



**“UN ANÁLISIS DEL *PASS-THROUGH* DEL TIPO DE CAMBIO:
NO LINEALIDAD Y ASIMETRÍA EN MÉXICO Y PERÚ”**

**Trabajo de Investigación presentado
para optar al Grado Académico de
Magíster en Economía**

Presentado por

Sr. Ronald Alonso Cueva Chávez

Asesor: Profesor Diego Winkelried Quezada

2017

A Dios, que siempre ha estado ahí.
A mis papás, que me apoyaron y creyeron en esta.
A mis amigos, que fueron familia en Lima.
A R. que alumbró el camino
y a D. que lo continúa guiando.

Resumen ejecutivo

¿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? ¿Este efecto es no-lineal? Las técnicas y resultados utilizados para responder a estas preguntas han supuesto que el *Pass-Through* 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 *Pass-Through* 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 de 2002.

Utilizando la técnica de proyecciones locales, se computa el *Pass-Through* 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.

Índice

| | |
|--|-----------|
| Índice de tablas..... | v |
| Índice de gráficos | vi |
| Índice de anexos | vii |
| | |
| Capítulo I. Introducción y motivación | 1 |
| | |
| Capítulo II. Revisión de literatura..... | 4 |
| | |
| Capítulo III. Proyecciones locales..... | 10 |
| 1. Marco conceptual..... | 11 |
| | |
| Capítulo IV. El <i>Pass-Through</i> en México y Perú..... | 15 |
| 1. Modelo base | 15 |
| 2. Estimación del ERPT en México y Perú..... | 20 |
| 3. ¿No linealidad en el ERPT? | 23 |
| 4. ¿Asimetrías?..... | 26 |
| 5. El ERPT y la volatilidad del tipo de cambio..... | 28 |
| | |
| Conclusiones y recomendaciones | 31 |
| Bibliografía | 32 |
| Anexos | 35 |
| Nota biográfica | 40 |

Índice de tablas

| | | |
|----------|---|----|
| Tabla 1. | Composición del IPC en Perú..... | 17 |
| Tabla 2. | Composición del INPC en México..... | 17 |
| Tabla 3. | Estadísticas descriptivas de la inflación y depreciación en México y Perú, 2002-2016..... | 18 |
| Tabla 4. | Dolarización de los depósitos..... | 23 |
| Tabla 5. | Media y mediana de la desviación estándar mensual del tipo de cambio nominal en México y Perú, 2002-2016..... | 29 |

Índice de gráficos

| | | |
|-------------|--|----|
| Gráfico 1. | Variación del tipo de cambio e inflación en países seleccionados, 1975-2010..... | 1 |
| Gráfico 2. | Efectos de primer y segundo orden ante una variación del tipo de cambio..... | 6 |
| Gráfico 3. | Inflación y tasa de depreciación nominal en México: 2002-2016..... | 15 |
| Gráfico 4. | Inflación y tasa de depreciación nominal en Perú: 2002-2016..... | 16 |
| Gráfico 5. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en Perú, 2002-2016 | 21 |
| Gráfico 6. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en México, 2002-2016 | 22 |
| Gráfico 7. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en Perú (> 0,5 s.d.), 2002-2016..... | 24 |
| Gráfico 8. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en Perú (> 1 s.d.), 2002-2016..... | 25 |
| Gráfico 9. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en México (> 1,5 s.d.), 2002-2016..... | 25 |
| Gráfico 10. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en México (> 3 s.d.), 2002-2016..... | 26 |
| Gráfico 11. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en Perú, 2002-2016 | 27 |
| Gráfico 12. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en México, 2002-2016 | 27 |
| Gráfico 13. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en México (modelo de volatilidad), 2002-2016..... | 29 |
| Gráfico 14. | Estimación del <i>Pass-Through</i> en México (modelo de volatilidad), 2002-2016..... | 30 |

Índice de anexos

| | | |
|----------|---|----|
| Anexo 1. | Ciudades consideradas en el INPC (México) | 36 |
| Anexo 2. | Ciudades consideradas en el IPC (Perú)..... | 37 |
| Anexo 3. | Estimaciones del <i>Pass-Through</i> al IPC para diversas economías latinoamericanas: 1990-1999..... | 38 |
| Anexo 4. | Depreciación e inflación en Perú, 2002-2016 | 38 |
| Anexo 5. | Depreciación e inflación en México, 2002-2016..... | 39 |
| Anexo 6. | Dolarización de los depósitos, fin del período (participación), 1993-2015..... | 39 |

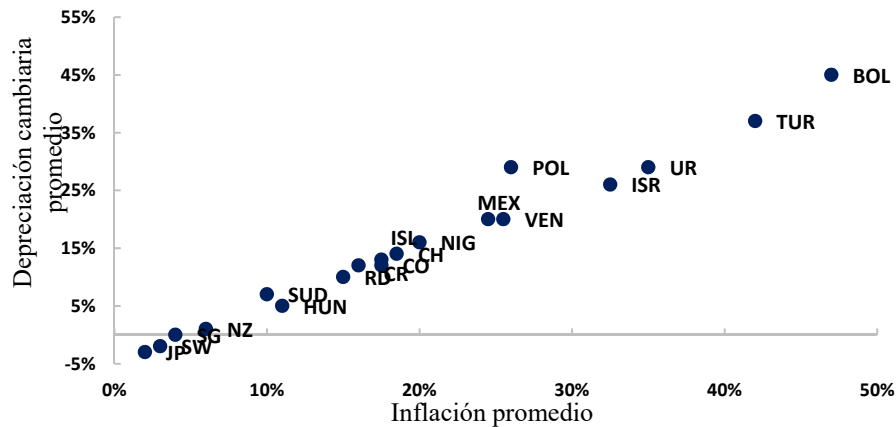
Capítulo I. Introducción y motivación

La relación entre variaciones del tipo de cambio y del nivel de precios en la economía, muestra una sorprendente correlación (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 desmantelación 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: 1) ¿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 productos finales denominados en moneda extranjera¹. 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)

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

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 *Pass-Through* del tipo de cambio (ERPT por sus siglas en inglés).

El objetivo de este documento es averiguar cuán estable es el ERPT. Gran parte de la literatura lo ha considerado como una medida estable y, por lo tanto, se ha estimado de esa manera². 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 ERPT puede variar los efectos de las acciones del banco central sobre su objetivo central.

A partir de los años noventa, los países en desarrollo experimentaron una reducción del ERPT a niveles comparables con aquellos de los países más desarrollados, donde destaca el estudio de Caselli y Roitman (2016). Sin embargo, la discusión al respecto ha sido limitada. Frankel *et al.* (2012) señalan que muchos de los estudios econométricos del ERPT 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 ERPT según el ambiente inflacionario en 71 países. Además, se

² Para el caso peruano, consúltese Armas *et al.* (2001), Rossini (2001) y Miller (2003). Para México, Capistrán, Ibarra-Ramírez, Ramos-Francia (2012), Cortés (2013), entre otros.

encuentran las investigaciones de Taylor (2001), Gagnon e Ihrig (2004) y la de Borensztein y De Gregorio (1999) quienes también estudian la reducción del ERPT en países emergentes. Si bien el ERPT 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 *Inflation Targeting* (IT en adelante) 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 ERPT 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 *boom* 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 ERPT, 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 el segundo capítulo se realiza una revisión de literatura sobre aspectos del ERPT, como mecanismos de transmisión en países en desarrollo, así como análisis de artículos que estudien las no linealidades del parámetro. En el tercer capítulo se realizará una discusión conceptual de la técnica de proyecciones locales, así como de la metodología a seguir en el presente documento. En el cuarto capítulo se describirá la data a utilizar y se presentarán los principales resultados para México y Perú. Finalmente, se presentan las conclusiones y recomendaciones, y se puntualizan aspectos futuros a investigar.

Capítulo II. Revisión de literatura

Se puede definir al ERPT 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 ERPT 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 *et al.* 2012: 1).

Dentro de los estudios pioneros sobre el ERPT, destaca el de Mordechai (1977) del FMI, 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 ERPT. Por ejemplo, en el caso peruano, Armas *et al.* (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 ERPT 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: 20). 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 en 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 cambio⁴. En consecuencia, el ERPT 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

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.

cambio será traspasada directamente a los consumidores de este tipo de bienes. Por lo mismo, en ese caso, el ERPT 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» (Queijo 2016: 3).

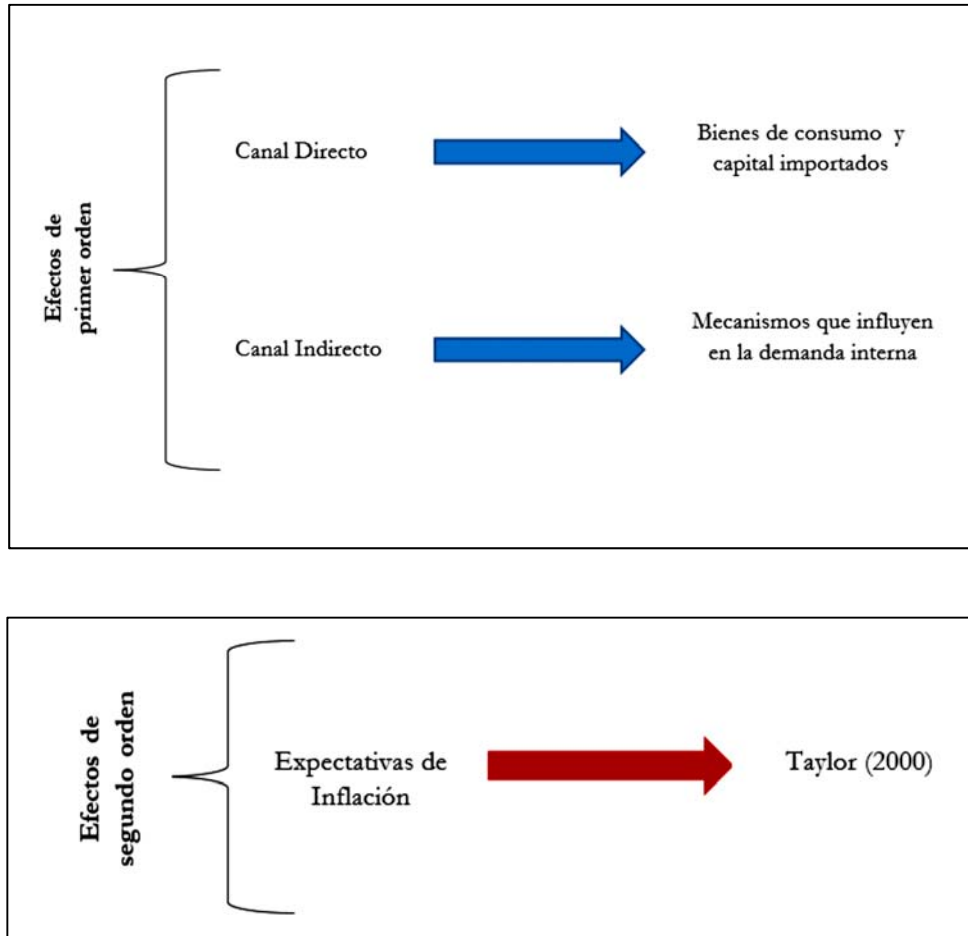
Es importante mencionar, a su vez, que esta literatura de *Pricing to market* no se aplica en el caso de bienes homogéneos, como es el caso de los *commodities*, para los cuales se esperaría un ERPT completo. Asimismo, las consideraciones vistas hasta el momento pueden considerarse como efectos de primer orden y de canal directo tal como Capistrán, Ibarra-Ramírez & Ramos-Francia (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, Ibarra-Ramírez & Ramos-Francia (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 respondan 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? Al respecto, Pérez Forero 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* negativos⁵ del tipo de cambio, 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.

⁵ Lo que vale decir, una apreciación.

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



Fuente: Capistrán, Ibarra-Ramírez & Ramos-Francia (2012). Elaboración propia, 2017.

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 (1986). 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 su *Mark-up* 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 cobrarlo 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 ERPT 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 ERPT limitado o nulo. Esta explicación podría generar una explicación del porqué de la asimetría del ERPT. 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: 8). ¿Existe evidencia de estas características de no linealidad y asimetría del *Pass-Through*? ¿Qué se ha logrado demostrar a la fecha de producción de este documento?

Uno de los estudios más resaltantes del ERPT es el de Frankel *et al.* (2012), en el que se halla un efecto umbral para depreciaciones superiores a los 25 puntos porcentuales. Es decir, el *Pass-Through* 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 ERPT 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 su *Mark-up* 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 ERPT 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 *et al.* (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: 6) que, en consecuencia, saldrían del mercado. Por lo mismo, el ERPT será menor ante una gran depreciación en el país importador. En este punto, es importante mencionar el cambio en el ERPT 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 ERPT ha sido menor para los países que adoptaron ese esquema⁶. Por su parte, Taylor (2000) estudió la relación entre el ERPT 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 bajos⁷.

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 *et al.* (2012). 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 ERPT en los países bajo un esquema de IT. Por su parte, Frankel *et al.* (2012) encuentran que el clima monetario es importante al momento de determinar el ERPT. Su investigación indica que este parámetro ha sido mayor en un entorno de mayor inflación. De la misma manera, encuentran que ha habido una tendencia hacia la baja del parámetro para los países en desarrollo a partir del año 1990.

Dentro de la investigación para México, resalta el documento de Capistrán, Ibarra-Ramírez y Ramos-Francia (2012), quienes hallan que el traspaso a precios del consumidor parece haber disminuido a partir del año 2001⁸. Además, un estudio de Ghosh (2013) halla que el *Pass-Through* varía de acuerdo al ciclo económico. Ellos hallan que existe una relación positiva entre el ERPT y el ciclo, es decir, que cuando la actividad económica se encuentra por encima de su potencial, el parámetro se incrementa.

⁶ Este mecanismo se mantiene debido a las expectativas de que la economía continuará persistentemente con baja inflación.

⁷ Período post IT.

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 ERPT mayor, entre 8 y 10 puntos porcentuales, respectivamente, que una depreciación moderada. De igual modo, en etapas expansivas, el ERPT se duplica, con un efecto a un año cercano al 30%⁹. 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 ERPT y, que una reducción del ratio de dolarización tendería a reducir el *Pass-Through* en 10% en el corto plazo.

De manera similar, Pérez Forero y Vega (2015) estudian la asimetría del ERPT 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 ERPT tras un *shock* de depreciación es el doble del tamaño que el de un *shock* de apreciación¹⁰.

Para concluir, cabe resaltar que la mayoría de estudios que se han enfocado a investigar al *Pass-Through* 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 el siguiente capítulo se presenta con mayor detalle la metodología de identificación y de proyecciones locales.

⁹ Además, el autor halla que, en etapas expansivas, la velocidad de la transferencia se duplica.

¹⁰ 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.

Capítulo III. Proyecciones locales

Esta investigación utilizará 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). El método de Jordà 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: 9). 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 en un contexto multivariado¹¹. 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 ERPT 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 estudian los efectos en la economía después de una crisis financiera, y el de Sekine y Tsuruga (2014), quienes estudian 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).

¹¹ 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).

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 (∞)

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

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):

$$IR(t, s, \mathbf{d}_i) = E(\mathbf{y}_{t+s} | \mathbf{v}_t = \mathbf{d}_i; \mathbf{X}_t) - E(\mathbf{y}_{t+s} | \mathbf{v}_t = \mathbf{0}; \mathbf{X}_t) \quad (2)$$

$$s = 0, 1, 2$$

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 \mathbf{d}_i en el momento t . Además, \mathbf{X}_t es el conjunto de información disponible hasta el momento t ($\mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{y}_{t-2}, \dots$); $E(\cdot)$ representa el mejor predictor del error cuadrático medio, \mathbf{y}_t es un vector de $n \times 1$; $\mathbf{0}$ es un vector de dimensión $n \times 1$ y \mathbf{v}_t es un vector de innovaciones en donde \mathbf{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 estimado para representar la dependencia estructural de sus observaciones, como por ejemplo un VAR¹². 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:

$$\mathbf{y}_{t+s} = \alpha^s + \mathbf{B}_1^{s+1} \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}_2^{s+1} \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p^{s+1} \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\mu}_{t+s}^s \quad (3)$$

¹² Cuyo uso sería el óptimo si el modelo planteado representa correctamente al PGD.

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 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 $B_1^0 = \mathbf{I}$, 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:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

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, (5) puede expresarse de la siguiente manera:

$$[I_n - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p] y_t = c + \varepsilon_t \quad (5)$$

O lo que es lo mismo:

$$\Phi(L) y_t = c + \varepsilon_t \quad (6)$$

Si el vector autorregresión es estacionario en covarianzas¹³, se pueden tomar esperanzas a cada lado de la ecuación (5) para calcular la media $\boldsymbol{\mu}$ del proceso:

$$\boldsymbol{\mu} = \boldsymbol{c} + \boldsymbol{\Phi}_1\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi}_2\boldsymbol{\mu} + \cdots + \boldsymbol{\Phi}_p\boldsymbol{\mu} \quad (7)$$

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

$$(\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\mu}) = \boldsymbol{c} + \boldsymbol{\Phi}_1(\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{\Phi}_2(\boldsymbol{y}_{t-2} - \boldsymbol{\mu}) + \cdots + \boldsymbol{\Phi}_p(\boldsymbol{y}_{t-p} - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (8)$$

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

$$\boldsymbol{\omega}_t = \begin{bmatrix} \boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\mu} \\ \boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu} \\ \vdots \\ \boldsymbol{y}_{t-p+1} - \boldsymbol{\mu} \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$\boldsymbol{F} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Phi}_1 & \boldsymbol{\Phi}_2 & \cdots & \boldsymbol{\Phi}_{p-1} & \boldsymbol{\Phi}_p \\ \boldsymbol{I}_n & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \boldsymbol{I}_n & \mathbf{0} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\boldsymbol{v}_t = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \quad (10)$$

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

$$\boldsymbol{\omega}_t = \boldsymbol{F}\boldsymbol{\omega}_{t-1} + \boldsymbol{v}_t \quad (11)$$

Y resulta claro ver que en el momento $t + s$, $\boldsymbol{\omega}_{t+s}$ será de la siguiente manera

$$\boldsymbol{\omega}_{t+s} = \boldsymbol{v}_{t+s} + \boldsymbol{F}\boldsymbol{v}_{t+s-1} + \boldsymbol{F}^2\boldsymbol{v}_{t+s-2} + \cdots + \boldsymbol{F}^{s-1}\boldsymbol{v}_{t+1} + \boldsymbol{F}^s\boldsymbol{\omega}_t \quad (12)$$

¹³ Es decir, si sus primeros y segundos momentos ($E[y_t]$ y $E[y_t y'_{t-j}]$) son independientes del momento t .

lo que implicaría que:

$$\begin{aligned} y_{t+s} = & \mu + \varepsilon_{t+s} + \Psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t+s-2} + \dots + \Psi_{s-1} \varepsilon_{t+1} \\ & + F_{11}^{(ss)} (y_t - \mu) + F_{12}^{(ss)} (y_{t-1} - \mu) + \dots + F_{1p}^{(ss)} (y_{t-p} - \mu). \end{aligned} \quad (13)$$

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:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \Psi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots \equiv \mu + \Psi(L) \varepsilon_t \quad (14)$$

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:

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

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 ERPT, especialmente si este presenta características no-lineales y asimétricas en México y Perú.

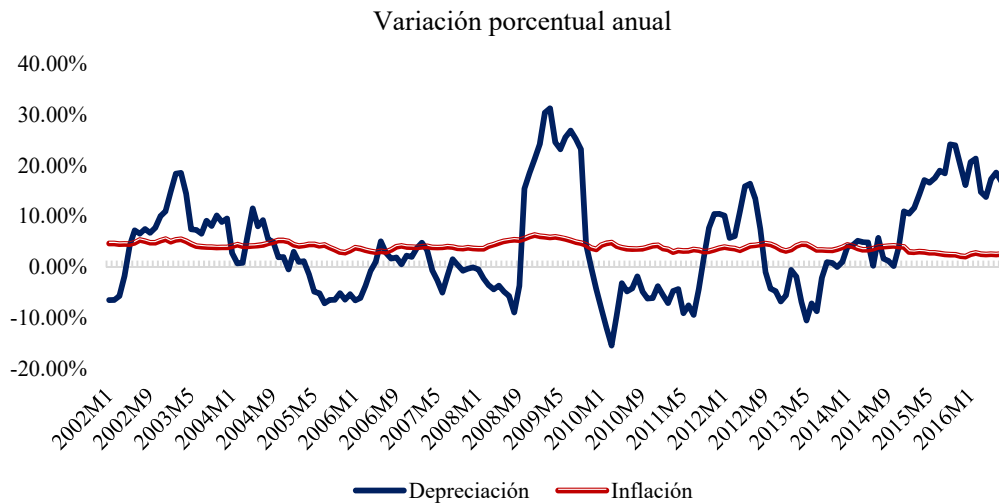
Capítulo IV. El *Pass-Through* en México y Perú

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 0,685¹⁴. Tal como señala Capistrán *et al.* (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 inflación¹⁵.

Gráfico 3. Inflación y tasa de depreciación nominal en México: 2002-2016



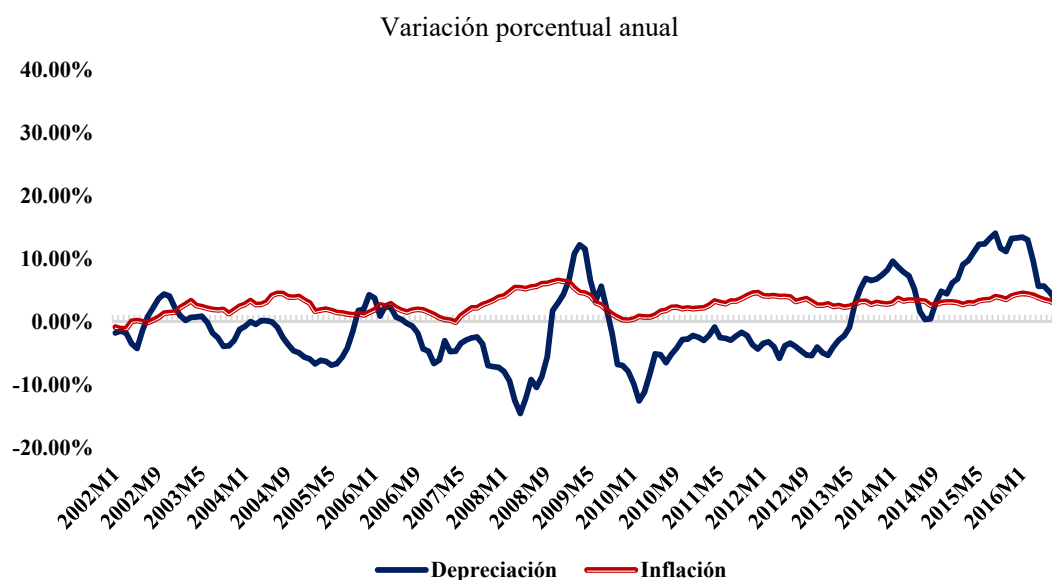
Fuente: Elaboración propia, 2017.

¹⁴ La correlación entre los años 2002-2016 es de 0,0929.

¹⁵ 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 ERPT.

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 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 0,31¹⁶). 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



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Estas correlaciones entre ambas variables también se observan en los anexos 4 y 5, 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.

¹⁶ La correlación entre los años 2002-2016 fue de 0,21

Previo a la estimación del *Pass-Through*, 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 la tabla 1, mientras que el índice nacional de precios al consumidor (INPC) de México se muestra en la tabla 2.

Tabla 1. Composición del IPC en Perú

| 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 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, 2017.

Tabla 2. Composición del INPC en México

| 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, 2017.

Como puede notarse de las tablas 1 y 2, 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 ERPT 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 categoría¹⁷, fluctuaciones en el tipo de cambio en el caso mexicano serán traspasadas en menor medida al nivel de precios que para el caso peruano¹⁸.

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

Tabla 3. Estadísticas descriptivas de la inflación y depreciación en México y Perú, 2002-2016

| Estadísticas | 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, 2017.

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 *Pass-Through* ha sido mayor en México que en Perú?

¹⁷ Además, que la dolarización de los precios está restringida en México a diferencia de Perú.

¹⁸ 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). Una lista de las ciudades representadas de ambos países se encuentra en los anexos 1 y 2.

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 ERPT en este país que en el último.

Para poder estimar el ERPT 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.

De esta manera, la especificación para capturar el ERPT tiene la siguiente expresión¹⁹

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

Donde π representa la inflación del país en el momento t ; Δer representa la fluctuación del tipo de cambio bilateral²⁰; 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 $t + h$.

¹⁹ Es posible realizar el conjunto de regresiones a través de un único vector como se especifica en la pág. 165 de Jordà (2005).

²⁰ Comparando la moneda de cada país contra el dólar americano.

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 ERPT 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 doce 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 HAC²¹. 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 anterior²², tal como se sugiere en Jordà (2009). De esta manera, y debido a la ortogonalidad de los errores, se estiman las ecuaciones utilizando mínimos cuadros ordinarios (MCO)²³ con el uso de los residuos del período anterior. De esta manera, se corrige la autocorrelación y se obtienen, a la vez, intervalos de confianza más estrechos.

2. Estimación del ERPT en México y Perú

La ecuación (17) fue estimada utilizando datos mensuales desde el año 2002 hasta fines del año 2016. Se computaron los ERPT para un horizonte de 1 a 15 meses (gráficos 5 y 6). En el primer gráfico se aprecia que el ERPT 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 ERPT en el caso mexicano es considerablemente menor: 10% en el largo plazo, y un efecto de 8% en un año (gráfico 5).

²¹ Específicamente, el estimador Newey-West.

²² Es decir, en el período dos, se utilizó como regresor el residuo de la estimación del periodo 1, y así sucesivamente.

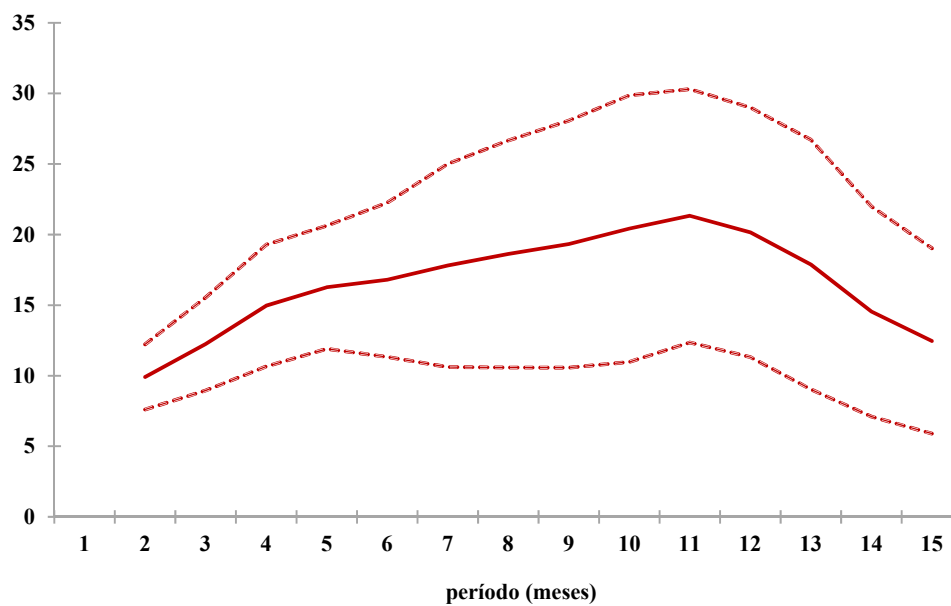
²³ Dejando de utilizar los estimadores HAC del primer momento de la investigación.

Estos resultados van en línea con los avances de la literatura: Winkelried (2003) reporta un ERPT hacia el IPC peruano de 28% en un año. Por otra parte, Cortés (2013) encuentra que el ERPT en México es cercano a 5% en el corto y largo plazo y Amador *et al.* (2015) encuentran que el traspaso en el largo plazo es de 10%. Asimismo, Caselli y Roitman (2016) reportan un coeficiente de ERPT cercano a 22% en un año para países en desarrollo y Choudhri y Hakura (2006) reportan un ERPT 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 *Pass-Through* en Perú, 2002-2016

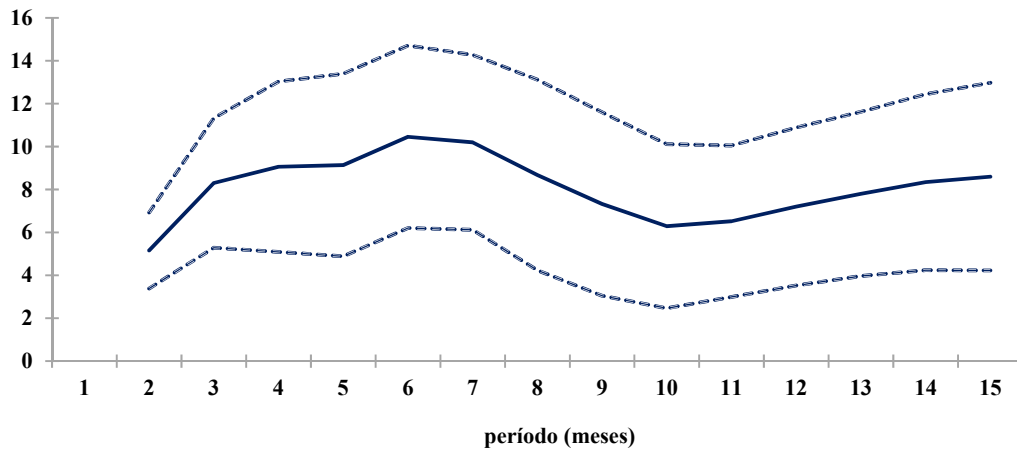
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Gráfico 6. Estimación del *Pass-Through* en México, 2002-2016

(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia, 2017.

En el caso mexicano, el ERPT podría responder a la estabilidad de precios de los últimos años, así como a la mayor credibilidad en el Banco Central debido a su buen desempeño. Ambos factores, y tal como señalan Amador *et al.* (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 ERPT. Una muestra de ello se denotó en los años 2008-2009, en donde la depreciación del peso mexicano no trajo consigo incrementos del nivel de precios (gráfico 3). Entonces, y de acuerdo a lo anterior, el valor estimado del *Pass-Through* respondería a los canales directos a través de un incremento del precio de las importaciones, que tienen un peso de 19,7% en el índice general de precios al consumidor.

Mientras tanto, para el caso peruano, el ERPT también responde a la estabilidad de precios de la última década y a la credibilidad que ha ganado el banco central 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%.

Si los bancos centrales de ambos países han logrado credibilidad y, por ende, el ERPT 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 el capítulo IV). Mientras que en México la ponderación a los alimentos y bebidas es del 23%, en Perú tiene un orden del 38%.

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%, en Perú aún es superior al 50% (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 ERPT es mayor en este último, debido a un canal más grande de transmisión de fluctuaciones del tipo de cambio al nivel general de precios (anexo 6).

Tabla 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)

Finalmente, cabe resaltar estos resultados en dos puntos. En primer lugar, la reducción del ERPT, 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* como 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 ERPT será menor para este último.

3. ¿No-linealidad en el ERPT?

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 el capítulo II, 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

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

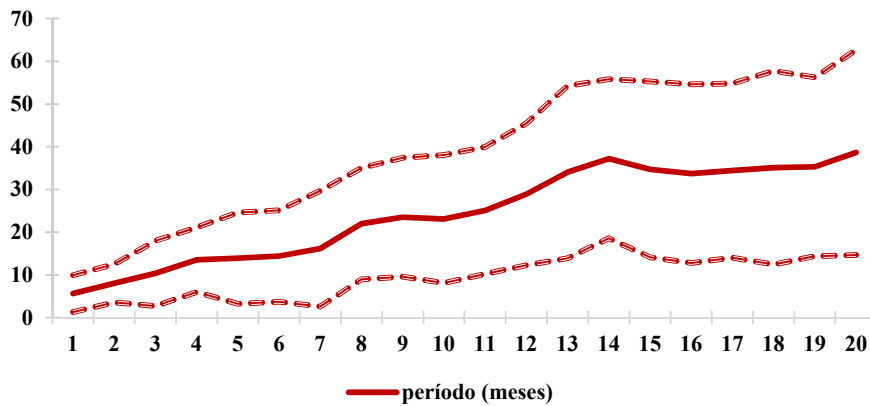
En donde D es una *dummy* con la siguiente definición:

$$D = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta er > \tau \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

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% podría ser infrecuente en Perú, pero más frecuente en México. Los resultados de esta sección se presentan a continuación:

Gráfico 7. Estimación del *Pass-Through* en Perú (> 0,5 s.d.), 2002-2016

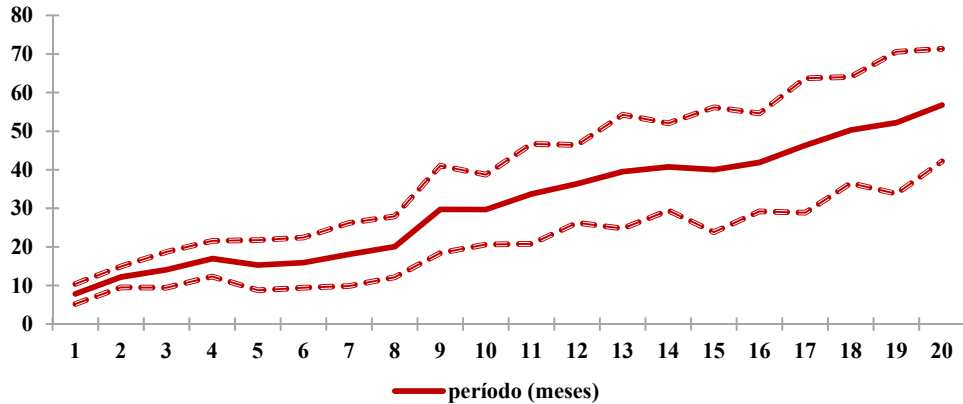
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Gráfico 8. Estimación del *Pass-Through* en Perú (> 1 s.d.), 2002-2016

(En porcentajes de una depreciación)

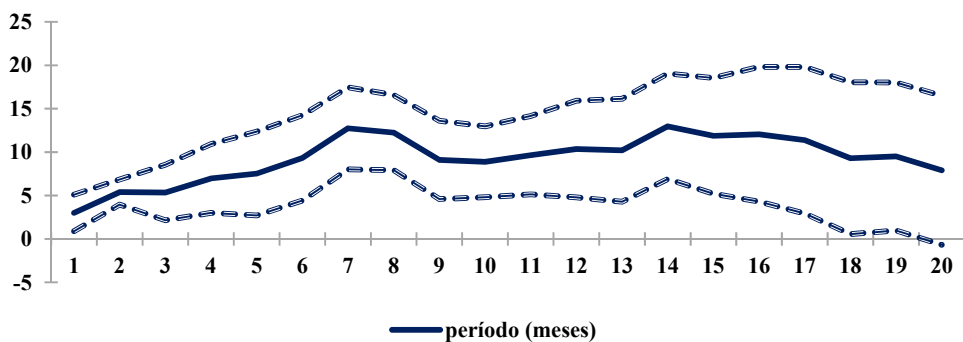


Fuente: Elaboración propia, 2017.

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% en el largo plazo y de 22% 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% en el largo plazo y poco mayor a 30% 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.

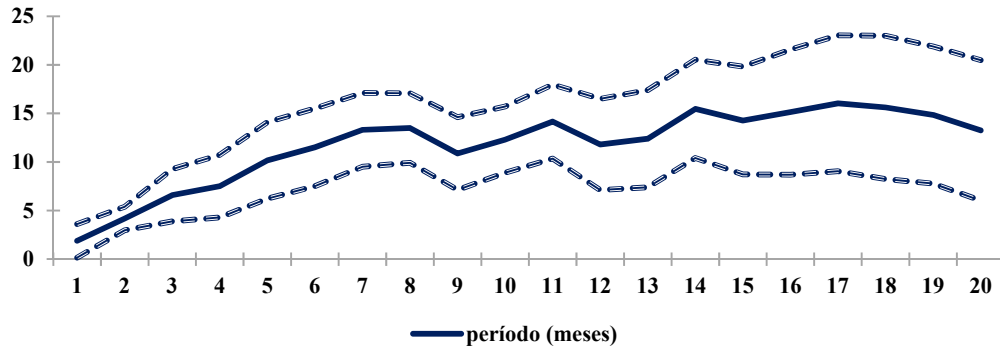
Gráfico 9. Estimación del *Pass-Through* en México (> 1.5 s.d.), 2002-2016

(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Gráfico 10. Estimación del *Pass-Through* en México (> 3 s.d.), 2002-2016
(en porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Como se muestra en los gráficos anteriores, los resultados en el caso mexicano exhiben que la respuesta 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% en el largo plazo y 12% en un año. Mientras que, en el caso de depreciaciones superiores a 3 desviaciones estándar, la inflación absorbe cerca de 11% en el largo plazo, nivel similar al del corto plazo.

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 el capítulo II se detallaron posibles explicaciones de la presencia de asimetrías en el ERPT, 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 especificación

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

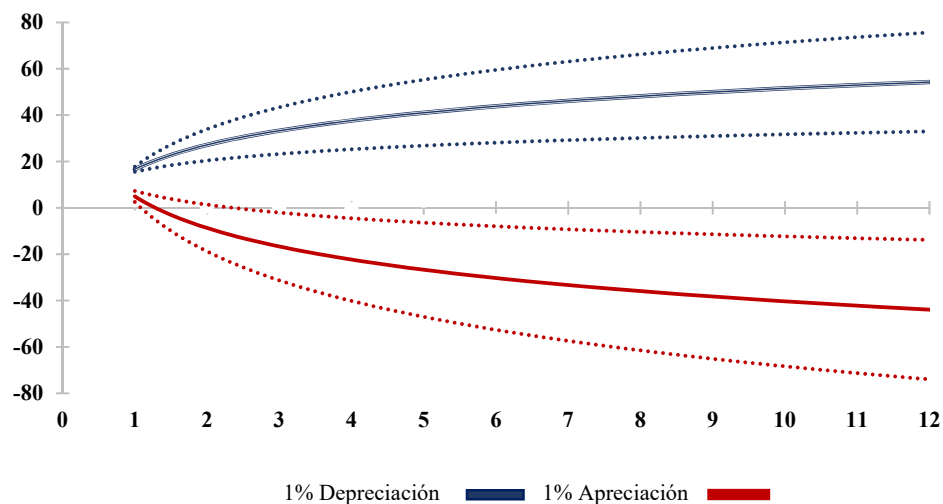
En donde A es una *dummy* con la siguiente definición:

$$A = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta er < 0 \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

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.

Gráfico 11. Estimación del *Pass-Through* en Perú, 2002-2016

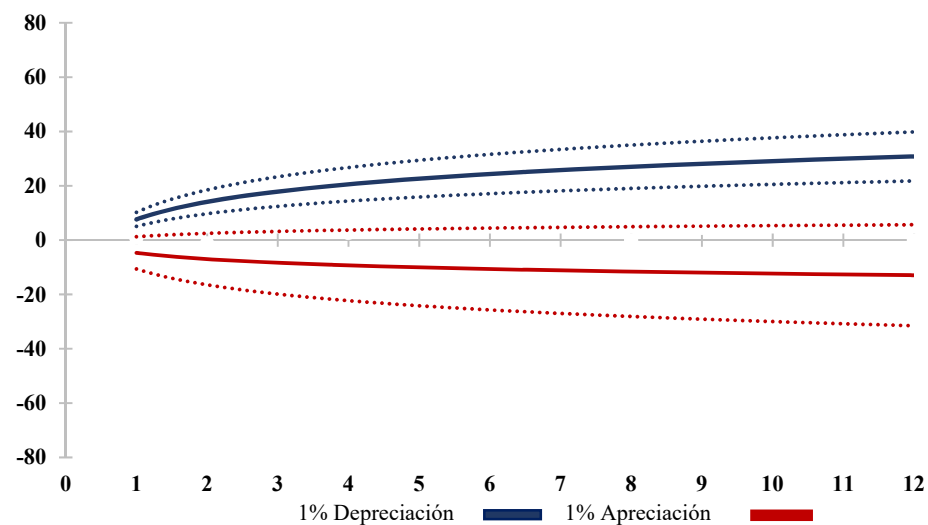
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Gráfico 12. Estimación del *Pass-Through* en México, 2002-2016

(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Por un lado, para el caso peruano (gráfico 11), ante una depreciación de 1%, la inflación del IPC se incrementa hasta en 0,55% en un año. El efecto es persistente y estadísticamente significativo para los primeros doce meses²⁴. Por el otro lado, el incremento en el nivel de precios absorbe hasta el 0,46% de una apreciación de 1%. 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 ERPT es de hasta 25% en un año. Sin embargo, exhibe una leve joroba a los seis meses, al llegar a 30%. No obstante, ante una apreciación, se observa que el nivel de precios absorbe el 17% 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 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).

5. El ERPT y la volatilidad del tipo de cambio

En esta sección, se explora la relación entre el *Pass-Through* y la volatilidad del tipo de cambio. Específicamente, se intenta averiguar si el nivel del traspaso estimado en la segunda parte del capítulo IV 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 2002-2016²⁵. A partir de ella, se calculó la desviación estándar mensual para el período (211 observaciones), variable que se utilizó para la siguiente especificación.

$$\pi_{t+s} = \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta_{s,h} \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta FP_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \theta_s \Delta er_t * sd_t + \rho s d_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

²⁴ En este documento sólo 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%.

²⁵ 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.

En donde sd es una variable *dummy* con la siguiente definición:

$$sd = \begin{cases} 1 & \text{si } sd < x \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

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

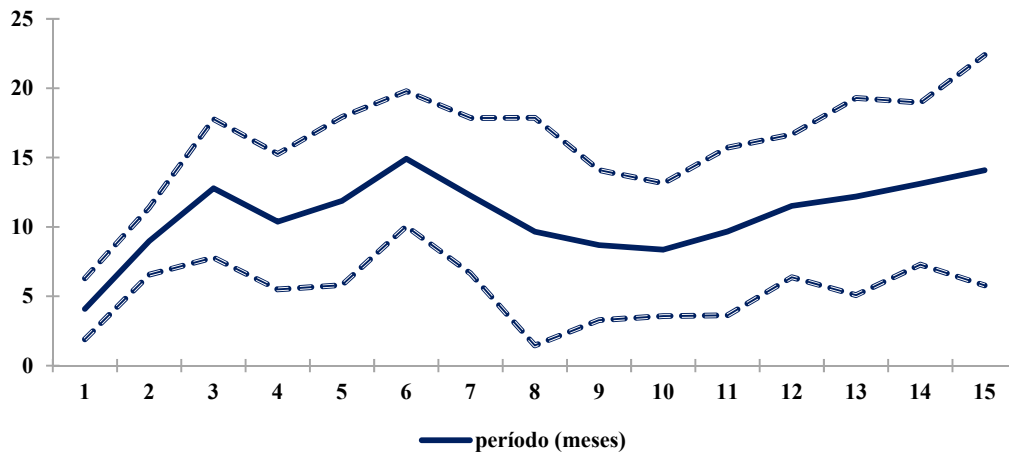
Tabla 5. Media y mediana de la desviación estándar mensual del tipo de cambio nominal en México y Perú, 2002-2016

| Período (2002-2016) | | |
|---------------------|--------|---------|
| | Media | Mediana |
| México | 0,1332 | 0,1010 |
| Perú | 0,0141 | 0,0101 |

Fuente: Bloomberg. Elaboración propia, 2017.

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 *Pass-Through* en períodos de más o menos volatilidad del tipo de cambio en ambos países. Es más, durante épocas normales el ERPT es estadísticamente igual al obtenido en la parte dos de esta misma sección.

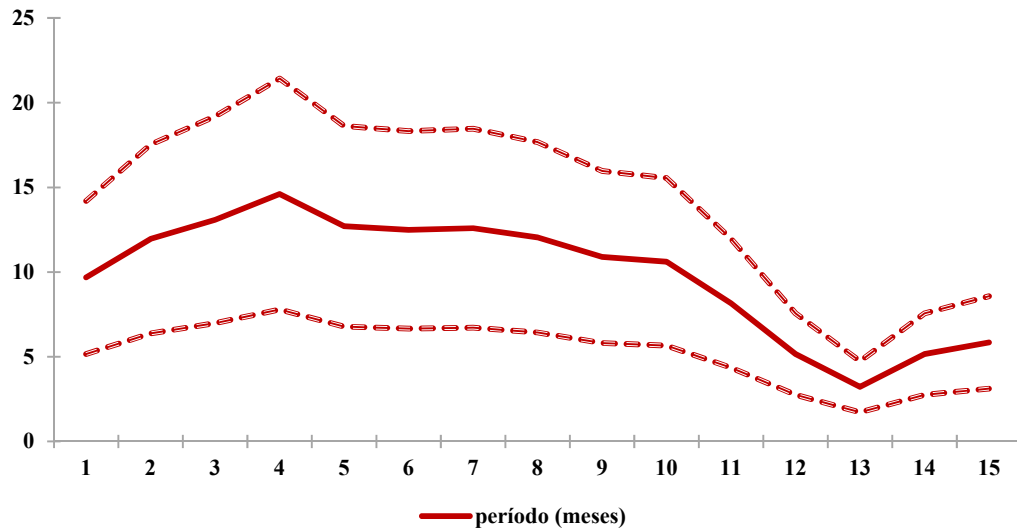
Gráfico 13. Estimación del *Pass-Through* en México (modelo de volatilidad), 2002-2016



Fuente: Elaboración propia, 2017.

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.

Gráfico 14. Estimación del *Pass-Through* en México (modelo de volatilidad), 2002-2016



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Conclusiones y recomendaciones

La pregunta central de este documento es si los precios responden de manera no lineal y asimétrica a *shocks* 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 s.d. el ERPT llega hasta un 60%, mientras que, para el segundo, la transmisión de la fluctuación del tipo de cambio es considerablemente menor (hasta 15%). 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 *Pass-Through* 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 periodos de mayor volatilidad del tipo de cambio, aspecto que podría explicarse bajo los modelos de *Rational Inattention*. 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.

Bibliografía

- Amador, J., Dos Santos, E., González, H., Grippa, F., Manías, J., & Posadas, C. (2015). *¿Ha aumentado el Pass-Through de tipo de cambio a precios en América Latina?* España: BBVA Research.
- Armas, A., Grippa, F., Quispe, Z., & Valdivia, L. (2001). *De metas monetarias de inflación en una economía con dolarización parcial: El caso peruano*. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Berman, N., Martin, P., & Mayer, T. (2012). "How do different exporters react to exchange rate changes?" *The Quarterly Journal of Economics*. Vol 127 (1), p. 437–492,
- Björg, E. (2015). *Asymmetric and Non-linear Exchange Rate Pass-Through. An Empirical Analysis for Six Different Countries*. Master Thesis. Erasmus School of Economics. Department of Economics Erasmus University Rotterdam. Netherlands.
- Bussière, M. (2013). "Exchange rate pass-through to trade prices: The role of nonlinearities and asymmetries". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol 75 (5), p. 731–758.
- Capistrán, C., Ibarra-Ramírez, R., & Ramos-Francia, M. (2012). "El Traspaso de Movimientos del Tipo de Cambio a los Precios: Un Análisis para la Economía Mexicana". *El Trimestre Económico*. Vol. LXXIX (4), núm. 316, p. 813-838.
- Caselli, F., & Roitman, A. (2016). "Non-Linear Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. Working Paper". Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- Chew, J., Ouliaris, S., & Meng Tan, S. (2011). "Exchange Rate Pass-Through over the Business Cycle in Singapore. Working Paper". Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- Clinton, K., & Perrault, J. (2001). "Metas de inflación y tipos de cambio flexibles en economías emergentes". Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Cortés, J. (2013). "Estimating the Exchange Rate Pass-through to Prices in Mexico". *Monetaria*. Vol I (2), 287-316.
- Da Silva Correa, A., & Minella, A. (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), p. 231-243.

- Frankel, J., Parsley, D., & Wei, S. (2016). *Slow Pass-through around the World: A new import for Developing Countries?* Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Gagg, P. (2009). "The Role of Exchange Rate Movements for Prices in the Euro Area". *Monetary Policy and The Economy*, Q2, 09, p 83-103.
- Gagnon, J., & Ihrig, J. (2004). "Monetary policy and exchange rate pass-through". *International Journal of Finance & Economics*. Volume 9, Issue 4, p. 315–338.
- Ghosh, A. (2013). "Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America". *Journal of Macroeconomics*. Volume 35, p. 163-171.
- Goldberg, P., & Knetter, M. (1996). "Goods Prices and Exchange Rates: What have we learned?" *Journal of Economic Literature*. Vol. 35 (3), p. 1243-1272.
- Guillermo, S., & Rodríguez, M. (2014). "Analyzing the Exchange Rate Pass-through in Mexico: Evidence Post Inflation Targeting Implementation". *Ensayos sobre Política Económica*. Volume 32, Issue 74, p. 18-35.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. New Jersey, USA: Princeton University Press.
- Jarotschkin, A., & Kraay, A. (2013). *Aid, Disbursement Delays, and the Real Exchange Rate*. *The World Bank*. Policy Research Working Paper 6501. Washington: The World Bank.
- Jordà, O. (2005). "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections". *The American Economic Review*. Vol. 95, No. 1, p. 161-182.
- Larraín, F., & Sachs, J. (2011). *Macroeconomía en la economía global*. México: Pearson Educación.
- 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". *Staff Papers (International Monetary Fund)*. Vol. 24, No. 2, p. 297-329.
- Pérez Forero, F., & Vega, M. (2015). *Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Peru*. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

- Pollard, P., & Coughlin, C. (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*. Vol. 53, Issue 8, p. 1761-1800.
- Rincón, H., & Rodríguez, N. (2016). "Nonlinear Pass-Through of Exchange Rate Shocks on Inflation: A Bayesian Smooth Transition VAR Approach". Working Paper No. HEIDWP13-2016. Genève: Graduate Institute of International and Development Studies International Economics Department.
- Romer, C., & Romer, D. (2015). "New Evidence on the Impact of Financial Crises in Advanced Countries". Working Paper 21021. USA: National Bureau of Economic Research.
- Ronayne, D. (2011). "Which Impulse Response Function?" Warwick Economic Research Papers. UK: University of Warwick
- Sekine, A., & Tsuruga, T. (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*. Volume 50, Issue 3, p. 665-690.
- Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms". *European Economic Review*. Volume 44, Issue 7, p. 1389-1408.
- Winkelried, D. (2003). *¿Es asimétrico el Pass-Through en el Perú?: Un análisis agregado*. Lima: Banco Central de Reserva del Perú

Anexos

Anexo 1. Ciudades consideradas en el INPC (México)

| Clave | Nombre de la ciudad |
|-------|--|
| 01 | Área Metropolitana de la Cd. de México |
| 02 | Mérida, Yuc. (Área Metropolitana) |
| 03 | Morelia, Mich. |
| 04 | Guadalajara, Jal. (Área Metropolitana) |
| 05 | Monterrey, N. L. (Área Metropolitana) |
| 06 | Mexicali, B. C. |
| 07 | Cd. Juárez, Chih. |
| 08 | Acapulco, Gro. |
| 09 | Culiacán, Sin. |
| 10 | León, Gto. |
| 11 | Puebla, Pue. |
| 12 | San Luis Potosí, S. L. P. |
| 13 | Tapachula, Chis. |
| 14 | Toluca, Edo. de Méx. |
| 15 | Torreón, Coah. |
| 16 | Veracruz, Ver. |
| 17 | Villahermosa, Tab. |
| 18 | Tampico, Tamps. |
| 19 | Chihuahua, Chih. |
| 20 | Hermosillo, Son. |
| 21 | Monclova, Coah. |
| 22 | Córdoba, Ver. |
| 23 | Aguascalientes, Ags. |
| 24 | Tijuana, B. C. |
| 25 | Matamoros, Tamps. |
| 26 | Colima, Col. |
| 27 | La Paz, B. C. S. |
| 28 | Chetumal, Q. R. |
| 29 | Jacona, Mich. |
| 30 | Fresnillo, Zac. |
| 31 | Iguala, Gro. |
| 32 | Huatabampo, Son. |
| 33 | Tulancingo, Hgo. |
| 34 | Cortazar, Gto. |
| 35 | Cd. Jiménez, Chih. |
| 36 | Durango, Dgo. |
| 37 | Tepic, Nay. |
| 38 | Oaxaca, Oax. |
| 39 | Querétaro, Qro. |
| 40 | Cuernavaca, Mor. |
| 41 | Tlaxcala, Tlax. |
| 42 | San Andrés Tuxtla, Ver. |
| 43 | Campeche, Camp. |
| 44 | Tepatitlán, Jal. |
| 45 | Tehuantepec, Oax. |
| 46 | Cd. Acuña, Coah. |

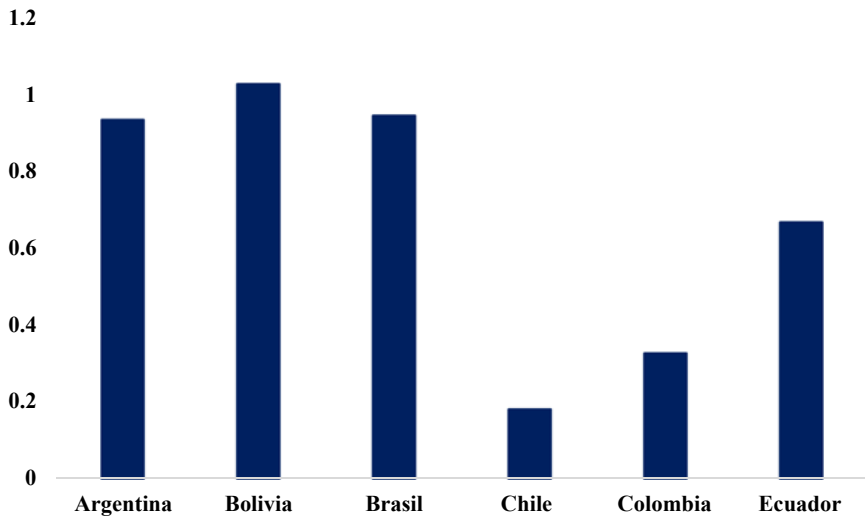
Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)

Anexo 2. Ciudades consideradas en el IPC (Perú)

| Clave | Nombre de la ciudad |
|-------|---------------------|
| 01 | Chachapoyas |
| 02 | Huaraz |
| 03 | Abancay |
| 04 | Arequipa |
| 05 | Ayacucho |
| 06 | Cajamarca |
| 0 | Cusco |
| 08 | Huancavelica |
| 09 | Huánuco |
| 10 | Ica |
| 11 | Huancayo |
| 12 | Trujillo |
| 13 | Chiclayo |
| 14 | Lima |
| 15 | Iquitos |
| 16 | Puerto Maldonado |
| 17 | Moquegua |
| 18 | Cerro de Pasco |
| 19 | Piura |
| 20 | Puno |
| 21 | Moyobamba |
| 22 | Tacna |
| 23 | Tumbes |
| 24 | Pucallpa |
| 25 | Chimbote |
| 26 | Tarapoto |

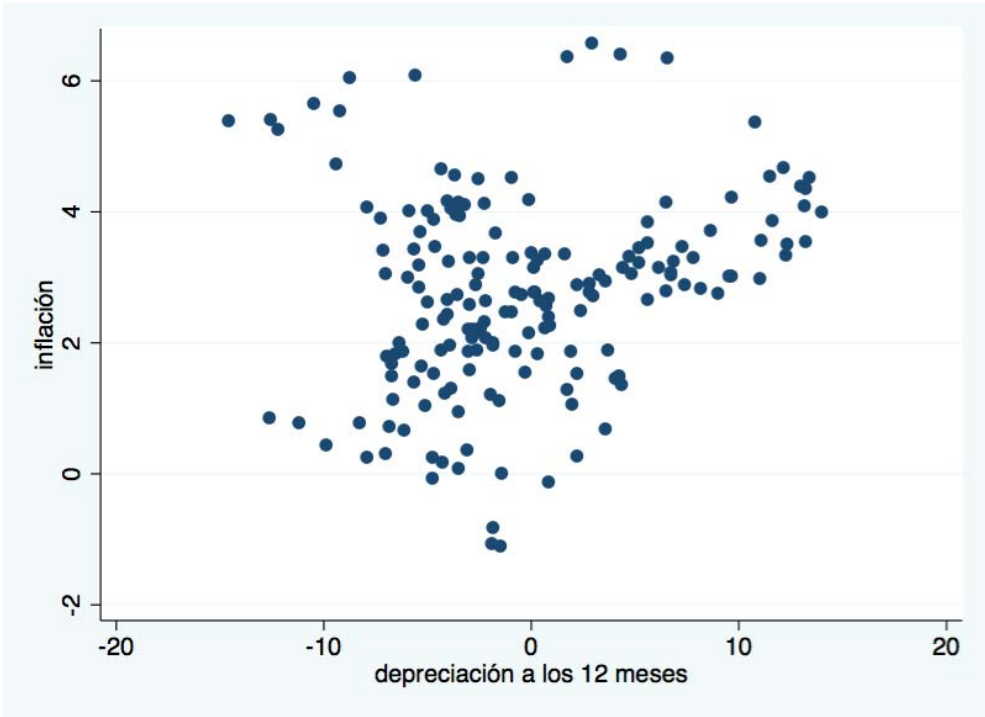
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI)

Anexo 3. Estimaciones del *Pass-Through* al IPC para diversas economías latinoamericanas: 1990-1999



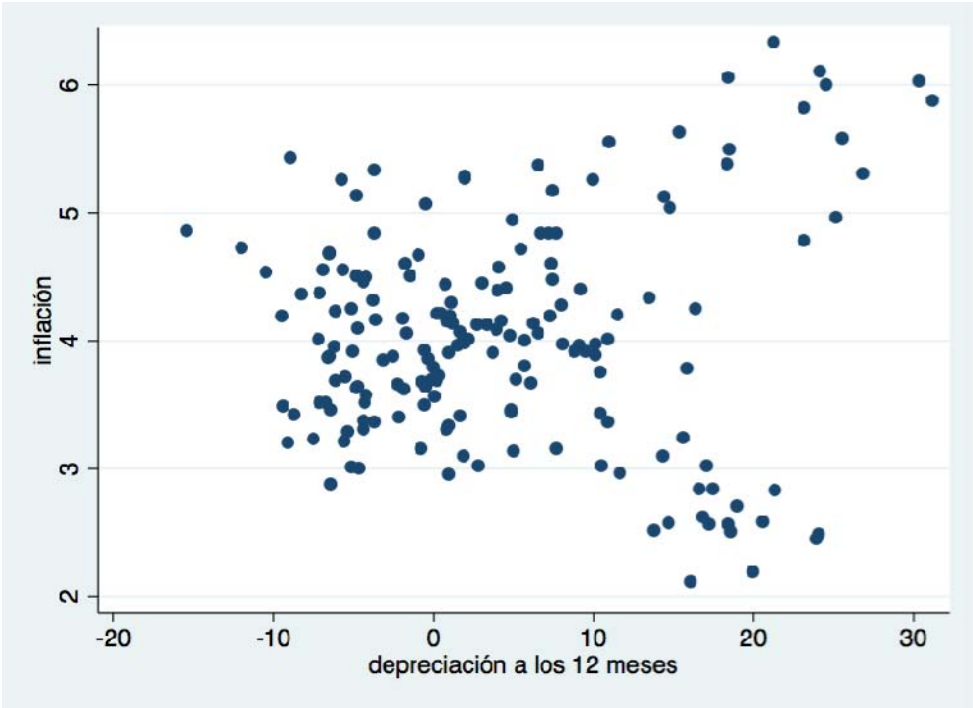
Fuente: Ghosh (2012)

Anexo 4. Depreciación e inflación en Perú, 2002-2016



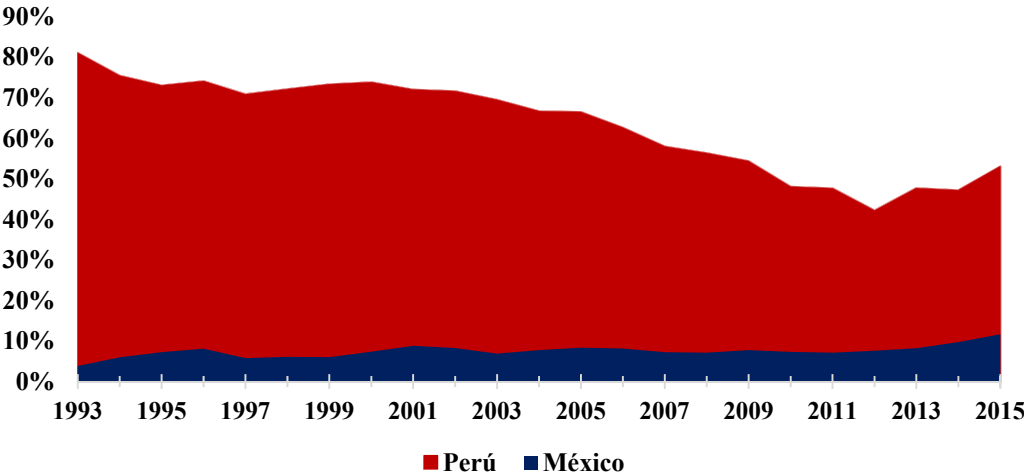
Fuente: Elaboración propia, 2017.

Anexo 5. Depreciación e inflación en México, 2002-2016



Fuente: Elaboración propia, 2017.

Anexo 6. Dolarización de los depósitos, fin del período (participación), 1993-2015



Fuente: BID (2017)

Nota biográfica

Ronald Alonso Cueva Chávez

Nació en Arequipa, el 12 de octubre de 1992. Asistente de Investigación del Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP). Licenciado en Ingeniería Industrial, egresado de la Universidad Católica de Santa María. Cursó la Maestría de Economía en la Universidad del Pacífico. Su investigación se ha centrado en temas de pobreza, desigualdad, crecimiento y desarrollo económico. Actualmente se desempeña como asistente general del Área de Macroeconomía y Políticas Económicas del CIUP.