



Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú

RONALD ALONSO CUEVA*

¿Cuál es el impacto de una variación del tipo de cambio sobre el nivel general de precios a los consumidores? ¿Se podría esperar un efecto similar (pero de signo contrario) de una depreciación frente al de una apreciación? ¿Es este efecto no-lineal? Las técnicas y resultados utilizados para responder a estas preguntas han supuesto que el traspaso al tipo de cambio es lineal y, por lo tanto, lo han estimado de esa manera. Este documento plantea un análisis de la no-linealidad del traspaso para México y Perú, dos países que redujeron la inflación a menos de un dígito a partir del nuevo milenio, y que asumieron políticas de metas inflacionarias a partir del año 2002. 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 ha sido mayor en Perú que en México, además de una clara evidencia de no-linealidad y efectos asimétricos del parámetro en ambos países.

Palabras Clave : Coeficiente de traspaso, tipo de cambio, no linealidad.

Clasificación JEL : E27, F31, C51.

La relación entre variaciones del tipo de cambio y del nivel de precios en la economía, muestra una sorprendente correlación (ver Gráfico 1). En el período comprendido entre los años 1975 y 2010, países como México, Turquía y Venezuela experimentaron grandes niveles de depreciación y, a su vez, tuvieron niveles de inflación de similar magnitud. El impacto de la variación del tipo de cambio en la inflación es un aspecto de importante estudio para países con una historia de inflación severa. Pero, además, la mayor integración entre las naciones en el mundo y la dismantelación de barreras reales y financieras en un contexto de mayor globalización, resalta la importancia de analizar el efecto de variaciones en el tipo de cambio sobre la inflación, así como sus características.

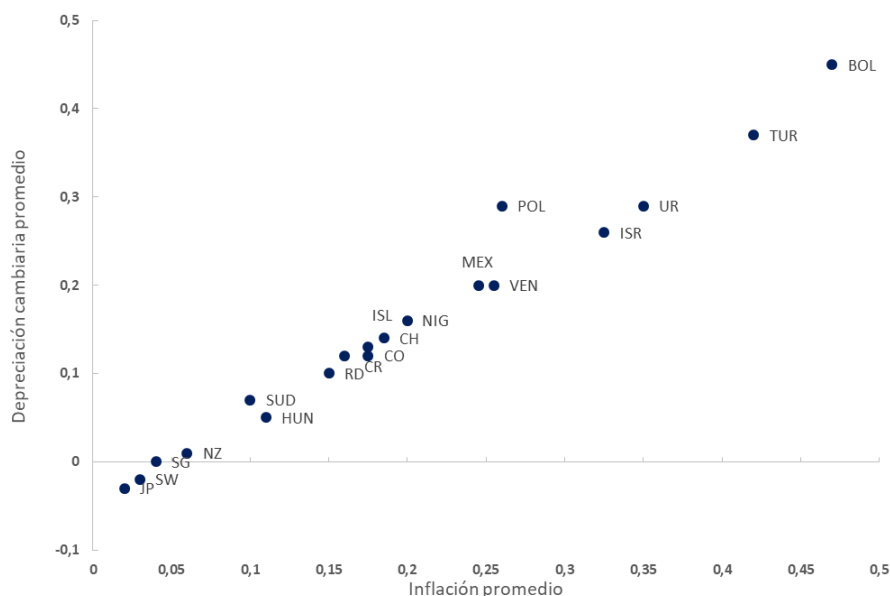
“Una fuente perenne de inflación para la mayoría de economías se da a través del mercado cambiario y sus canales de transmisión” (Ghosh, 2013) ¿Cómo son estos canales y de qué depende su traspaso? ¿Qué tipos de bienes son los más susceptibles a cambios en el valor de la moneda local? Según Winkelried (2003), en una economía abierta, la depreciación de una moneda es fuente de presiones inflacionarias siempre que se incremente el precio doméstico de los bienes transables, de insumos importados o de los

* Universidad del Pacífico, Av. Salaverry 2020, Lima 11, Perú (email: ra.cuevac@alum.up.edu.pe)

Se agradece los comentarios y sugerencias de Diego Winkelried, Bruno Seminario y Marco Terrones, así como el apoyo del Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP). Las opiniones que se expresan en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor.

productos finales denominados en moneda extranjera.¹ Sin embargo, ¿cuánto riesgo inflacionario supone una depreciación de la moneda local?

GRÁFICO 1. Variación del tipo de cambio e inflación en países seleccionados: 1975-2010



Fuente: Larraín y Sachs (2011)

Este riesgo depende de cuánto de la disminución del valor de la moneda sea transmitido al precio de las importaciones y, finalmente, a los consumidores ((Mishkin, 2008)). El efecto de la fluctuación en el tipo de cambio sobre el nivel general de precios, independientemente de los canales por los que esta transmisión se dé, es conocido como traspaso del tipo de cambio.

El objetivo de este documento es averiguar cuán estable es el traspaso. Gran parte de la literatura lo ha considerado como una medida estable y, por lo tanto, lo ha estimado de esa manera.² Sin embargo, es más natural pensar en el ERPT como un parámetro altamente dependiente del estado de la economía. Para empezar, el efecto que tengan las fluctuaciones en el tipo de cambio sobre el nivel de precios debería depender de la magnitud de la fluctuación del tipo de cambio. Por ejemplo, una fuerte depreciación debería llevar a niveles de inflación más que proporcionales de los que generaría una ligera depreciación.

Asimismo, los efectos de una apreciación frente a una depreciación deberían ser, evidentemente, distintos en signo, pero, ¿y en magnitud? No representa lo mismo para las empresas (especialmente importadoras) tener que asumir un incremento del tipo de cambio que una disminución. ¿Se encontrarán dispuestas a reducir precios ante una apreciación de la moneda? ¿A partir de qué nivel de apreciación se daría este efecto? Entender correctamente cómo fluctuaciones en el tipo de cambio afectan a la inflación resulta de interés para la política monetaria. En primer lugar, predicciones sobre la inflación futura podrían ser erróneas ante especificaciones o supuestos incompletos del estado de la economía. En consecuencia, esto podría desembarcar en políticas ineficaces de las instituciones a cargo. En segundo lugar, y tal como Winkelried (2003) señala, la no-linealidad del traspaso puede variar los efectos de las acciones del banco central sobre su objetivo central.

¹ Ver Mishkin (2008) y Winkelried (2003) para mayor detalle.

² Para el caso peruano, consúltese Armas y otros (2001), Rossini (2001) y Miller (2003). Para México, Capistrán y otros (2012) y Cortés (2013), entre otros.

A partir de los años noventa, los países en desarrollo experimentaron una reducción del traspaso a niveles comparables con aquellos de los países más desarrollados, aspecto que resalta el estudio de Caselli y Roitman (2016). Sin embargo, la discusión al respecto ha sido limitada. Frankel y otros (2005) señalan que muchos de los estudios econométricos del traspaso se han basado en transferencias al precio de las importaciones en países desarrollados, dejando de lado a los países en desarrollo. Para estos últimos, resaltan las investigaciones de Choudhri y Hakura (2001), quienes estudian cómo cambia el traspaso según el ambiente inflacionario en 71 países. Además, se encuentran las investigaciones de Taylor (2000), Gagnon y Ihrig (2004) y la de Borensztein y De Gregorio (1999) quienes también estudian la reducción del traspaso en países emergentes. Si bien el traspaso a nivel mundial se ha reducido, es de interés entender por qué la volatilidad del tipo de cambio y de la inflación ha sido mayor en países emergentes y, por lo tanto, entender cómo se desarrolla el proceso agregado de determinación de precios en estos países.

Este documento se enfoca en el caso de México y Perú, países latinoamericanos que asumieron una política de metas explícitas de inflación a inicios del nuevo milenio. Básicamente, el estudio analiza el período comprendido entre los años 2002 y 2016, época que representa una mayor estabilidad en la volatilidad del cambio de precios (a comparación de inicios de los años noventa). Como se mencionó, se estudiarán las similitudes y diferencias de la estabilidad del traspaso entre estos dos países, principalmente sobre la base de no linealidades y asimetrías.

A partir del año 2000 se han dado diferentes factores macroeconómicos que permiten que la investigación sobre la relación entre el tipo de cambio y nivel de precios sea poco regular. México y Perú redujeron la inflación de cifras elevadas a niveles internacionales (no superiores a un dígito). Asimismo, estos países liberaron su mercado y tuvieron un cambio en la estructura de su economía, adoptando metas de inflación. Además, en la primera década del 2000, América Latina experimentó una expansión económica, gracias al auge de los *commodities*, aspecto que apreció la moneda de ambos países. Todos estos hechos hacen que la dinámica inflacionaria y cambiaria en estos dos países sea un interesante caso de estudio.

Por último, las (no) linealidades y características del traspaso, de estas dos economías, se estudiarán utilizando la técnica de proyecciones locales (LP por sus siglas en inglés). Su implementación permite resumir el análisis a una sola ecuación (estimada varias veces) en lugar de utilizar un sistema VAR. Este aspecto resulta muy conveniente, especialmente cuando se desconoce o se especifica erróneamente el proceso generador de datos (PGD).

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se realiza una revisión de literatura sobre aspectos del traspaso, como mecanismos de transmisión en países en desarrollo, así como análisis de artículos que estudien las no linealidades del parámetro. En la sección 2 se realizará una discusión conceptual de la técnica de proyecciones locales, así como de la metodología a seguir en el presente documento. En la sección 3 se describirá la data a utilizar y se presentarán los principales resultados para México y Perú. Finalmente, en la sección 4 se presentan las conclusiones y recomendaciones y puntualiza aspectos futuros a investigar.

1. REVISIÓN DE LITERATURA

Se puede definir al traspaso como el grado en el cual variaciones en el tipo de cambio son transmitidos a los precios domésticos a lo largo de la cadena de distribución. “Un alto nivel de traspaso puede generar un espiral de inflación-depreciación como el que vivieron varios países latinoamericanos en los ochenta y noventa. Asimismo, un bajo nivel de Pass-Through permite un mejor control de la inflación por parte de la política monetaria y, además, ser más independiente de fluctuaciones del tipo de cambio” (Capistrán y

otros, 2012).

Dentro de los estudios pioneros sobre el traspaso, destaca el de [Mordechai \(1977\)](#), quien halla un estimado para siete economías avanzadas, no solo en cambios en el nivel de precios, sino también en volúmenes de exportación. Gran parte de la literatura en ese entonces se enfocó en investigar el efecto del Acuerdo de Washington sobre los precios de comercialización de los flujos internacionales. Años después, la investigación se centró en aspectos de organización industrial y poder de mercado, como [Goldberg y Knetter \(1996\)](#) quienes se enfocan en estudiar la variación del traspaso entre diferentes países, con un énfasis especial en el poder de mercado de las empresas y discriminación de precios. En el caso de América Latina, los estudios para México y Perú hallaron distintos niveles de traspaso. Por ejemplo, en el caso peruano, [Armas y otros \(2001\)](#) hallan un coeficiente de 12 % en un año, mientras que [Clinton y Perrault \(2001\)](#) calculan un nivel de traspaso de 22 %.³ Sin embargo, y como se verá a continuación, la mayoría de estudios sí señalan la disminución del traspaso a partir de los años noventa.

No obstante, ¿cómo se da este traspaso? ¿Cuáles son los canales por los que movimientos del tipo de cambio afectan a la inflación? “El canal más convencional se da a través del precio en moneda local de los bienes importados” ([Guillermo y Rodríguez, 2014](#)). Este traspaso depende, en gran medida, del comportamiento de los competidores extranjeros importadores de bienes. Bajo un esquema de *Pricing to market*, como el que planteó [Krugman \(1987\)](#), las empresas extranjeras establecen los precios deliberadamente en diferentes países, de manera cuidadosa a cómo actúen sus competidores en los mercados locales. Si estas empresas, tanto extranjeras como locales, fijan el precio a nivel local (de acuerdo a su moneda), se verán forzadas a asumir, ellas mismas, las fluctuaciones en el tipo de cambio.⁴ En consecuencia, el traspaso podría ser bajo o nulo. Por otro lado, cuando los precios de los bienes importados están dados en moneda extranjera y vendidos así a los consumidores (como es el caso de los vehículos en Perú), cualquier variación del tipo de cambio será traspasada directamente a los consumidores de este tipo de bienes. Por lo mismo, en ese caso, el traspaso a los bienes importados sería completo. Sin embargo, “...los costos de distribución no se verán afectados y, por lo tanto, reducirán los efectos de movimientos del tipo de cambio sobre el índice de precios al consumidor” ([Borensztein y Queijo von Heideken, 2016](#)).

Es importante mencionar, a su vez, que esta literatura de *Pricing to market* no se aplica en el caso de bienes homogéneos, como es el caso de los commodities, para los cuales se esperaría un traspaso completo. Asimismo, las consideraciones vistas hasta el momento pueden tomarse como efectos de primer orden y de canal directo tal como [Capistrán y otros \(2012\)](#) señalan en su documento (Gráfico 2). Por su parte, efectos de primer orden y de canal indirecto se dan a través de los mecanismos que inciden sobre la demanda interna agregada y que son trasladados a los precios finales. En este canal, los autores señalan que una depreciación del tipo de cambio encarecerá los bienes importados con respecto a los domésticos, lo que incrementaría la demanda de estos últimos, generando presiones al alza de los precios al consumidor.

Además, [Capistrán y otros \(2012\)](#) señalan la presencia de efectos de segundo orden (que son, a su vez, los de nivel macro) y a través de los cuales el canal de transmisión depende de cómo se formen las expectativas de inflación (Gráfico 2). En un entorno de inflación alta y volátil, especialmente si el compromiso de la autoridad monetaria con la estabilidad de precios no es creíble, las expectativas de inflación tienden a no estar bien ancladas. En ese contexto, ante depreciaciones del tipo de cambio, los efectos de primer orden mencionados anteriormente podrían activarse y los agentes económicos responder ajustando los precios al alza y, por ende, generando mayores presiones inflacionarias.

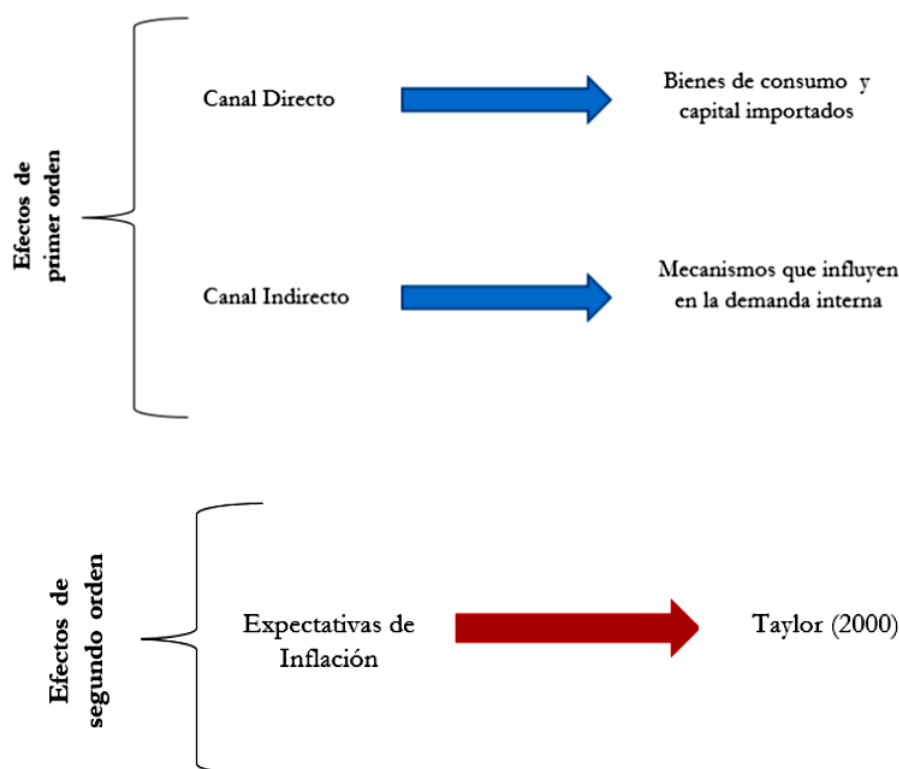
Sobre la base de estos canales ¿cómo se explicaría la no-linealidad y/o inestabilidad de este parámetro?

³ El período de estudio para el primer caso fue entre 1991 y el 2000, mientras que del segundo fue de 1990-1999.

⁴ Lo mismo también dependerá del poder de mercado que tengan estas empresas.

Al respecto, Pérez y Vega (2015) señalan el modelo de Ball y Mankiw en el que explican la asimetría ante shocks en el tipo de cambio como un modelo en el que las empresas tienen un precio deseado que se ve afectado no sólo por shocks sino, naturalmente, por la inflación inherente. Por lo mismo, ante shocks negativos del tipo de cambio (una apreciación), los precios deberían inducirse a la baja, sin embargo, el efecto de la inflación inherente reducirá ese traspaso y las empresas reducirán sus incentivos a reducir los precios. Por otro lado, lo mismo no ocurriría ante shocks positivos del tipo de cambio, lo que explicaría la asimetría del parámetro.

GRÁFICO 2. Efectos de primer y segundo orden ante una variación del tipo de cambio



Fuente: Capistrán, Ibarra-Ramírez & Ramos-Francia (2012). Elaboración propia.

Una excelente revisión de las posibles explicaciones de la no linealidad del parámetro la realiza Björg (2015), quien plantea una serie de supuestos teóricos. Se describe, en primer lugar, la participación en el mercado de las empresas exportadoras señalando los efectos *Pricing-to-market* de Krugman (1987). Estas, a fin de mantener su cuota en el mercado, se comportarán de distinta manera ante una apreciación que una depreciación. Es decir, a fin de mantener su participación, las empresas estarán dispuestas a reducir su *Mark-up* ante una depreciación de la moneda en el país importador, a diferencia de una apreciación, en la que posiblemente mantengan sus *Mark-ups* y permitan que los precios varíen. En segundo lugar, el autor señala restricciones de cantidad vinculantes, las cuales se dan cuando la habilidad para incrementar las ventas del exportador debido a una depreciación de la moneda local se ven limitadas por capacidad o cuotas. Ante este contexto, las empresas podrían reaccionar incrementando sus *Mark-ups* y cobrarlos en sus mercados consumidores (Pollard y Coughlin, 2004). Un tercer supuesto de las no linealidades podría explicarse por rigidez a la baja de los precios, la cual señala que las empresas son más reacias a disminuirlos que ha aumentarlos ante un shock.

Igualmente, se encuentra el supuesto de sustitución de la producción. Este señala que, ante una

depreciación de su moneda, las empresas podrían utilizar inputs de producción locales en vez de importados, sin alterar su costo de producción, mantener los precios de exportación estables y, por lo tanto, tener un traspaso de alguna magnitud. 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 contraefecto al incremento de precios, debido a la depreciación en el país exportador, lo que generaría un traspaso limitado o nulo. Esta explicación podría generar una explicación del porqué de la asimetría del traspaso. Finalmente, los efectos de los costos de menú que, a diferencia de lo mencionado anteriormente, “...ocasionarían diferentes traspasos de acuerdo a algún umbral en la fluctuación del tipo de cambio, ante el que las empresas modificarían sus precios” (Björg (2015)). ¿Existe evidencia de estas características de no linealidad y asimetría del traspaso? ¿Qué se ha logrado demostrar a la fecha de producción de este documento?

Uno de los estudios más resaltantes del traspaso es el de Frankel y otros (2005), en el que se halla un efecto umbral para depreciaciones superiores a los 25 puntos porcentuales. Es decir, el traspaso para depreciaciones superiores a ese nivel es proporcionalmente mayor que depreciaciones por debajo del mismo. De la misma manera, los autores estudian el nivel de simetría del traspaso y encuentran evidencia de una rigidez inferior de los precios ante una apreciación. Por otro lado, Bussière (2013) señala que los precios de las exportaciones se encuentran normalmente limitados inferiormente, lo que facilita a los exportadores incrementar sus *Mark-ups* más que a reducirlo. Esto implicaría que, ante una depreciación del tipo de cambio, los exportadores incrementarían los precios de sus productos más de lo que los reducirían ante una apreciación. En otras palabras, una depreciación en el país importador o una apreciación en el país exportador, significaría que los exportadores no reducirán sus precios tanto como sí los aumentarían ante una depreciación. En consecuencia, el traspaso será mayor en el lado del país importador. De acuerdo con Caselli y Roitman (2016), tales hechos evidencian la asimetría de este parámetro.

En un contexto más específico, Berman y otros (2012) estudian el caso para bienes de mayor calidad. En su investigación, los autores encuentran que este tipo de bienes tiene un mayor *Mark-up*, por lo que la elasticidad-precio ante una fluctuación del tipo de cambio es mayor. Este aspecto es causante, de no linealidades; es decir, ante una gran apreciación del tipo de cambio, “...las empresas exportadoras de estos bienes podrán asumir este movimiento en sus *Mark-ups* a diferencia de las pequeñas empresas” (Caselli y Roitman (2016)) que, en consecuencia, saldrían del mercado. Por lo mismo, el traspaso será menor ante una gran depreciación en el país importador.

En este punto, es importante mencionar el cambio en el traspaso luego de la adopción de la política de Inflation Targeting (IT) en varios países, especialmente aquellos en desarrollo. Por ejemplo, Mishkin y Schmidt-Hebbel (2007), desarrollaron un VAR para 21 países industrializados y emergentes, y realizaron una comparación de la adopción del IT o no. Ellos encontraron que el traspaso ha sido menor para los países que adoptaron ese esquema.⁵ Por su parte, Taylor (2000) estudió la relación entre el traspaso y el entorno inflacionario. El autor concluye que las firmas mantendrían sus precios constantes a manera de seguir siendo competitivas debido a la efectividad del IT en mantener los niveles de inflación bajos.

Para el caso de los países latinoamericanos, el estudio de asimetrías y no linealidades ha sido más limitado. Las principales investigaciones han sido las de Caselli y Roitman (2016) y la de Frankel y otros (2005). En el primer caso, los autores hallan la presencia de no linealidades, especialmente para depreciaciones mayores a los 10 y 20 puntos porcentuales, respectivamente. Asimismo, encuentran evidencia de la presencia de asimetrías, como también de un menor traspaso en los países bajo un esquema de IT. Por su parte, Frankel y otros (2005) encuentran que el clima monetario es importante al momento de determinar el traspaso. Su investigación indica que este parámetro ha sido mayor en un entorno de mayor

⁵ Este mecanismo se mantiene debido a las expectativas de que la economía continuará persistentemente con baja inflación.

inflación. De la misma manera, encuentran que ha habido una tendencia hacia la baja del parámetro para los países en desarrollo a partir de 1990.

Dentro de la investigación para México, resalta el documento de [Capistrán y otros \(2012\)](#), quienes hallan que el traspaso a precios del consumidor parece haber disminuido a partir del año 2001. Además, un estudio de [Ghosh \(2013\)](#) halla que el traspaso varía de acuerdo al ciclo económico. Ellos hallan que existe una relación positiva entre el traspaso y el ciclo, es decir, que cuando la actividad económica se encuentra por encima de su potencial, el parámetro se incrementa.

Específicamente para el caso peruano, los estudios de no linealidades y asimetrías se dieron a partir de la investigación de [Winkelried \(2003\)](#), quien encuentra que una depreciación marcada implica un traspaso mayor, entre 8 y 10 puntos porcentuales, respectivamente, que una depreciación moderada. De igual modo, en etapas expansivas, el traspaso se duplica, con un efecto a un año cercano al 30%.⁶ Esto indicaría que, en etapas de crecimiento económico, las empresas encuentran más fácil incrementar los precios ante una depreciación que en etapas normales o de recesión. Otro hallazgo importante de este estudio es que la presencia de una fuerte dolarización de la economía genera asimetrías en el traspaso y, que una reducción del ratio de dolarización tendería a reducir el traspaso en 10% en el corto plazo.

De manera similar, [Pérez y Vega \(2015\)](#) estudian la asimetría del traspaso en el Perú. Ellos encuentran, después de plantear un SVAR, un marcado nivel de asimetría en los precios a los consumidores y de las importaciones. El nivel del traspaso tras un shock de depreciación es el doble del tamaño que el de un shock de apreciación.⁷

Para concluir, cabe resaltar que la mayoría de estudios que se han enfocado a investigar al traspaso al nivel de precios, se basaron en una metodología de planteamiento de vectores autorregresivos (VAR) o derivados. En este documento se utilizará el método de proyecciones locales planteado por [Jordà \(2005\)](#). En este método se presenta, a través de técnicas semiparamétricas, una manera de estimar funciones impulso respuesta (FIR) que sean robustas a malas especificaciones del proceso generador de datos (PGD). En la siguiente sección se presenta con mayor detalle la metodología de identificación y de proyecciones locales.

2. PROYECCIONES LOCALES

Esta investigación utiliza el método planteado por [Jordà \(2005\)](#) en el que se desarrolla una técnica semiparamétrica para computar impulso respuestas conocida como proyecciones locales (LP por sus siglas en inglés). Este método tiene varias ventajas; en primer lugar, las estimaciones con LP son más robustas a malas especificaciones del PGD. Si el VAR es una buena aproximación del PGD, es natural y óptimo utilizar este procedimiento para obtener estimados en todos los horizontes de estudio. Sin embargo, si el VAR no representa adecuadamente al PGD, las funciones impulso respuesta (FIR) se encontrarán sesgadas ([Ronayne, 2011](#)). Este aspecto brinda una ventaja al uso de LP sobre un VAR, ya que no requiere una especificación y estimación de la verdadera dinámica multivariada (que, además, es desconocida). En segundo lugar, el uso de proyecciones locales provee inferencia apropiada que no requiere de aproximaciones por el método delta o técnicas numéricas para su cálculo. Además, las LP se acomodan más fácilmente a especificaciones no lineales, que serían poco prácticas o imposibles de realizar

⁶ Además, el autor halla que, en etapas expansivas, la velocidad de la transferencia se duplica.

⁷ Sus hallazgos indican que, ante un shock de depreciación, el PT a un año es de 20% y solo de 10% en el caso de un shock de apreciación.

en un contexto multivariado.⁸ Por lo mismo, y de acuerdo con Caselli y Roitman (2016), esto representa una de las principales ventajas del uso de LP, ya que otorga flexibilidad para obtener la respuesta dinámica de las variables ante un shock.

El uso de LP fue estudiado por Ronayne (2011), quien concluye que estas representan un remedio al sesgo generado por las FIR obtenidas a través de un VAR. Asimismo, Gagg (2009) y Caselli y Roitman (2016) estudian el traspaso debido a fluctuaciones en el tipo de cambio utilizando el método de proyecciones locales. Así como el estudio de Jarotschkin y Kraay (2013), quienes también utilizan esta metodología para estudiar sobre los movimientos del tipo de cambio debido a ayuda extranjera en países en desarrollo. 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, y el de Sekine y Tsuruga (2014), quienes estiman los efectos de shocks en los precios de commodities en la inflación.

A continuación, se expone la metodología de las proyecciones locales de acuerdo a Jordà (2005) sobre la base de la relación con un VAR, tal como el desarrollado en Hamilton (1994).

2.1. MARCO CONCEPTUAL

Una función impulso-respuesta representa cómo determinadas variables económicas reaccionan en el tiempo debido a un impulso exógeno o, dicho de otra manera, los mecanismos a través de los cuales un shock se propaga a lo largo del tiempo. Considere la matriz ψ_s , proveniente de la representación $MA(\infty)$:

$$\psi_s = \frac{dy_{t+s}}{d\epsilon'_t} \quad (1)$$

De la cual, el elemento de la fila i , columna j de ψ_s identifica las consecuencias de un incremento de la variable j en el período t (ϵ'_t) en la variable k en el período $t + s$ (y_{t+s}), manteniendo todo el resto de variables constantes en el tiempo. Luego, una representación de este elemento como una función de s se denomina función impulso respuesta (FIR). Sin embargo, un impulso respuesta también se define como la diferencia entre dos pronósticos (ver Hamilton (1994)):

$$IR(t, s, d_i) = E(y_{t+s}|v_t = d_i; X_t) - E(y_{t+s}|v_t = \underline{0}; X_t) \quad (2)$$

con $s = 0, 1, 2$.

La expresión (2) indica que la FIR mide la reacción de las variables del sistema en $t+s$ para $s = 1, 2, \dots, S$ ante un shock del vector de innovaciones d_i en el momento t . Además, X_t es el conjunto de información disponible hasta el momento t (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots); $E(\cdot|\cdot)$ representa el mejor predictor del error cuadrático medio, y_t es un vector de $n \times 1$; $\underline{0}$ es un vector de dimensión $n \times 1$ y v_t es un vector de innovaciones en donde d_i contiene el conjunto de shocks experimentales.

Esta expresión muestra que el objetivo estadístico al calcular impulsos respuesta se encuentra en obtener las mejores predicciones. Tal hazaña puede lograrse después de iterar recursivamente un modelo

⁸ El mismo que se ve limitado por: i) la habilidad de estimar conjuntamente un sistema no-lineal de ecuaciones y las dificultades computacionales que esto implicaría, ii) la complejidad de generar pronósticos en diferentes horizontes desde un modelo multivariado no lineal y iii) la complejidad de computar errores estándar para pronósticos y, por lo tanto, para impulso respuestas. Para una discusión más detallada ver Jordà (2005).

estimado para representar la dependencia estructural de sus observaciones, como por ejemplo un VAR.⁹ No obstante, Jordà (2005) plantea que los impulso respuesta pueden obtenerse de modelos de predicción directa que son reestimados para cada período en el tiempo. Para lo mismo, considere:

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

En donde α^s es un vector de constantes de tamaño $n \times 1$ y B_i^{s+i} son matrices de coeficientes para cada rezago i y horizonte $s + 1$. Jordà (ibid.) denomina al conjunto de h regresiones como las de 3 proyecciones locales. ¿Qué implican estas LP? ¿Existe alguna relación entre LP y la metodología usada en VAR? Estas y otras interrogantes serán resueltas en las siguientes partes del documento.

Sobre la base de la expresión (2), el impulso respuesta de una proyección local en (3) sería:

$$\widehat{IR}(t, s, d_i) = \widehat{B}_1^s d_i \quad (4)$$

Con la normalización de $B_1^0 = I$, en donde los estimados \widehat{B}_1^s representarían los coeficientes del impulso respuesta. En los siguientes párrafos se explicará cómo es que el uso de LP permite obtener coeficientes de la FIR que sean similares a los resultados obtenidos a través de un VAR, así como su implementación e inferencia.

Relación entre VAR y LP

Para establecer la relación entre un VAR y la metodología de proyecciones locales, considere un conjunto de variables para las que se observarán sus interacciones dinámicas. Este grupo de variables se encuentran en el vector y_t , que como un vector autorregresión de orden p , tiene la siguiente forma:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (5)$$

En donde c es un vector de constantes de tamaño $n \times 1$, y ϕ_i una matriz de coeficientes autorregresivos para $j = 1, 2, \dots, p$ y el vector ϵ_t , de tamaño $(n \times 1)$ es un ruido blanco. Luego, con la ayuda del operador de rezagos L , (5) puede expresarse de la siguiente manera: $[I_n - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p] y_t = c + \epsilon_t$, o lo que es lo mismo:

$$\phi(L)y_t = c + \epsilon_t \quad (6)$$

Si el vector autorregresión es estacionario en covarianzas,¹⁰ se pueden tomar esperanzas a cada lado de la ecuación (5) para calcular la media μ del proceso:

$$\mu = c + \phi_1 \mu + \phi_2 \mu + \dots + \phi_p \mu \quad (7)$$

⁹ Cuyo uso sería el óptimo si el modelo planteado representa correctamente al PGD.

¹⁰ Es decir, si sus primeros y segundos momentos ($E[y_t]$ y $E[y_t, y_{t-j}']$) son independientes del momento t .

Y, de esta manera, escribir (5) en términos de desviaciones de la media:

$$(y_t - \mu) = c + \phi_1(y_{t-1} - \mu) + \phi_2(y_{t-2} - \mu) + \cdots + \phi_p(y_{t-p} - \mu) + \epsilon_t \quad (8)$$

Para poder aproximarnos a la expresión de una proyección local, es necesario representar el $VAR(p)$ como un proceso de $VAR(1)$. Definiendo, entonces:

$$\omega_t = \begin{bmatrix} y_t - \mu \\ y_{t-1} - \mu \\ \vdots \\ y_{t-p+1} - \mu \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$F = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \cdots & \phi_{p-1} & \phi_p \\ I_n & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & I_n & 0 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$v_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

De esta manera, la ecuación (8) puede expresarse como un $VAR(1)$:

$$\omega_t = F\omega_{t-1} + v_t \quad (11)$$

y resulta claro ver que en el momento $t + s$, $\omega(t + s)$ será de la siguiente manera:

$$\omega_{t+s} = v_{t+s} + Fv_{t+s-1} + F^2v_{t+s-2} + \cdots + F^{s-1}v_{t+1} + F^s v_t \quad (12)$$

lo que implicaría que:

$$y_{t+s} = \mu + \epsilon_{t+s} + \psi_1 \epsilon_{t+s-1} + \psi_2 \epsilon_{t+s-2} + \cdots + \psi_{s-1} \epsilon_{t+1} + F_{11}^{(ss)}(y_t - \mu) + F_{12}^{(ss)}(y_{t-1} - \mu) + \cdots + F_{1p}^{(ss)}(y_{t-p} - \mu) \quad (13)$$

Luego, si los valores propios se encuentran todos dentro del círculo unitario, entonces $F^s \rightarrow 0$ a

medida que $s \rightarrow \infty$, de esta manera, y_t podría escribirse del siguiente modo:

$$y_t = \mu + \epsilon_t + \psi_1 \epsilon_{t-1} + \psi_2 \epsilon_{t-2} + \psi_3 \epsilon_{t-3} + \dots \equiv \mu + \psi(L)\epsilon_t \quad (14)$$

Comparando (13) con

$$y(t+s) = \alpha^s + B_1^{s+1} y_{t-1} + B_2^{s+1} y_{t-2} + \dots + B_p^{s+1} y_{t-p} + \mu_{t+s}^s \quad (15)$$

se puede inferir que:

$$\begin{aligned} \alpha^s &= (1 - F_1^s - \dots - F_p^s) \mu \\ B_1^{s+1} &= F_1^{s+1} \\ \mu_{t+s}^s &= (v_{t+s} + F_1^1 v_{t+s-1} + \dots + F_1^s v_t) \end{aligned} \quad (16)$$

De esta manera, es posible obtener impulsos-respuesta para cada periodo s al trabajar con (15). A continuación, se explicará cómo aplicar el método de LP para su implementación en cualquier paquete estadístico y cómo su uso permitirá indagar sobre el traspaso, especialmente si este presenta características no-lineales y asimétricas en México y Perú.

3. EL TRASPASO EN MÉXICO Y PERÚ

3.1. MODELO BASE

A manera de ampliar la perspectiva sobre el estudio del traspaso de fluctuaciones del tipo de cambio al nivel de precios, es útil analizar la relación entre las variaciones del tipo de cambio y de la inflación de México y Perú. Para ello, en los gráficos 3 y 4 se muestra la trayectoria del movimiento de estas variables entre los años 2002 y 2016 para México y Perú, respectivamente.

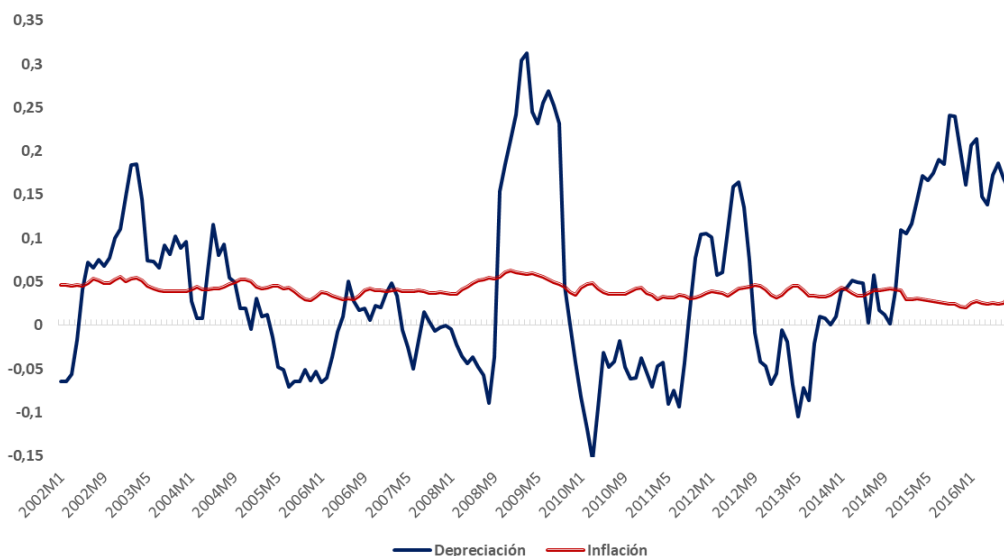
En el caso de México, la relación entre la inflación y la tasa de depreciación disminuyó desde fines de los años noventa, período que coincide con la adopción del esquema de objetivos de inflación. Asimismo, la depreciación entre los años 2008-2009 no tuvo efectos significativos en la inflación. Es más, la correlación entre ambas variables para todo el período de análisis es de 0.09, a diferencia del valor que toma la correlación entre los años 1996-2001, que es de 0.685.¹¹ Tal como señala Capistrán y otros (2012), estos resultados sugieren que la implementación del régimen de objetivos de inflación ha contribuido a anclar las expectativas de inflación lo que, en consecuencia, ha generado que las depreciaciones del tipo de cambio no tengan efectos permanentes sobre la inflación.¹²

En el caso peruano, la inflación también disminuyó hacia fines de la década de los noventa. Asimismo, durante los periodos 2013-2014 y 2015-2016, la depreciación no trajo como consecuencia incrementos del nivel de precios. Sin embargo, el mayor incremento de la inflación se dio durante el periodo de la

¹¹ La correlación entre los años 2002-2016 es de 0.0929.

¹² Estos resultados previos van de la mano con el análisis de Taylor (2000), quien plantea que un ambiente inflacionario bajo y estable conllevaría a un menor traspaso.

GRÁFICO 3. *Inflación y tasa de depreciación nominal en México: 2002-2016*
(Variación porcentual anual)



Fuente: Elaboración propia.

Gran Recesión en el que alcanzó un pico de 6%. Por ello, la correlación entre ambas variables para todo el período de análisis es de 0.21 (mientras que entre los años 1996-2001 fue de 0.31).¹³ Lo mismo sugiere, que al igual que para el caso mexicano, el esquema de objetivos de inflación, permitió anclar las expectativas de esta última y, plausiblemente, disminuir cualquier traspaso en un cambio del valor de la moneda.

GRÁFICO 4. *Inflación y tasa de depreciación nominal en Perú: 2002-2016*
(Variación porcentual anual)



Fuente: Elaboración propia.

¹³ La correlación entre los años 2002-2016 fue de 0.21.

Estas correlaciones entre ambas variables también se observan en los anexos A1 y A2, en donde para el caso peruano los periodos de mayor depreciación también han significado periodos de mayor inflación, mientras que para el caso mexicano la relación parece ser más independiente. Asimismo, estas gráficas permiten obtener una primera idea de la relación depreciación/apreciación en ambos países. Para ninguna de las dos naciones, periodos de apreciación han significado también periodos de reducción del nivel de precios. De esta manera, podría hablarse de una rigidez inferior del nivel de precios y, por lo tanto, causa de asimetrías.

Previo a la estimación del traspaso, es importante caracterizar la medición de la inflación en ambos países. De acuerdo al Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú, el índice de precios al consumidor (IPC) se compone como se muestra en el Cuadro 1, mientras que el índice nacional de precios al consumidor (INPC) de México se muestra en el Cuadro 2.

CUADRO 1. *Composición del IPC en Perú*
(En porcentaje)

División	Ponderación
Alimentos y bebidas	37.82
Vestido y calzado	5.38
Alquiler de vivienda, combustible y electricidad	9.29
Muebles y mantenimiento de la vivienda	5.75
Cuidados de la salud y servicios médicos	3.69
Transporte y comunicaciones	16.45
Esparcimiento, cultura y diversión	14.93
Otros bienes y servicios	6.69
Total	100.00

Fuente: Metodología del cambio de año base 2009 del IPC de Lima Metropolitana. INEI (2010). Elaboración propia.

CUADRO 2. *Composición del INPC en México*
(En porcentaje)

División	Ponderación
Alimentos, bebidas y tabaco	23.29
Ropa, calzado y accesorios	5.04
Vivienda	28.18
Muebles y accesorios domésticos	4.10
Salud y cuidado personal	7.83
Transporte	14.64
Educación y esparcimiento	9.16
Otros servicios	7.76
Total	100.00

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2010). Elaboración propia.

Como puede observarse, las ocho divisiones en las que se estructuran los índices de precios en México y Perú son similares para el periodo en análisis, lo que permitirá comparar los resultados entre ambos países. Sin embargo, es importante hacer una anotación: El peso que se asigna a los alimentos en Perú es considerablemente mayor al que se le da en México. En consecuencia, fluctuaciones o shocks en el precio

de estos bienes afectarán de mayor manera a la medición de la inflación en Perú que en México y, por ende, debería esperarse un traspaso mayor para el primero. De manera similar, la ponderación de gastos de vivienda es mayor en México que en Perú, y dado que los precios de alquiler y venta suelen ser más estables para esta categoría,¹⁴ fluctuaciones en el tipo de cambio en el caso mexicano serán traspasadas en menor medida al nivel de precios que para el caso peruano.¹⁵

Un análisis estadístico de los datos de depreciación e inflación (medidos con respecto al período anterior) entre los años 2002-2016, se presenta en el Cuadro 3.

CUADRO 3. Estadísticas descriptivas de la inflación y depreciación en México y Perú, 2012-2016

Estadísticas	(En porcentaje)			
	México		Perú	
	Depreciación	Inflación	Depreciación	Inflación
Mínimo	-15.40	2.11	-14.56	-1.12
Máximo	31.23	6.32	14.05	6.56
Promedio	4.37	4.03	-0.32	2.74
Desviación estándar	9.78	0.86	6.10	1.49

Fuente: FMI, BCRP y Banxico. Elaboración propia.

Como se observa, la depreciación promedio en el período de análisis ha sido mayor en México que en Perú, de hecho, en este último ha sido negativa. Asimismo, México presenta, en promedio, una inflación mayor a la peruana por casi 1.5 puntos porcentuales. A partir de los Gráficos 3 y 4, resulta fácil concluir que el mayor valor de la depreciación del peso mexicano en comparación al sol peruano se debe a lo ocurrido entre los años 2008-2009, periodo en el que la Gran Recesión empezaba a desarrollarse y que, claramente, tuvo un mayor impacto en la economía mexicana. Asimismo, el máximo valor de la inflación en Perú se dio en la misma época, si bien la depreciación de su moneda no superaba los 12 puntos porcentuales (a comparación de lo que ocurría con su par mexicano). A partir de esta información, ¿podría suponerse que el traspaso ha sido mayor en México que en Perú?

Otro aspecto de especial interés es que la inflación ha sido más volátil en Perú que en México (si bien en México ha sido considerablemente mayor). Esta mayor volatilidad podría, a su vez, ser un primer indicio de un mayor traspaso en este país que en el último.

Para poder estimar el traspaso para México y Perú, y realizar pruebas sobre este parámetro, se procederá a utilizar la técnica de proyecciones locales. El uso de LP consiste en obtener estimaciones para cada período s , al realizar una regresión de la variable dependiente en $t + s$ con la información disponible hasta el período t . Las FIR se obtienen a través del subconjunto de coeficientes de la variable independiente de interés para cada una de las s regresiones.

¹⁴ Además, que la dolarización de los precios está restringida en México a diferencia de Perú.

¹⁵ La cobertura en la elaboración de los índices de precios al consumidor tiene una ligera variación en cuanto a la cantidad de ciudades consideradas en ambos países. En México se realiza a partir de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), representadas por 46 ciudades de las 7 regiones del país. En Perú se consideran a las 26 ciudades más importantes del país (24 capitales de departamento y Chimbote y Tarapoto) en la elaboración de la Encuesta Nacional de Presupuesto Familiar (ENAPREF).

De esta manera, la especificación para capturar el traspaso tiene la siguiente expresión¹⁶

$$\pi_{t+s} = \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta_{s,h} \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta FP_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \epsilon_{t+h} \quad (17)$$

Donde π representa la inflación del país en el momento t ; Δer representa la fluctuación del tipo de cambio bilateral;¹⁷ ΔFP representa cambios en el precio internacional de alimentos en el período t ; ΔOP representa cambios en el precio del barril de petróleo y $crisis$ es una *dummy* con valor uno para el período entre los años 2009 y 2012. La data fue obtenida del *International Financial Statistics* (IFS) del Fondo Monetario Internacional, así como de los bancos centrales de México y Perú entre los años 2002-2016.

El uso de los rezagos de la inflación se debe al interés en capturar genuinamente el efecto que tiene una fluctuación del tipo de cambio (apreciación o depreciación) sobre el nivel general de precios de las economías mexicana y peruana. Por lo mismo, es importante evitar shocks que capturen dinámicas de variables omitidas. Responde al mismo criterio el uso de rezagos de las variaciones del tipo de cambio.

Luego, para capturar en cuanto se incrementa el nivel de precios finales de la economía por variaciones del tipo de cambio, es necesario aislar otra posible fuente de incremento de los precios como lo son variaciones en el nivel mundial de los precios de alimentos y variaciones en el precio del barril de petróleo. Es por ello que se utilizan esos controles. Finalmente, ϵ es un término de error que captura todas las otras fuentes de variación de la inflación entre los periodos t y $t + h$.

El interés central de esta investigación recae 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_s , por definición matemática, captura en cuánto varía el nivel de precios en el período $t + s$ por una variación del tipo de cambio en el momento t . Es decir, β_s representa el traspaso en el momento s .

Ya que es de interés obtener las funciones impulso-respuesta, la variable π fue definida para cada período s como el valor acumulado para cada siguiente periodo. Por ejemplo, para la regresión del período doce, π es la variación del nivel de precios respecto a la misma variable 12 períodos atrás.

La estimación de la ecuación (17) presenta ciertas dificultades. En primer lugar, y como explica Jordà (2005), el término ϵ presenta autocorrelación para cada período. En consecuencia, las estimaciones podrían estar sesgadas o presentar valores no significativos. Por lo mismo, en un primer momento de esta investigación se utilizaron estimadores HAC.¹⁸ En segundo lugar, el uso de LP tiene como desventaja un incremento de los intervalos de confianza a medida que se estiman períodos más lejanos. Para resolver estos dos desafíos, se optó por incluir en cada regresión el residuo de la regresión del período anterior,¹⁹ tal como se sugiere en Jordà (*ibid.*). De esta manera, 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.²⁰ De esta manera, se corrige la autocorrelación y se obtienen, a la vez, intervalos de confianza más estrechos.

¹⁶ Es posible realizar el conjunto de regresiones a través de un único vector como se especifica en Jordà (2005).

¹⁷ Comparando la moneda de cada país contra el US dólar.

¹⁸ Específicamente, el estimador de Newey-West.

¹⁹ Es decir, en el período 2, se utilizó como regresor el residuo de la estimación del periodo 1, y así sucesivamente.

²⁰ Dejando de utilizar los estimadores HAC del primer momento de la investigación.

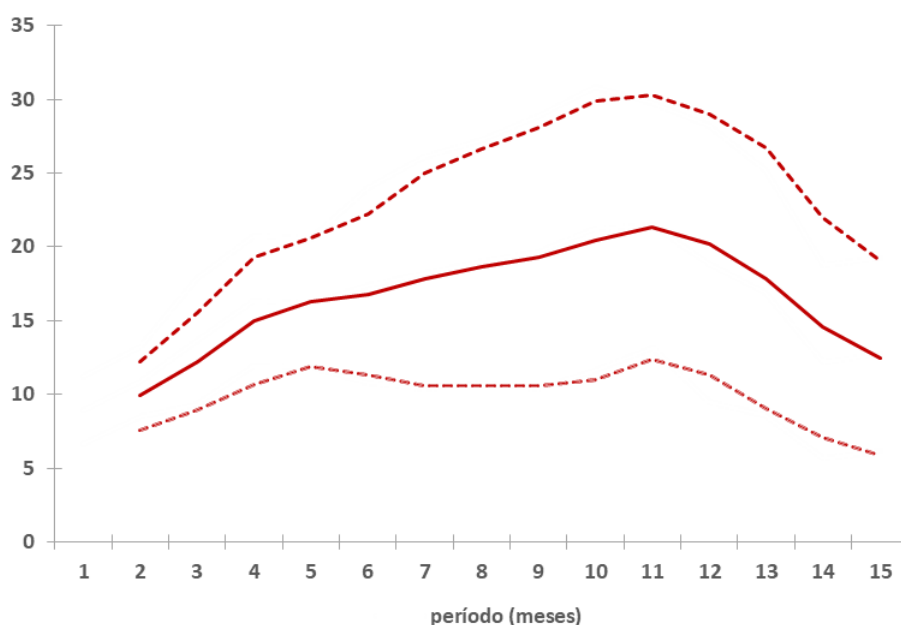
3.2. ESTIMACIÓN DEL TRASPASO EN MÉXICO Y PERÚ

La ecuación (17) fue estimada utilizando datos mensuales desde el año 2002 hasta fines del año 2016. Se computaron los traspasos para un horizonte de 1 a 15 meses (Gráficos 5 y 6). En el primer gráfico se aprecia que el traspaso hacia el IPC no es completo, con un valor cercano a 13 % en el largo plazo. En un año, 20 % de la depreciación es transferida a los precios a los consumidores. Por su parte, el traspaso en el caso mexicano es considerablemente menor: 10 % en el largo plazo, y un efecto de 8 % en un año (Gráfico 5).

Estos resultados van en línea con los avances de la literatura: Winkelried (2003) reporta un traspaso hacia el IPC peruano de 28 % en un año. Por otra parte, Cortés (2013) encuentra que el traspaso en México es cercano a 5 % en el corto y largo plazo y Amador y otros (2015) encuentran que el traspaso en el largo plazo es de 10 %. Asimismo, Caselli y Roitman (2016) reportan un coeficiente de traspaso cercano a 22 % en un año para países en desarrollo y Choudhri y Hakura (2001) reportan un traspaso de 24 % en el corto plazo.

¿Qué factores podrían explicar la presencia de un menor efecto de traspaso de movimiento del tipo de cambio en México que en Perú? ¿Son estos factores macroeconómicos o microeconómicos?

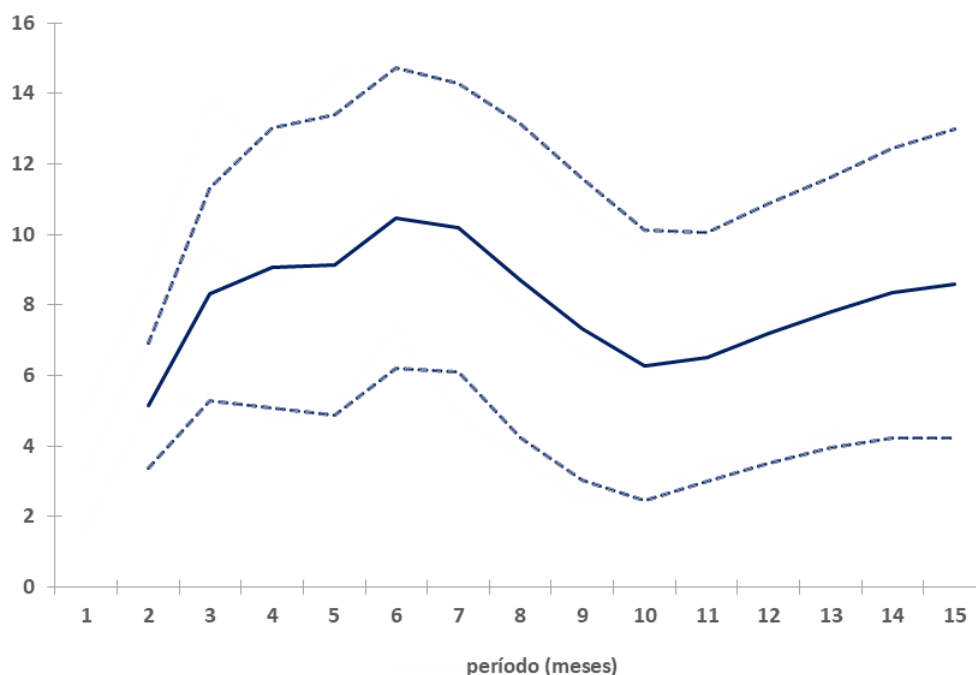
GRÁFICO 5. *Estimación del traspaso en Perú: 2002-2016*
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

En el caso mexicano, el traspaso podría responder a la estabilidad de precios de los últimos años, así como a la mayor credibilidad en el Banco de México debido a su buen desempeño. Ambos factores, y tal como señalan Amador y otros (2015), podrían haber reducido (o eliminado) el efecto indirecto del movimiento del tipo de cambio sobre la inflación, aspecto presentado en la revisión de literatura como efectos de segundo orden o factores macroeconómicos. Lo que quiere decir que las expectativas de inflación se encuentran ancladas y que, ante cualquier movimiento del tipo de cambio, los agentes no responderán ajustando sus precios al alza, disminuyendo las presiones inflacionarias y, por ende, reduciendo el traspaso. Una muestra de ello se denotó en los años 2008-2009, en donde la depreciación del peso mexicano no trajo

GRÁFICO 6. Estimación del traspaso en México: 2002-2016
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

consigo incrementos del nivel de precios (Gráfico 3). Entonces, y de acuerdo a lo anterior, el valor estimado del traspaso respondería a los canales directos a través de un incremento del precio de las importaciones, que tienen un peso de 19.7 por ciento en el índice general de precios al consumidor.

Mientras tanto, para el caso peruano, el traspaso también responde a la estabilidad de precios de la última década y a la credibilidad que ha ganado el ente emisor respecto a sus metas. Por lo mismo, estos factores podrían haber contribuido a anclar las expectativas inflacionarias y reducir los posibles efectos de segundo orden de movimientos del tipo de cambio. Por otro lado, en Perú, el peso de las importaciones sobre el índice general de precios representa 14.4 por ciento.

Si los bancos centrales de ambos países han logrado credibilidad y, por ende, el traspaso en México y Perú responde limitadamente a los efectos de segundo orden ¿cómo se explicaría la diferencia del valor estimado para ambos países? Una posible respuesta podría deberse a la construcción del índice general de precios en cada país (cómo se muestra en la sección 3). Mientras que en México la ponderación a los alimentos y bebidas es del 23 por ciento, en Perú tiene un orden del 38 por ciento.

Tal diferencia explicaría que, ante algún shock, la respuesta en la medición de la inflación peruana sería mayor a la mexicana y, por ende, el traspaso de una depreciación al nivel de precios sería de mayor orden para la primera.

Además, es importante recalcar el nivel de dolarización en cada una de estas dos economías. Mientras que en México la dolarización se encuentra por debajo del 10 por ciento, en Perú aún es superior al 50 por ciento (medida como el total de depósitos en moneda extranjera sobre el total de depósitos). Por lo mismo, y tal como Honohan y Shi (2001) señalan, el traspaso es mayor en este último, debido a un canal más grande de transmisión de fluctuaciones del tipo de cambio al nivel general de precios.

Finalmente, cabe resaltar estos resultados en dos puntos. En primer lugar, la reducción del traspaso,

CUADRO 4. Dolarización de los depósitos
(Porcentaje del total de depósitos)

	1990	2001	2002	2004
México	10.1	8.1	4.6	5.4
Perú	62.5	74.3	73.2	64.1

Fuente: Rennhack y Nozaki (2006).

tal y como señala Taylor (2000), se debe al mejor ambiente inflacionario en el que estas dos economías se encuentran a partir del nuevo milenio (ciertamente debido a la adopción de la política de Inflation Targeting cómo Caselli y Roitman (2016) señalan). En segundo lugar, la diferencia en la medida para Perú y México responde a la medición del nivel agregado de precios en cada economía. La ponderación de los alimentos es mayor en Perú que en México y, por lo tanto, ante cualquier shock, el traspaso será menor para este último.

3.3. ¿NO-LINEALIDAD EN EL TRASPASO?

Como se presume, la respuesta en el incremento del nivel de precios podría ser no proporcional a las fluctuaciones en el tipo de cambio. Lo mismo, como se explicó en la sección 1, podría deberse a que, a mayores niveles de depreciación del tipo de cambio, los importadores y empresas dejan de interiorizar estos cambios en sus costos y los asignan en sus precios a expensas de los consumidores.

Por ello, y para investigar la respuesta del nivel de precios durante periodos de mayor depreciación a comparación de periodos “normales”, se procederá a trabajar con diferentes umbrales de la siguiente manera:

$$\pi_{t+s} = \alpha_s + \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta_{s,h} \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta FP_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \theta_s \Delta er_t \times D_t + \rho D_t + \epsilon_t \quad (18)$$

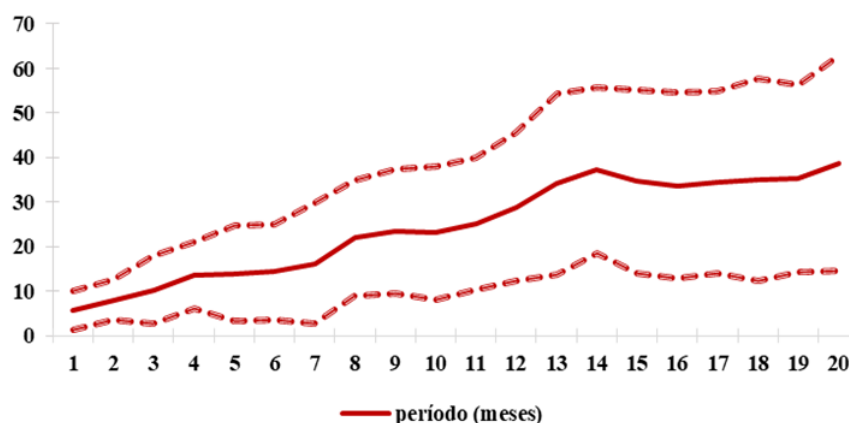
En donde D es una dummy con la siguiente definición: $D = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta er > \tau \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$

τ representa un umbral en términos de desviaciones estándares de la depreciación. Para esta parte de la investigación, se decidió trabajar en desviaciones estándares ya que, por ejemplo, una depreciación de 10 por ciento podría ser infrecuente en Perú, pero más frecuente en México. Los resultados de esta sección se presentan a continuación:

Como se observa en los Gráficos 7 y 8, la respuesta en el incremento del nivel de precios para el caso de Perú ante depreciaciones superiores a una desviación estándar es claramente distinto ante depreciaciones inferiores a ese nivel. Al considerar depreciaciones desde 0.5 desviaciones estándar, el efecto es de 40 por ciento en el largo plazo y de 22 por ciento en un año. Sin embargo, ante periodos de mayor depreciación, superiores a una desviación estándar, el traspase al nivel de precios es de hasta 60 por ciento en el largo plazo y poco mayor a 30 por ciento en un año. Resultados similares se evidencian en el caso mexicano para depreciaciones superiores a 1.5 desviaciones estándar. Tales resultados se muestran en los Gráficos 9 y 10.

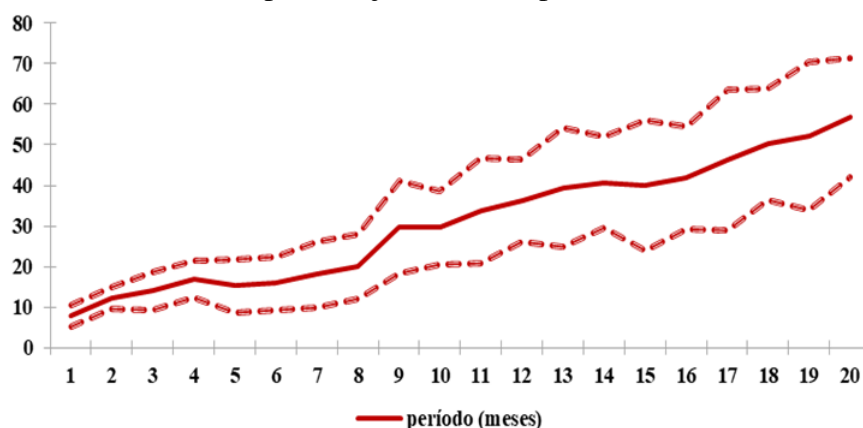
Como se muestra en los gráficos anteriores, los resultados en el caso mexicano exhiben que la respuesta

GRÁFICO 7. Estimación del traspaso en Perú ($> 0,5$ d.s.): 2002-2016
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 8. Estimación del traspaso en Perú (> 1 d.s.): 2002-2016
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

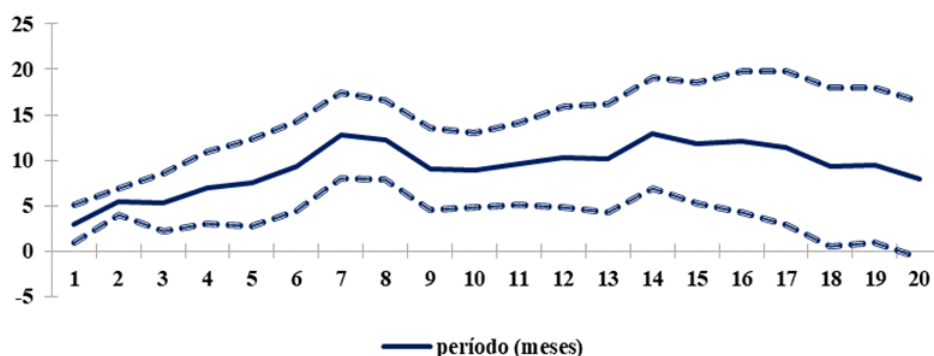
de la inflación durante periodos de depreciación superiores a 3.5 desviaciones estándar es distinta a niveles de 3 o 2 desviación estándar. En el caso de depreciaciones superiores al primer umbral, el nivel de precios absorbe cerca del 18 por ciento en el largo plazo y 1 por ciento en un año. Mientras que, en el caso de depreciaciones superiores a 3 desviaciones estándar, la inflación absorbe cerca de 11 por ciento en el largo plazo, nivel similar al del corto plazo.

3.4. ¿ASIMETRÍAS?

En esta sección se explora la respuesta del nivel de precios ante casos de depreciación ($\Delta er > 0$) y de apreciación ($\Delta er < 0$) por separado. En la sección 1 se detallaron posibles explicaciones de la presencia de asimetrías en el traspaso, principalmente debidas a una rigidez inferior en el nivel de precios que establecen las empresas ante posibles apreciaciones.

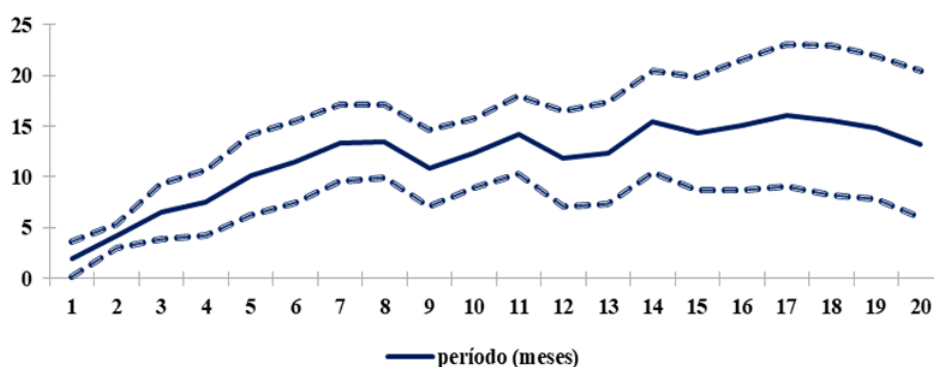
Para poder evidenciar la asimetría entre una apreciación y depreciación, se utiliza la siguiente

GRÁFICO 9. *Estimación del traspaso en México (> 1,5 d.s.): 2002-2016*
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 10. *Estimación del traspaso en México (> 3 d.s.): 2002-2016*
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

especificación:

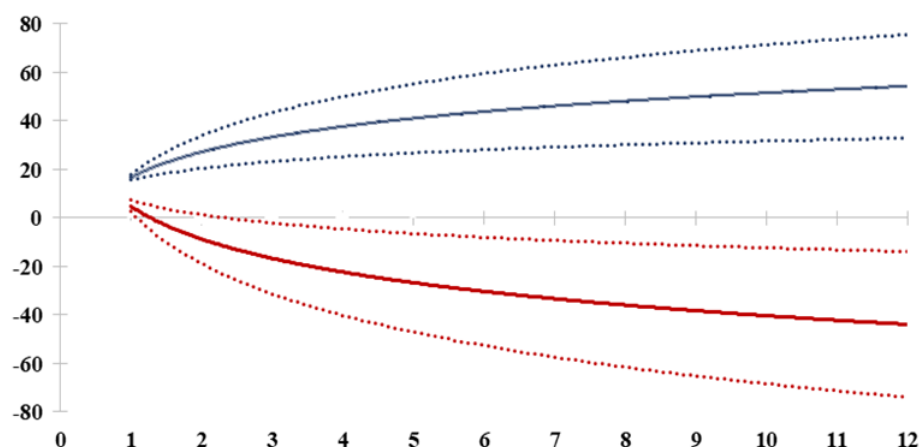
$$\pi_{t+s} = \alpha_s + \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta_{s,h} \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta FP_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \theta_s \Delta er_t \times A_t + \rho A_t + \epsilon_t \quad (19)$$

En donde A es una dummy con la siguiente definición: $A = \begin{cases} 1 & \text{si } er < 0 \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$

Los resultados mostrados en los Gráficos 11 y 12 indican una notable evidencia de asimetría en la respuesta del nivel de precios ante una depreciación frente a una apreciación. Para poder comparar, se presentan los efectos de una apreciación con el signo opuesto, para mostrar en ambos gráficos el efecto ante el mismo shock. En el caso de existir simetría, las funciones impulso respuesta para ambos regímenes deberían coincidir o visto desde otro punto (con su respectivo signo), ser exactamente opuestas.

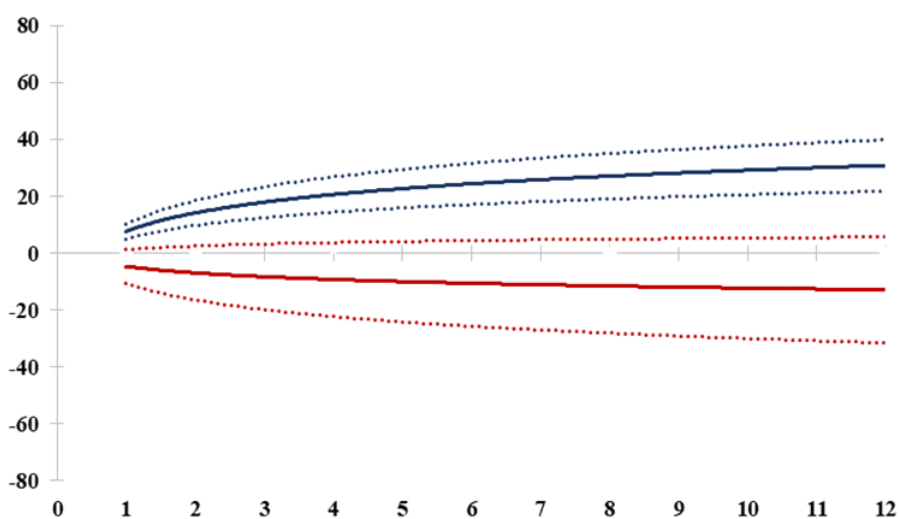
Por un lado, para el caso peruano (Gráfico 11), ante una depreciación de 1 por ciento, la inflación del IPC se incrementa hasta en 0.55 por ciento en un año. El efecto es persistente y estadísticamente significativo

GRÁFICO 11. *Estimación del traspaso en Perú: 2002-2016*
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 12. *Estimación del traspaso en México: 2002-2016*
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia.

para los primeros doce meses.²¹ Por el otro lado, el incremento en el nivel de precios absorbe hasta el 0.46 por ciento de una apreciación de 1 por ciento. Este efecto también es persistente y estadísticamente significativo para 12 meses de análisis.

Para el caso mexicano, se evidencia también un notable nivel de asimetría. En el caso de una depreciación, el traspaso es de hasta 25 por ciento en un año. Sin embargo, exhibe una leve joroba a los seis meses, al llegar a 30 por ciento. No obstante, ante una apreciación, se observa que el nivel de precios absorbe el 17 por ciento en el corto plazo. El efecto es persistente durante el período de análisis.

Estos resultados indican la ausencia de una reacción simétrica de la inflación ante una

²¹ En este documento solo se presentan los resultados para los primeros doce meses debido a su significancia. Los efectos para períodos posteriores son significativos con un intervalo de confianza de 70 por ciento.

depreciación/apreciación. Es más, se observa una reacción positiva del nivel del precio debido a una apreciación (si bien mucho menor que ante una depreciación).

3.5. EL TRASPASO Y LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO

En esta sección, se explora la relación entre el traspaso y la volatilidad del tipo de cambio. Específicamente, se intenta averiguar si el nivel del traspaso estimado en la segunda parte de la sección 3 se ve afectado en períodos en los que la fluctuación del tipo de cambio es mayor (más volátil).

Para responder a esta interrogante, se decidió trabajar con información diaria del tipo de cambio del sol y del peso mexicano con respecto al dólar americano. La información diaria del tipo de cambio nominal se obtuvo a través de *Bloomberg* para el período 2002-2016.²² A partir de ella, se calculó la desviación estándar mensual para el período (211 observaciones), variable que se utilizó para la siguiente especificación.

$$\pi_{t+s} = \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta(s, h) \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta FP_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \theta_s \Delta er_t \times sd_t + \rho_s sd_t + \epsilon_t \quad (20)$$

En donde sd es una variable *dummy* con la siguiente definición: $sd = \begin{cases} 1 & \text{si } d.s. < x \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$

Los umbrales utilizados para esta regresión fueron la media y mediana de la desviación estándar en cada país, valores que se muestran a continuación.

CUADRO 5. Media y mediana de la desviación estándar mensual del tipo de cambio nominal en México y Perú, 2002-2016

	Media	Mediana
México	0.1332	0.1010
Perú	0.0141	0.0101

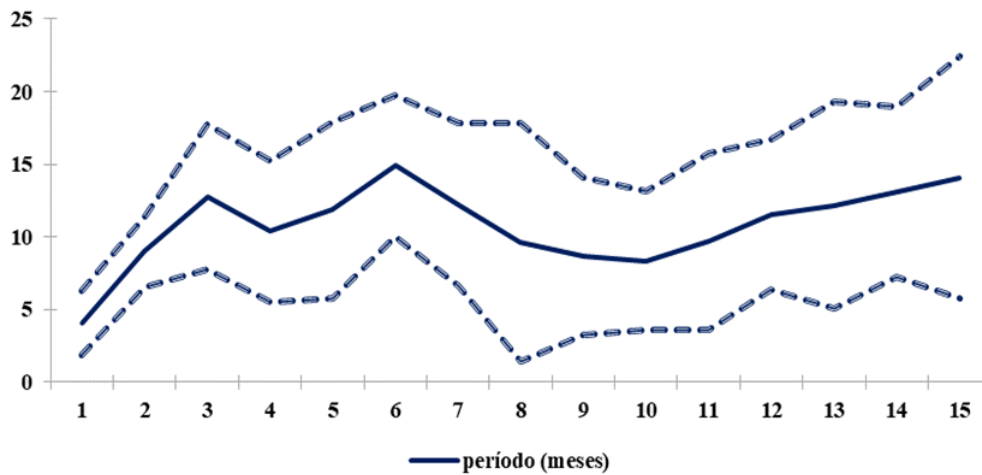
Fuente: *Bloomberg*. Elaboración propia.

Los resultados de la estimación para México y Perú se muestran en los Gráficos 13 y 14, respectivamente. El coeficiente $\hat{\theta}$, resultó ser no significativo dentro de las estimaciones, por lo mismo, no se encontró evidencia de una diferencia para el traspaso en períodos de más o menos volatilidad del tipo de cambio en ambos países. Es más, durante épocas normales el traspaso es estadísticamente igual al obtenido en la subsección 3.2.

Estos resultados sugieren que ante periodos de mayor o menor incertidumbre (medido a través de la volatilidad del tipo de cambio), los agentes no responderán con un movimiento del nivel de precios, sino que mantendrán su “carta de menú” fija.

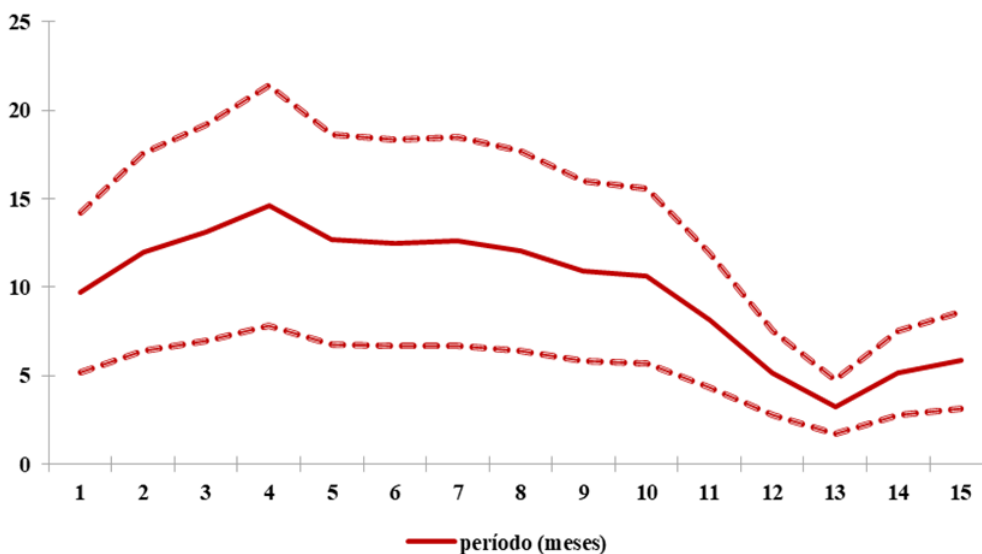
²² El total de observaciones en México, para el mismo periodo de análisis, era mayor al de Perú. Lo mismo se debe a la cantidad de feriados en cada país que restringieron la recolección de la información.

GRÁFICO 13. *Estimación del traspaso en México (modelo de volatilidad): 2002-2016*
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 14. *Estimación del traspaso en Perú (modelo de volatilidad): 2002-2016*
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia.

4. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

La pregunta central de este documento es si los precios responden de manera no lineal y asimétrica a choques del tipo de cambio. Se encontró evidencia agregada de respuestas no lineales en el caso peruano y mexicano. Para el primero, ante depreciaciones superiores a 1 desviación estándar, el traspaso llega hasta un 60 por ciento, mientras que, para el segundo, la transmisión de la fluctuación del tipo de cambio es considerablemente menor (hasta 15 por ciento). Además, se encontró evidencia de características asimétricas de esta transmisión, en donde periodos de apreciación no evidencian decrementos del nivel de precios, sino lo contrario (aunque incrementos menores a los de una depreciación).

Asimismo, la distinción del nivel de traspaso entre estos dos países se debe a la dolarización de sus economías, fuertemente elevada en Perú a comparación de México. Además, otra explicación se encontraría en la ponderación de los alimentos y bebidas en sus respectivos índices de precios (mayor en Perú que en México por cerca de en 15 puntos porcentuales). Por último, no se encontró un efecto diferenciado de traspaso para períodos de mayor volatilidad del tipo de cambio, aspecto que podría explicarse bajo los modelos de desatención racional. Sin embargo, este último queda a una futura agenda de investigación.

Estos resultados son importantes en términos de política monetaria y su diseño. Las diferentes reacciones del nivel agregado de precios ante distintos regímenes de fluctuación del tipo de cambio cumplen un rol sustancial frente a un objetivo de estabilidad de precios de los bancos centrales mexicano y peruano.

REFERENCIAS

- Amador, J., Dos Santos, E., González, H., Grippa, F., Manías, J. y C. Posadas (2015). “¿Ha aumentado el traspaso de tipo de cambio a precios en América Latina?”. España: BBVA Research.
- Armas, A., Grippa, F., Quispe, Z. y L. Valdivia (2001). “De metas monetarias de inflación en una economía con dolarización parcial: El caso peruano”. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2001-008.
- Berman, N., Martin, P. y T. Mayer (2012). “How do different exporters react to exchange rate changes?”. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 437–492.
- Björg, E. (2015). “Asymmetric and Non-linear Exchange Rate Pass-Through. An Empirical Analysis for Six Different Countries”. Erasmus School of Economics, Department of Economics Erasmus University Rotterdam, Netherlands.
- Borensztein, E. y J. De Gregorio (1999). “Devaluation and Inflation after Currency Crises”. International Monetary Fund (mimeo).
- Borensztein, E. y V. Queijo von Heideken (2016). “Exchange Rate Pass-through in South America”. IDB-WP-710.
- Bussière, 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.
- Capistrán, C., Ibarra-Ramírez, R. y M. Ramos-Francia (2012). “El Traspaso de Movimientos del Tipo de Cambio a los Precios: Un Análisis para la Economía Mexicana”. *El Trimestre Económico*, LXXIX,4(316), 813-838.
- Caselli, F. y A. Roitman (2016). “Non-Linear Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets”. IMF Working Paper 16/1.
- Chew, J., Ouliaris, S. y S. Meng Tan (2011). “Exchange Rate Pass-Through over the Business Cycle in Singapore”. IMF Working Paper 11/141.
- Choudhri, E. y D. Hakura (2001). “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter”. IMF Working Paper 01/194.
- Clinton, K. y J. Perrault (2001). “Metas de inflación y tipos de cambio flexibles en economías emergentes”. Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 07, 1-22.

- Cortés, J. (2013). “Estimating the Exchange Rate Pass-through to Prices in Mexico”. *Monetaria*, 1(2), 287-316.
- Da Silva, A. y A. Minella (2016). “Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil”. Rio de Janeiro: *Revista Brasileira de Economia*, 64(3), 231-243.
- Frankel, J., Parsley, D. y S. Wei (2005). “Slow Pass-through around the World: A new import for Developing Countries?”. NBER Working Paper 11199.
- Gagg, P. (2009). “The Role of Exchange Rate Movements for Prices in the Euro Area”. *Monetary Policy and The Economy*, 2(9), 83-103.
- Gagnon, J. y J. Ihrig (2004). “Monetary policy and exchange rate pass-through”. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315–338.
- Ghosh, A. (2013). “Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America”. *Journal of Macroeconomics*, 35, 163-171.
- Goldberg, P. y M. Knetter (1996). “Goods Prices and Exchange Rates: What have we learned?”. *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.
- Guillermo, S. y M. Rodríguez (2014). “Analyzing the Exchange Rate Pass-through in Mexico: Evidence Post Inflation Targeting Implementation”. *Ensayos sobre Política Económica*, 32(74), 18-35.
- Hamilton, J. (1994). “Time Series Analysis”. New Jersey, USA: Princeton University Press.
- Jarotschkin, A. y A. Kraay (2013). “Aid, Disbursement Delays, and the Real Exchange Rate”. The World Bank. Policy Research Working Paper 6501.
- Honohan, P. y Shi, A. (2001). “Deposit dollarization and the financial sector in emerging economies”. Banco Mundial, Policy Research Working Paper Series 2748.
- Jordà, O. (2005). “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections”. *The American Economic Review*, 95(1), 161-182.
- Krugman, P. (1987). “Pricing to Market when the Exchange Rate Changes”. NBER Working Paper 1926.
- Larraín, F. y J. Sachs (2011). “Macroeconomía en la economía global”. México: Pearson Educación.
- Miller, S. (2003). “Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995 – 2002”. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2003-005.
- Mishkin, F. y K. Schmidt-Hebbel (2007). “Does Inflation Targeting Make a Difference?”. NBER Working Paper 12876.
- Mishkin, F. (2008). “Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy”. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Mordechai, K. (1977). “The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade”. IMF Staff Papers, 24(2), 297-329.
- Pérez, F. y M. Vega (2015). “Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Peru”. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2015-011.

- Pollard, P. y C. Coughlin (2004). "Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level". Working Paper 2003-029C. Missouri: Federal Reserve Bank of St. Louis, Research Division.
- Reis, R. (2006). "Inattentive Consumers". *Journal of Monetary Economics*, 53(8), 1761-1800.
- Rennhack, R. y M. Nozaki (2006). "Financial Dollarization" in Latin America in Armas, A., A. Ize, and E. Levy, eds, (2006). "Financial Dollarization—The Policy Agenda" IMF: Palgrave Macmillan, New York.
- Rincón, H. y N. Rodríguez (2016). "Nonlinear Pass-Through of Exchange Rate Shocks on Inflation: A Bayesian Smooth Transition VAR Approach". Banco de la República, Working Paper 930.
- Romer, C. y D. Romer (2015). "New Evidence on the Impact of Financial Crises in Advanced Countries". NBER Working Paper 21021.
- Ronayne, D. (2011). "Which Impulse Response Function?". Warwick Economic Research Papers.
- Rossini, R. (2001). "Aspectos de la Adopción de un Régimen de Metas de Inflación en el Perú". Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 7, 11-23.
- Sekine, A. y T. Tsuruga (2014). "Effects of Commodity Price Shocks on Inflation: A Cross-Country Analysis". Tokyo: The University of Tokyo.
- Sims, C. (2003). "Implications of Rational Inattention". *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 665-690.
- Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms". *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- Winkelried, D. (2003). "¿Es asimétrico el Pass-Through en el Perú?: Un análisis agregado". Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 10, 1-29.

A. ANEXOS

GRÁFICO A1. Depreciación en inflación en Perú: 2002-2016

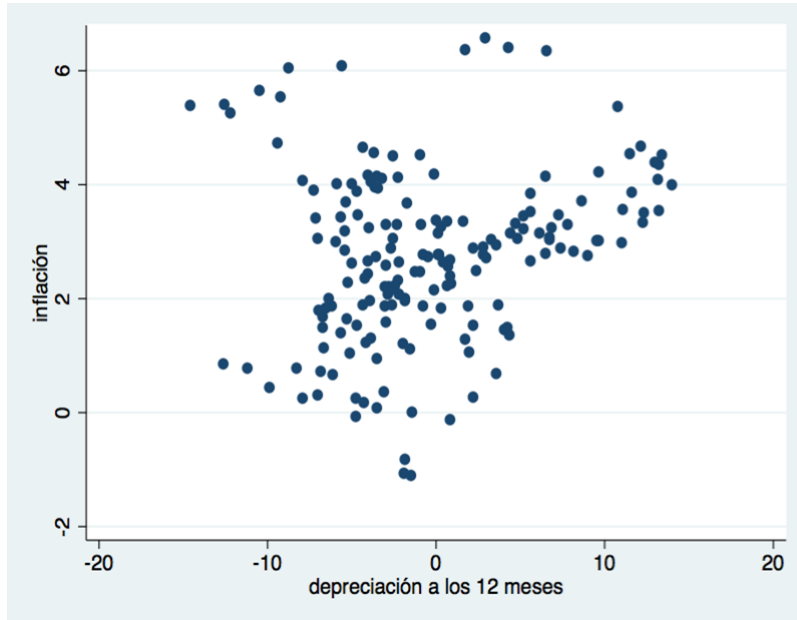


GRÁFICO A2. Depreciación en inflación en México: 2002-2016

