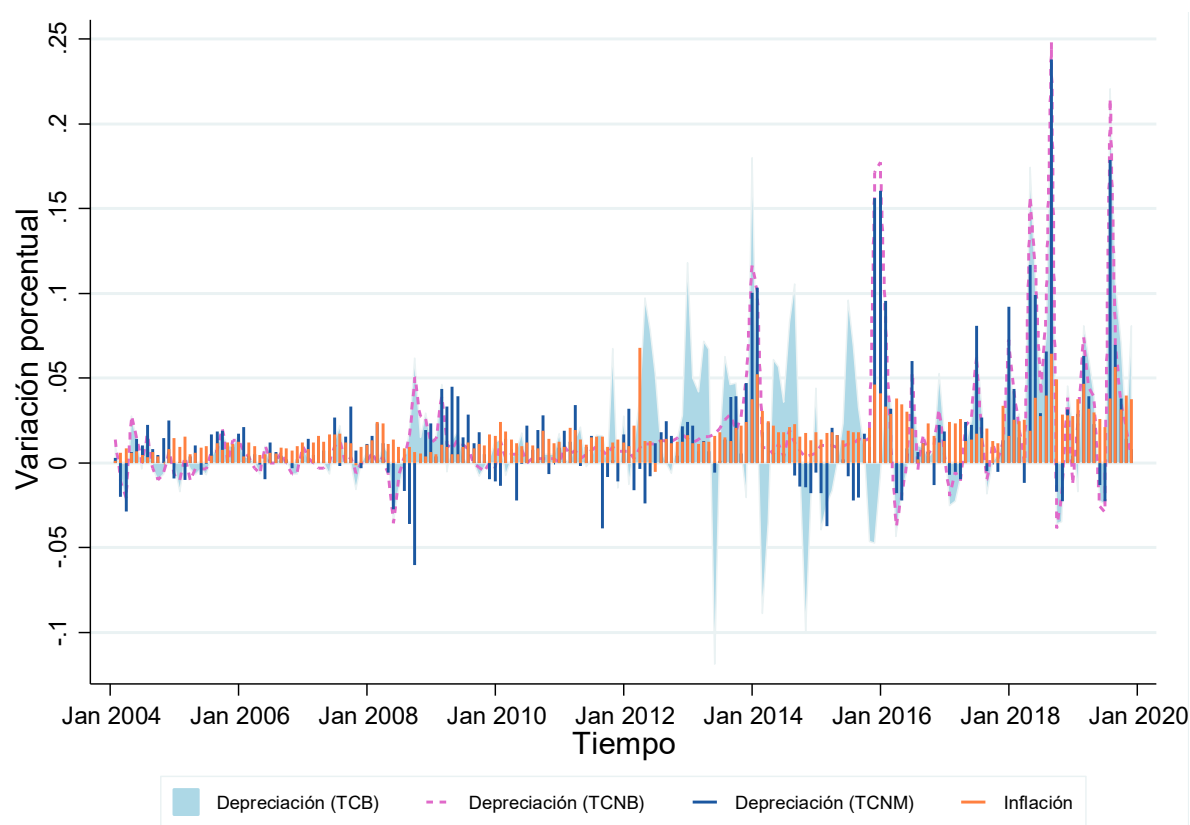


Tabla I. Correlación: Variables en logaritmos

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

Tabla II. Correlación: Variables en variaciones porcentuales

Variables	Inflación	Depreciación (TCNB)	Depreciación (TCB)	Depreciación (TCNM)
Inflación	1			
Depreciación (TCNB)	0.497***	1		
Depreciación (TCB)	0.300***	0.628***	1	
Depreciación (TCNM)	0.464***	0.887***	0.524***	1

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Tabla III. Estadística Descriptiva

Variables	Observaciones	Media	Desvío Estándar	Mínimo	Máximo
Inflación	191	0.0169	0.0116	-0.0055	0.0680
Devaluación (TCNB)	191	0.0159	0.0371	-0.0388	0.2478
Devaluación (TCB)	191	0.0168	0.0439	-0.1189	0.2353
Devaluación (TCNM)	191	0.0148	0.0359	-0.0601	0.2378

Tabla IV. 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

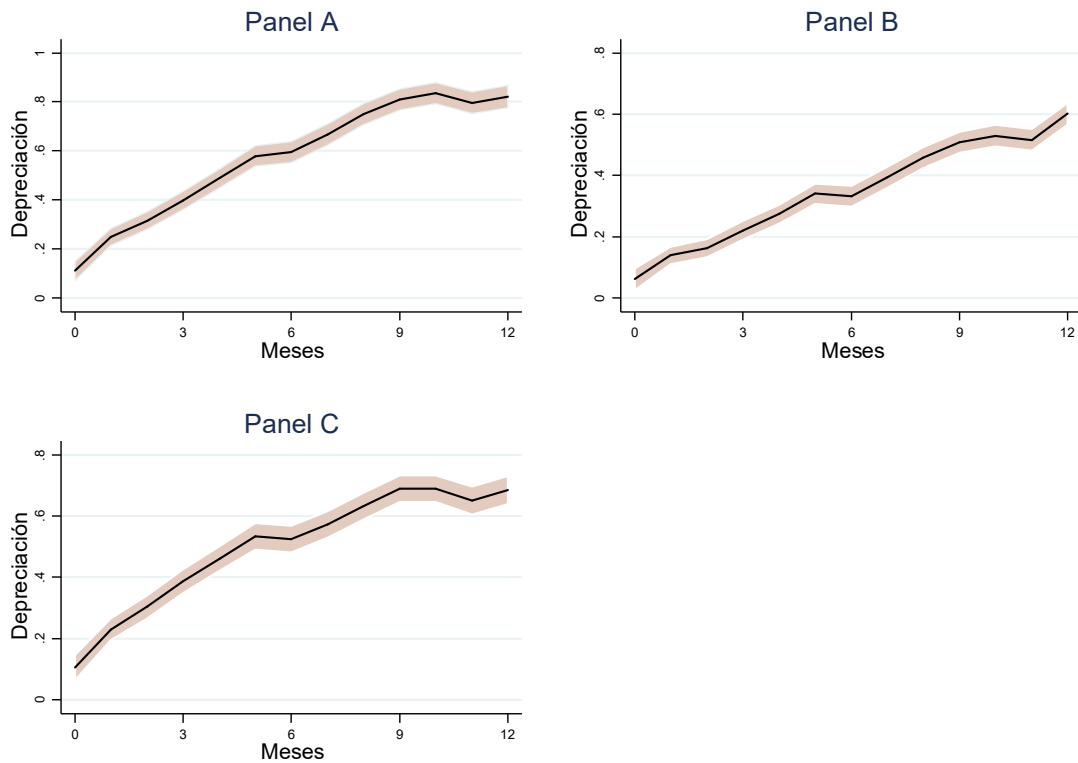
Tabla V. Test de Raíces Unitarias (variables en diferencias)

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									
	Tendencia	-8.269	0.000	-10.078	0.000	-11.019	0.000	-9.429	0.000

Tabla VI. Test de Raíces Unitarias sobre los residuos

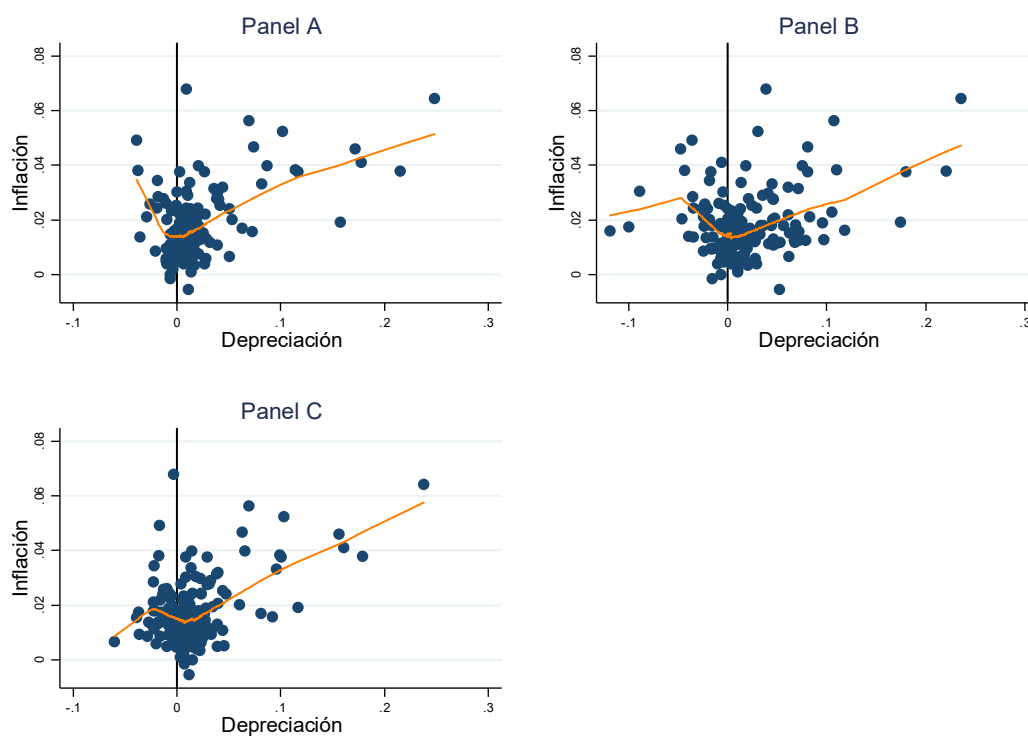
Test	Variable	TCNB		TCB		TCNM	
		t	p-valor	t	p-valor	t	p-valor
ADF		3.440	1.000	3.429	1.000	2.683	0.999
	Tendencia	0.371	0.997	0.219	0.996	0.440	0.997
	Deriva	3.440	1.000	3.429	1.000	2.683	0.996
PP		4.275	1.000	3.825	1.000	3.283	1.000
	Tendencia	0.442	0.997	0.211	0.996	0.439	0.997

Gráfico III. Elasticidad de traspaso



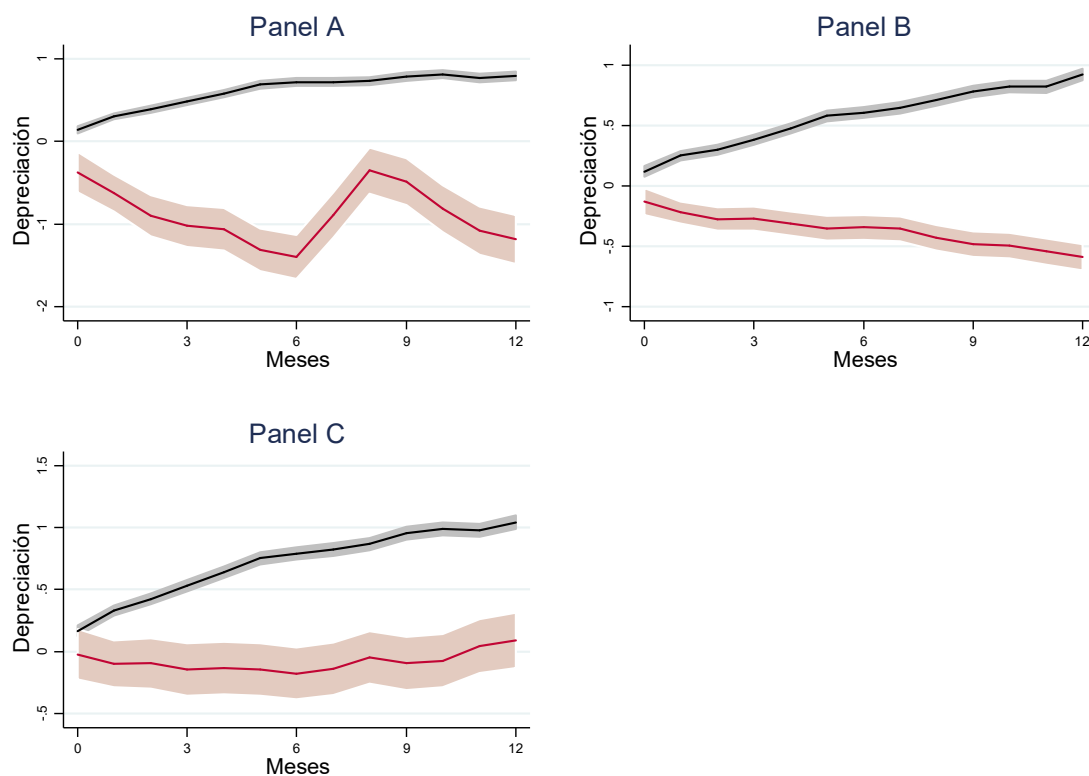
Nota: La línea traza el coeficiente β_h de la ecuación (5), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio del 1% en la tasa de depreciación/apreciación. Mientras que la sombra en color claro describe el intervalo de confianza al nivel del 95%. Se utiliza la variable del TCNB en el panel A, del TCB en el panel B, y del TCNM en el panel C.

Gráfico IV. Relación incondicional suavizada entre Inflación y Tipo de cambio



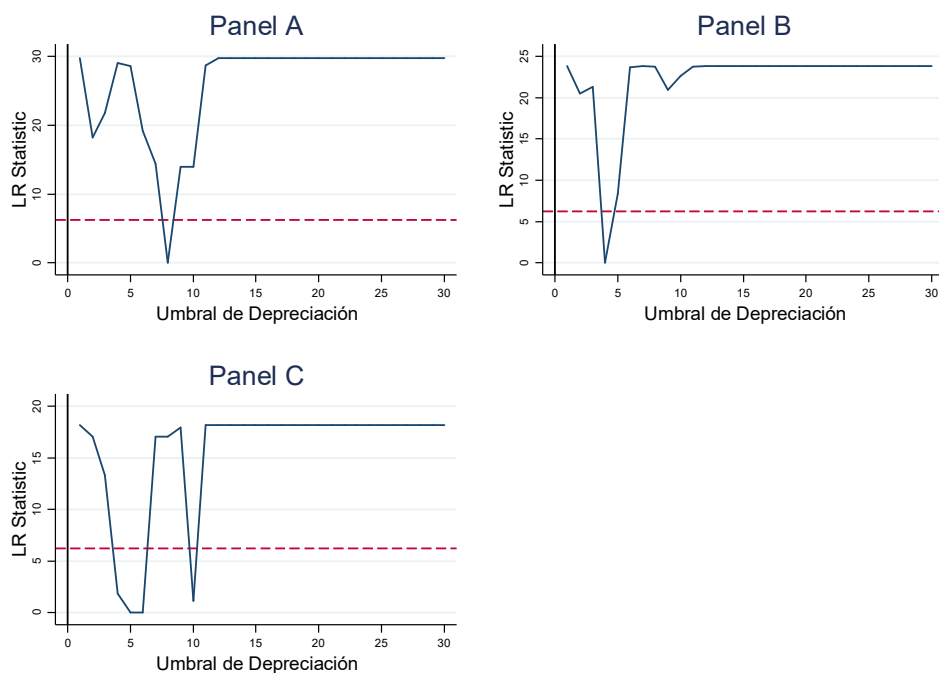
Nota: En azul está representada la nube de puntos que relaciona la inflación y la depreciación del tipo de cambio. Mientras que la curva naranja describe los valores suavizados obtenidos a partir de la regresión local de la inflación sobre la depreciación. Se utiliza la variable del TCNB en el panel A, del TCB en el panel B, y el TCNM en el panel C.

Gráfico V. Asimetrías en el ERPT



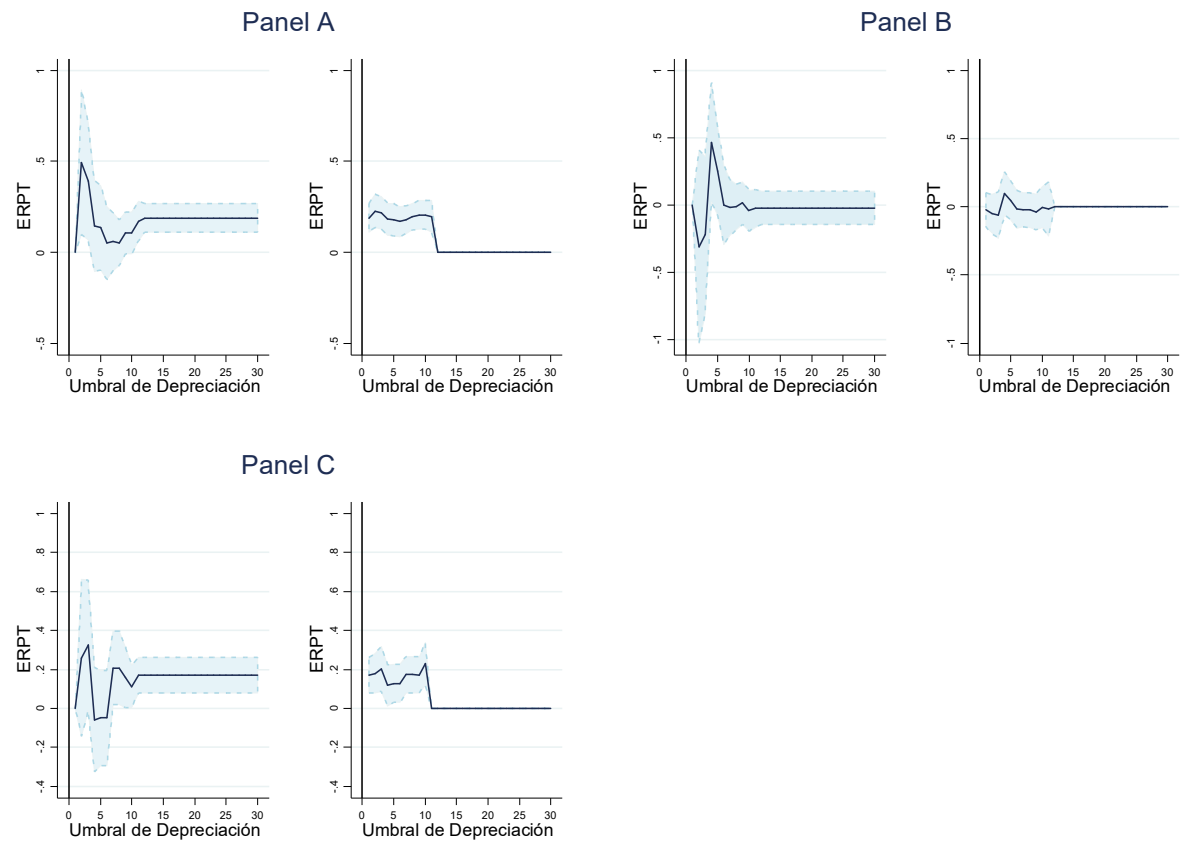
Nota: La línea gris traza el coeficiente β_h de la ecuación (6), que denota el cambio porcentual en la inflación debido a un cambio porcentual del 1% en la tasa de depreciación, mientras que la línea roja describe el parámetro γ_h , el cual indica el coeficiente de traspaso a partir de una apreciación del 1%. La sombra en color claro describe los intervalos de confianza al nivel del 95%. Se utiliza la variable del TCNB en el panel A, del TCB en el panel B, y el TCNM en el panel C.

Gráfico VI. Test LR para determinar el umbral



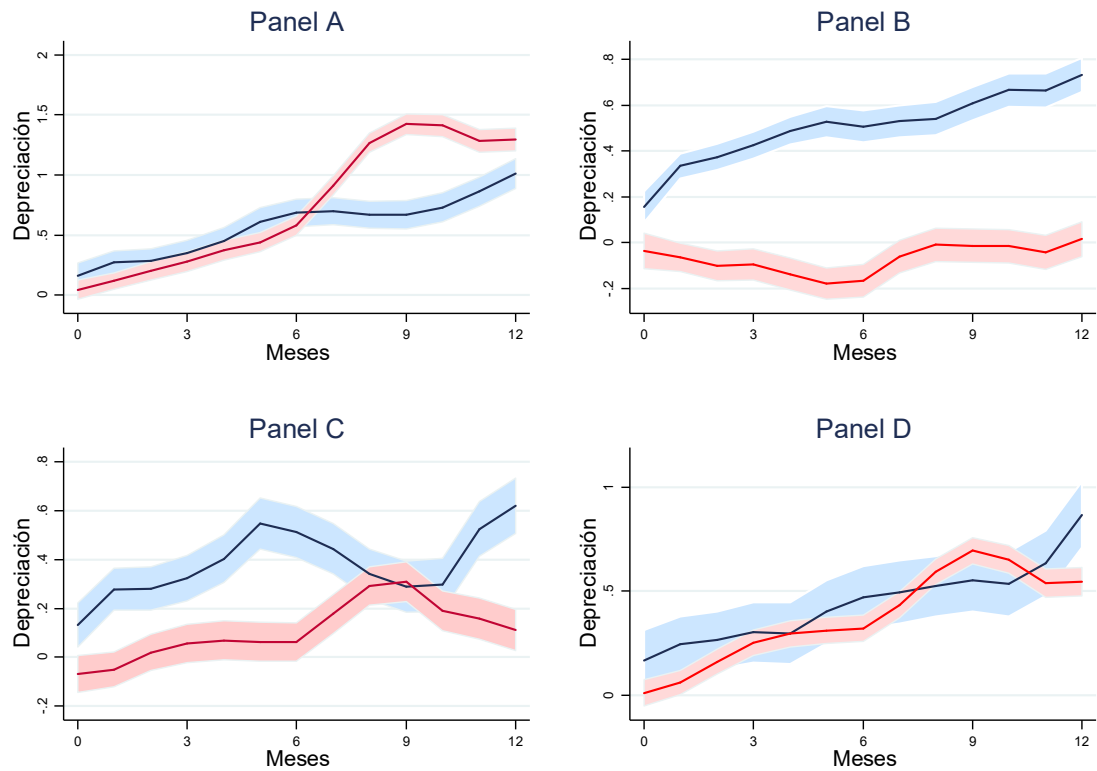
Nota: La línea azul traza el estadístico LR, mientras que la línea roja indica el valor crítico al 10% según Hansen (1999). Se utiliza la variable del TCNB en el panel A, del TCB en el panel B, y el TCNM en el panel C.

Gráfico VII. ERPT en relación a umbrales de depreciación



Nota: Se utiliza la variable del TCNB en el panel A, del TCB en el panel B, y el TCNM en el panel C.

Gráfico VIII: No linealidad del ERPT



Nota: La línea azul 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 roja 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%. Se utiliza la variable del TCNB en el panel A, del TCB en el panel B, y del TCNM en el panel C y D, estos últimos con umbrales al 5% y 10% respectivamente.

Tabla VII. 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
	TCNB Apreciación	-1.19	-0.50
	TCB Depreciación	0.93	1.28
	TCB Apreciación	-0.59	-0.50
	TCNM Depreciación	1.04	1.60
	TCNM Apreciación	0.09	0.75
Con No Linealidades	TCNB Depreciación <8%	1.30	0.94
	TCNB Depreciación >8%	1.01	0.29
	TCB Depreciación <4%	0.02	0.47
	TCB Depreciación >4%	0.73	0.87
	TCNM Depreciación <5%	0.11	0.12
	TCNM Depreciación >5%	0.62	0.71
	TCNM Depreciación <10%	0.54	0.98
	TCNM Depreciación >10%	0.87	-0.45

Referencias

- Aron, J., Macdonald, R., & Muellbauer, J. (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), 101-143.
- Berman, N. & Martin, P. & Mayer, T. (2012). How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes? *The Quarterly Journal of Economics*. 127.
- Brito, F. F., & Mendoza, O. E. (2018). Dinámica del Pass-Through de Dinámica del Pass-Through de Tipo de Cambio en Economías Pequeñas y Abiertas: El Caso Pequeñas y Abiertas: El Caso de la República Dominicana. *Foro de Investigadores de Bancos Centrales del Consejo Monetario Centroamericano*.

Brufman, J. Z., Trajtenberg, L. A., & Donaldson, M. P. (2017). Modelos autorregresivos con umbral: estimando el pass-through del tipo de cambio a precios domésticos. *Cuadernos del CIMBAGE*, (19), 67-85.

Brun-Aguerre, R., Fuertes, A. M., & Greenwood-Nimmo, M. (2016). Heads I Win, Tails You Lose: Asymmetry in Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. *Journal of the Royal Statistical Society (A)*-Forthcoming.

Bussiere, M. (2013). Exchange rate pass-through to trade prices: The role of nonlinearities and asymmetries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(5), 731-758.

Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets. *The IUP Journal of Monetary Economics*, 5 (4), 84-102.

Carriere-Swallow, M. Y., Gruss, B., Magud, M. N. E., & Valencia, M. F. (2017). Monetary policy credibility and exchange rate pass-through. *International Monetary Fund*.

Caselli, F. G., & Roitman, A. (2016). Non-linear exchange rate pass-through in emerging markets. *IMF Working Paper No. 16/1*.

Castiglione, B. (2017). El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación VECM para el caso argentino (2005-2017).

Chelala, S. (2014). Una curva de Phillips con doble pass-through. Estimación para el caso argentino. *Ensayos de Economía*, 23(44), 101-116.

Choudhri, E., & Hakura, D. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25 (4), 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), 55-81.

Delatte, A. L. y López-Villavicencio, A. (2012). Transmisión asimétrica del tipo de cambio: evidencia de los principales países. *Revista de Macroeconomía*, 34 (3), 833-844.

Gaggl, P. (2009). The Role of Exchange Rate Movements for Prices in the Euro Area. *Monetary Policy & the Economy*, 83.

Frankel, J., Parsley, D., & Wei, S. J. (2012). Slow pass-through around the world: a new import for developing countries? *Open Economies Review*, 23(2), 213-251.

Ghosh, A. (2013). Transferencia del tipo de cambio, macro fundamentos y elección de régimen en América Latina. *Journal of Macroeconomics*, 35, 163-171.

Hamilton, J. D. (1994), Time Series Analysis.

Krugman, P. (1986). Pricing to market when the exchange rate changes (No. w1926). *National Bureau of Economic Research*.

Kilian L. & Kim Y. J. (2011) How reliable are local projection estimators of impulse responses? *Review of Economics and Statistics*, 93(4):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), 511-537.

Menon, J. (1995). Exchange rate pass-through. *Journal of Economic Surveys*, 9 (2), 197-231.

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

Nogueira Júnior, R. P., & León-Ledesma, M. (2008). Exchange rate pass-through into inflation: The role of asymmetries and non-linearities (No. 08, 01). *Department of Economics Discussion Paper*.

Otero, G. A., Cadelli, M. E., Carbajal, R., & Cerimedo, F. (2005). Explorando los determinantes del traspaso de la devaluación a precios. *Documento de Trabajo*.

Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of political economy*, 108(3), 466-502.

Pollard, P. S., & Coughlin, C. C. (2004). Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level. *University of Nottingham Research Paper*,

Rubene, I., & Colavecchio, R. (2020). Non-linear exchange rate pass-through to euro area inflation: a local projection approach.

Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44 (7), 1389-1408.

Teulings y Zubanov (2014)

Ware, R., & Winter, R. (1988). Forward markets, currency options and the hedging of foreign exchange risk. *Journal of International Economics*, 25(3-4), 291-302.