

Angeles Galvan, Daniel; Cortés Espada, Josué Fernando; Sámano, Daniel

Working Paper

Evolución y características del traspaso del tipo de cambio a precios en México

Working Papers, No. 2019-10

Provided in Cooperation with:

Bank of Mexico, Mexico City

Suggested Citation: Angeles Galvan, Daniel; Cortés Espada, Josué Fernando; Sámano, Daniel (2019) : Evolución y características del traspaso del tipo de cambio a precios en México, Working Papers, No. 2019-10, Banco de México, Ciudad de México

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/240678>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2019-10

**Evolución y Características del Traspaso del Tipo de
Cambio a Precios en México**

Daniel Angeles Galvan
Banco de México

Josué Fernando Cortés Espada
Banco de México

Daniel Sámano
Banco de México

Julio 2019

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Evolución y Características del Traspaso del Tipo de Cambio a Precios en México

Daniel Angeles Galvan[†]
Banco de México

Josué Fernando Cortés Espada[‡]
Banco de México

Daniel Sámano[§]
Banco de México

Resumen: Se analiza el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en México mediante distintas metodologías. En primer lugar, se estiman modelos de Vectores Autorregresivos (VAR). Posteriormente, se realiza un análisis de largo plazo utilizando modelos Autorregresivos con Rezagos Distribuidos (ARDL). En particular, se encuentra que el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en México es bajo y prácticamente no ha cambiado en referencia a lo reportado en estudios previos. Adicionalmente, se obtiene que cuando la economía crece por arriba de su tendencia de largo plazo, la estimación puntual del traspaso del tipo de cambio es mayor en promedio. Por último, se encuentra evidencia de asimetría en el traspaso del tipo de cambio, es decir, la estimación puntual del traspaso es mayor cuando la moneda se deprecia que cuando se aprecia. Cabe destacar que estos resultados se mantienen en el análisis de largo plazo.

Palabras Clave: Depreciación, Inflación, Elasticidad de Traspaso, Asimetrías.

Abstract: This paper analyzes the exchange rate pass through to consumer prices in Mexico using different methodologies. First, we estimate Vector Autoregressive Models (VAR). Subsequently, we estimate Autoregressive Distributed Lags Models (ARDL) in order to make a long run analysis. In particular, we find that the exchange rate pass through to consumer prices is low and has barely changed in relation with the findings in previous studies. We also estimate that when the economy grows above its long-run trend, the point estimation of the exchange rate pass through is larger on average. Finally, we provide some evidence of asymmetry in the exchange rate pass through, that is, the point estimation of the exchange rate pass through is greater when there is a depreciation than when there is a currency appreciation. It should be noted that in the long run analysis these results are preserved.

Keywords: Depreciation, Inflation, Exchange Rate Pass Through, Asymmetries

JEL Classification: C22, C32, E31, F31, F41.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Correo electrónico: dangelesg@banxico.org.mx.

[‡] Dirección General de Investigación Económica. Correo electrónico: jfcortes@banxico.org.mx.

[§] Dirección General de Investigación Económica. Correo electrónico: dsamano@banxico.org.mx.

1. Introducción

El traspaso del tipo de cambio (ERPT, por sus siglas en inglés) a los precios al consumidor en México ha sido documentado en distintos estudios como en Capistrán et al. (2012), Cortés (2013) y Kochen y Sámano (2016). La evidencia apunta a que el traspaso de las fluctuaciones cambiarias a los precios en México ha venido disminuyendo.¹ No obstante, resulta necesario evaluar el ERPT a los precios de manera periódica dada la volatilidad del tipo de cambio, la cual suele verse afectada por los diversos choques a los que está expuesta la economía mexicana. En particular, además de cuantificar la magnitud del traspaso para una muestra más actual, es importante profundizar en el análisis de este con el objetivo de identificar posibles asimetrías ante ciertas condiciones de la economía, como pueden ser un crecimiento por arriba de su potencial y diferencias en este ante apreciaciones o depreciaciones de la moneda nacional.

Las estimaciones mencionadas para México y los modelos estándar suponen que el ERPT es lineal. No obstante, investigaciones como la de Pollard y Coughlin (2004), Bussière (2007), Mihaljek y Klau (2008) y para México las investigaciones de Aleem y Lahiani (2014), Caselli y Roitman (2016), Brun-Aguerre et al. (2017) y Baharumshah et al. (2017) sugieren la presencia de no linealidades y asimetrías en el ERPT.

Desde el punto de vista teórico es posible describir varias causas que explican un traspaso asimétrico del tipo de cambio a precios ante una depreciación o una apreciación, entre las cuales se encuentran las siguientes dos. En primer lugar está la denominada “cuota de mercado” de Krugman (1987). En este contexto, dada una depreciación en la moneda del país importador, las empresas pueden seguir una estrategia de fijación de precios (pricing to market) al ajustar sus márgenes de ganancias para mantener su participación en el mercado y ante una apreciación, las empresas mantienen sus márgenes de ganancias lo que compensa la depreciación previa en la moneda del mercado de destino. Es decir, si las empresas tratan de mantener su competitividad y su participación en el mercado, entonces una apreciación de la moneda del país importador podría causar un traspaso más alto que el de una depreciación.

¹ Ver Cortés (2013).

En segundo lugar se encuentra la “restricción de capacidad”, siguiendo a Goldberg y Knetter (1997), en la cual las cantidades producidas tienen un límite superior fijo en el corto plazo, entonces dada una apreciación en la moneda del país importador, las empresas exportadoras tendrán un aumento en la competitividad de sus precios al traspasar el movimiento del tipo de cambio a sus precios. Sin embargo, si las empresas se encuentran operando a completa capacidad, la posibilidad de incrementar sus ventas en el mercado de destino es limitada y estas pueden verse en la necesidad de incrementar sus márgenes de ganancias en lugar de disminuir sus precios en la moneda del país importador. Por lo tanto, si las empresas exportadoras tienen restricciones de producción, entonces una apreciación de la moneda del país importador puede causar un traspaso más bajo que una depreciación.

Por otra parte, es posible que no solo existan no linealidades en el ERPT a precios considerando depreciaciones o apreciaciones de la moneda sino también considerando la actividad económica. Por ello también se hace evidente la necesidad de estimar el ERPT en periodos de elevado o bajo crecimiento económico, comparado con su nivel potencial.

En este contexto, el objetivo de este documento es obtener una estimación del ERPT a los precios al consumidor en México identificando asimetrías en el tipo de cambio y en el nivel de la actividad económica para poder tener una mejor idea del comportamiento y del impacto del tipo de cambio sobre los precios en México en diferentes condiciones macroeconómicas.

Debido a la amplia heterogeneidad en los métodos de estimación (ver Aron et al., 2014) cuyos resultados no necesariamente son comparables, es relevante mencionar que los modelos utilizados en el presente documento son: (1) Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) introducidos por Sims (1980) y (2) Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) los cuales fueron retomados recientemente por Shin et al. (2014) para el análisis de largo plazo con asimetrías.

Con respecto al modelo VAR, el cálculo del traspaso se realiza siguiendo el método de Capistrán et al. (2012) y de Cortés (2013). No obstante, para el cálculo de las funciones impulso-respuesta se utiliza la metodología propuesta por Pesaran y Shin (1998) denominada funciones impulso-respuesta generalizadas. En dicha metodología el ordenamiento de las variables no influye (orden invariante) en la estimación de las

funciones impulso-respuesta, como sucede con la metodología de Choleski. Es decir, en cierto sentido, la metodología de Pesaran y Shin es una propuesta de generalización de la descomposición de Choleski. Adicionalmente, para identificar las asimetrías en el traspaso se incluyen interacciones con variables dicotómicas.

En cuanto al modelo ARDL, este se utiliza para obtener una estimación de largo plazo del traspaso del tipo de cambio a precios y para identificar las asimetrías en el traspaso se incluyen interacciones con variables dicotómicas.

Los resultados de este trabajo sugieren que el coeficiente de traspaso en México es bajo y prácticamente no ha cambiado en referencia a lo reportado en estudios previos. Adicionalmente, se identifican asimetrías en el traspaso, es decir, en un ambiente en el cual la economía se encuentra creciendo por arriba de su tendencia o ante una depreciación de la moneda, la estimación puntual del ERPT es mayor en promedio. Con respecto al análisis de largo plazo, los resultados se mantienen.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: en la segunda sección se presentan los modelos VAR y ARDL y los datos que se utilizan para cuantificar el ERPT a precios, en la tercera sección se muestran las estimaciones de corto plazo y las asimetrías identificadas utilizando el modelo VAR, el traspaso de largo plazo y las asimetrías identificadas utilizando el modelo ARDL se abordan en la cuarta sección y las consideraciones finales se presentan en la sección cinco.

2. Metodología y Datos

2.1 Modelos

Una de las herramientas más utilizadas para el cálculo del ERPT a precios (para una amplia discusión del tema ver Aron et al., 2014) son los modelos VAR. La especificación del modelo base y la estimación del traspaso sigue la metodología empleada por Capistrán et al. (2012) y Cortés (2013) para poder hacer una comparación de la evolución del traspaso. Dicha especificación es la siguiente:

$$Y_t = \beta(L)Y_{t-1} + \theta X_t + \epsilon_t$$

donde $\beta(L)$ es un polinomio evaluado en el operador de rezago, Y_t es un vector de variables endógenas que incluye el nivel de precios al consumidor, el Índice Global de Actividad Económica (IGAE), el tipo de cambio y la tasa de CETES a 28 días, mientras que X_t es un vector de variables exógenas externas que incluye la producción industrial, el nivel de precios al consumidor y la tasa de fondos federales de Estados Unidos, así como un índice de precios de materias primas. Las variables se incluyen en el modelo en variaciones anuales, excepto la tasa de CETES y de fondos federales de Estados Unidos las cuales se incluyen en niveles.

Esta especificación considera a México como una economía pequeña y abierta en el sentido de que se incluye al tipo de cambio y de que las variables externas tienen un impacto en la economía nacional pero la economía nacional no tiene un impacto en la economía externa.

En cuanto a la identificación de asimetrías en el traspaso, se utiliza la especificación mencionada pero incluyendo interacciones con variables dicotómicas (o variables condicionales):

1) Modelo con asimetrías en la brecha del producto:

$$Y_t = \beta(L)Y_{t-1} + \gamma(L)(I_{br>0}^k \circ Y_{t-1}) + \theta X_t + \epsilon_t,$$

donde $I_{br>0}^k$ es un vector de ceros, excepto en la posición k , que toma el valor de uno cuando la brecha del producto es positiva y el operador “ \circ ” indica el producto de Hadamard. De la misma forma, la variación del tipo de cambio se encuentra en la posición k dentro del vector Y_t .

2) Modelo con asimetrías en el tipo de cambio:

$$Y_t = \beta(L)Y_{t-1} + \varphi(L)(I_{tc>0}^k \circ Y_{t-1}) + \theta X_t + \epsilon_t$$

donde $I_{tc>0}^k$ es un vector de ceros, excepto en la posición k , que toma el valor de uno cuando la variación del tipo de cambio es positiva.

En cada uno de los ejercicios multivariados se calcula la función impulso-respuesta de la inflación ante choques de uno por ciento al tipo de cambio, sus intervalos de confianza y la elasticidad de traspaso acumulada. Cabe destacar que la manera de obtener la función impulso-respuesta es mediante el método descrito por Pesaran y Shin (1998).

Se define la elasticidad de traspaso acumulada (ETA_t) como el cambio acumulado en el nivel de precios, expresado en puntos porcentuales, ante una variación en el tipo de cambio, es decir:²

$$ETA_t = \frac{\Delta\%P_{t,t+\tau}}{\Delta\%TC_{t,t+\tau}}$$

donde:

$\Delta\%P_{t,t+\tau}$ es el cambio porcentual en el nivel de precios τ periodos después del choque, y $\Delta\%TC_{t,t+\tau}$ es el cambio porcentual en el tipo de cambio τ periodos después del choque.

En cuanto al análisis de largo plazo, se utiliza un modelo ARDL ya que permite obtener relaciones de cointegración entre variables con diferentes órdenes de integración en un contexto de análisis univariado. En contraste, en un modelo de vectores de corrección de errores (VEC), el cual es una herramienta estándar para el análisis de largo plazo multivariado, las variables necesitan tener el mismo orden de integración.

² Para el modelo base y el modelo con asimetrías en la brecha se utiliza la fórmula mencionada para la ETA_t . No obstante, para el modelo con asimetrías en el tipo de cambio se calcula la ETA_t con el mismo signo de la función impulso-respuesta para hacer más directo el análisis. Es decir, la función impulso-respuesta para el choque de una apreciación (choque negativo del tipo de cambio) se normaliza considerando un choque de 1% negativo debido a que la variable utilizada siempre es negativa. Por lo tanto, una variación de 1% en la variable apreciación del tipo de cambio implica necesariamente una variación negativa. En particular, para el modelo con asimetrías en el tipo de cambio se utiliza la fórmula:

$$ETA_t = \text{signo}(IRF_t) * \frac{\Delta\%P_{t,t+\tau}}{\Delta\%TC_{t,t+\tau}}$$

El modelo ARDL estándar tiene la siguiente representación:

$$P_t = \alpha' + \sum_{n_0=1}^{N_0+1} \beta'_{n_0} P_{t-n_0} + \sum_{j=1}^J \sum_{n_j=0}^{N_j+1} \beta'_{n_j} W_{j,t-n_j} + \sum_{l=1}^L \theta'_l X_t + \epsilon_t$$

La representación que incluye la dinámica de corto plazo y la relación de largo plazo asociada al modelo ARDL es la siguiente:

$$\Delta P_t = \alpha + \eta z_{t-1} + \sum_{n_0=1}^{N_0} \beta_{n_0}^0 \Delta P_{t-n_0} + \sum_{j=1}^J \sum_{n_j=0}^{N_j} \beta_{n_j}^j \Delta W_{j,t-n_j} + \sum_{l=1}^L \theta_l \Delta X_t + \epsilon_t$$

donde P_t es la variable dependiente (nivel precios en México), W_t es un vector de variables domésticas, X_t es un vector de variables externas y $z_{t-1} = P_t - \omega W_t$ es el término de corrección de error.³ En la forma estándar, las variables se encuentran en niveles, mientras que en la representación de largo plazo las variables se encuentran en variaciones y en niveles.

Asimismo, se utiliza la metodología propuesta por Shin et al. (2014) para incorporar asimetrías en estos modelos, los cuales tienen la siguiente especificación:

1) Modelo con asimetrías en la brecha del producto:

$$\begin{aligned} \Delta P_t = \alpha + \eta z_{t-1} + \sum_{n_0=1}^{N_0} \beta_{n_0}^0 \Delta P_{t-n_0} + \sum_{j=1}^J \sum_{n_j=0}^{N_j} \beta_{n_j}^{j,br+} \Delta W_{j,t-n_j} [brecha_t > 0] \\ + \sum_{j=1}^J \sum_{n_j=0}^{N_j} \beta_{n_j}^{j,br-} \Delta W_{j,t-n_j} [brecha_t \leq 0] + \sum_{l=1}^L \theta_l \Delta X_t + \epsilon_t \end{aligned}$$

donde [P] es el corchete de Iverson que toma el valor de 1 si la proposición P es verdadera y 0 en caso contrario. En este modelo, se asume que las variables nacionales tienen un comportamiento distinto de acuerdo a la brecha del producto.

2) Modelo con asimetrías en el tipo de cambio:

³ La doble sumatoria indica que cada variable doméstica entra en la ecuación con un número de rezagos óptimo (N_1, N_2, \dots, N_M) de acuerdo al criterio de información de Schwarz.

$$\Delta P_t = \alpha + \eta z_{t-1} + \sum_{n_0=1}^{N_0} \beta_{n_0}^0 \Delta P_{t-n_0} + \sum_{j=1}^J \sum_{n_j=0}^{N_j} \beta_{n_j}^{j,tc+} \Delta W_{j,t-n_j} [Tipo\ de\ cambio_t > 0] \\ + \sum_{j=1}^J \sum_{n_j=0}^{N_j} \beta_{n_j}^{j,tc-} \Delta W_{j,t-n_j} [Tipo\ de\ cambio_t \leq 0] + \sum_{l=1}^L \theta_l \Delta X_t + \epsilon_t$$

Para determinar la relación de cointegración se utiliza el estadístico denominado en la literatura como “Bounds Test” cuya distribución y propiedades se encuentran en Pesaran y Shin (2001).

En cada estimación se presenta el vector de parámetros ω , el cual indica el efecto de largo plazo y el multiplicador dinámico que ilustra la evolución del efecto de corto plazo, así como la retroalimentación del sistema hasta llegar al equilibrio de largo plazo.

2.2 Datos

Con respecto a la información incluida en la estimación se utilizan variables macroeconómicas nacionales de forma endógena y variables de Estados Unidos de forma exógena. La información nacional incluye el Índice Nacional de Precios al Consumidor de México (y sus desagregaciones) y el IGAE, ambos reportados por el INEGI. También se utilizan la tasa de CETES a 28 días y el tipo de cambio bilateral entre México y Estados Unidos en pesos por dólar (FIX) obtenidos del Banco de México.

En cuanto a las variables externas las cuales se consideran exógenas en el modelo, se utiliza la tasa de fondos federales de Estados Unidos y la producción industrial en Estados Unidos, ambas obtenidas de la Reserva Federal. También se incorpora el Índice de Precios de Materias Primas del Banco Mundial y el Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos.

En cada variable se utilizan variaciones anuales con periodicidad mensual, excepto para las tasas de interés, para el periodo de junio de 2001 a noviembre 2018.⁴ Cabe destacar que para el modelo base se utiliza la variación anual del IGAE, mientras que para los modelos

⁴ Se considera el periodo mencionado debido a la evidencia de un cambio en la persistencia de la inflación alrededor del 2001, como se documenta en Chiquiar et al. (2010).

no lineales se utiliza una estimación de la Brecha del IGAE calculada con el filtro Hodrick-Prescott con corrección de colas.⁵

Finalmente, en el análisis de largo plazo el cual se estima a partir de un modelo ARDL, las variables entran en el modelo en niveles y en variaciones mensuales, por lo cual la comparabilidad entre ambos modelos no es directa. No obstante, los resultados de largo plazo son consistentes con los de corto plazo.⁶ Del mismo modo, se considera que las asimetrías se reflejan en las variables domésticas y en el tipo de cambio, que es la principal variable de análisis, por ello las variables externas (de Estados Unidos) se incluyen en el modelo a manera de controles únicamente.

3. Traspaso del Tipo de Cambio a Precios (Corto Plazo)

El traspaso del tipo de cambio a precios en México ha sido investigado en documentos como Capistrán et al. (2012) donde se documenta que con la adopción del esquema de objetivos de inflación, el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor disminuyó de forma considerable. En particular, ellos encuentran que de enero de 1997 a mayo de 2001 la elasticidad de traspaso era de 0.32, mientras que para el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012 esta disminuyó hasta un nivel de 0.02. Adicionalmente, estimaciones más recientes como la realizada por Cortés (2013) y Kochen y Sámano (2016) han calculado que la elasticidad de traspaso se ha mantenido en niveles bajos.

En este contexto, en esta sección se presentan tres ejercicios para cuantificar el traspaso del tipo de cambio a precios considerando un periodo de junio 2001 a noviembre de 2018. El primer ejercicio se encuentra en línea con los estudios mencionados, ya que se estima un modelo VAR sin considerar asimetrías. En el segundo ejercicio se extiende el modelo para identificar asimetrías con respecto a la brecha del producto y en el tercer ejercicio se ajusta el modelo para identificar asimetrías con respecto a las variaciones de la moneda.

⁵ En el modelo base se utiliza la variación anual del IGAE para hacer comparable los resultados a los presentados en Cortés (2013). No obstante, en los modelos no lineales se utiliza la brecha para identificar periodos de holgura.

⁶ Debido a que se utilizan las series originales (en niveles) y en el modelo entran variaciones mensuales, se realiza un ajuste por estacionalidad de las variables que así lo requieran mediante la metodología de TRAMO-SEATS.

3.1 Traspaso Simétrico

En esta sección se calcula el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en México utilizando un modelo base, el cual consiste en la estimación de un modelo VAR de acuerdo a la especificación de Capistrán et al. (2012) y Cortés (2013). El modelo se estima en variaciones anuales, considerando un periodo de análisis de junio de 2001 a noviembre de 2018. La ecuación del VAR, correspondiente a la inflación es la siguiente:⁷

$$\Delta_{12}\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j^0 \Delta_{12}\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j^1 \Delta_{12}TC_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j^2 R_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j^3 \Delta_{12}IGAE_{t-j} + \theta_1 \Delta_{12}PI_t + \theta_2 RFF_t + \theta_3 \Delta_{12}CPI_t + \theta_4 \Delta_{12}PCOMM_t + \varepsilon_t$$

donde:

$\Delta_{12}\pi_t$: Variación anual en t del INPC o del subíndice requerido,

$\Delta_{12}TC_t$: Variación anual en t del tipo de cambio bilateral con Estados Unidos en pesos por dólar,

R_t : Tasa de CETES a 28 días en t ,

$\Delta_{12}IGAE_t$: Variación anual en t del Índice Global de Actividad Económica,

$\Delta_{12}PI_t$: Variación anual en t de la producción industrial de E.U.A.,

RFF_t : Tasa de fondos federales de E.U.A. en t ,

$\Delta_{12}CPI_t$: Variación anual en t del índice de precios al consumidor de E.U.A.,

$\Delta_{12}PCOMM_t$: Variación anual en t del índice de precios de materias primas del Banco Mundial.

En primer lugar, con la finalidad de cuantificar la evolución en el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en los últimos años, se realizó la estimación del modelo base con información de junio de 2001 a mayo de 2016 y posteriormente una actualización de la estimación a noviembre de 2018. La estimación a noviembre de 2018 proporciona la estimación más actual de acuerdo a la información disponible.

La elasticidad de traspaso acumulada del tipo de cambio a los precios hasta mayo de 2016 (Cuadro 1) es de 0.03 y de 0.04 puntos porcentuales a 12 y 18 meses, respectivamente,

⁷ El número de rezagos del modelo se calcula considerando el criterio de información de Schwarz.

para la inflación general con un nivel de confianza de 90%. Del mismo modo, la inflación subyacente muestra un traspaso del tipo de cambio de la misma magnitud que la inflación general; sin embargo, el impacto es significativo incluso después de 48 meses. El traspaso en la inflación de mercancías es de 0.09 y 0.16 puntos porcentuales a los 12 y 18 meses, respectivamente, con un nivel confianza de 99%; dicho traspaso se mantiene significativo incluso 48 meses después del choque. Por otro lado, la inflación de servicios no presenta un traspaso significativo lo cual es de esperarse debido a que los servicios en general no son comerciables internacionalmente. En cuanto a la inflación no subyacente, el traspaso a los 12 meses es de 0.09 puntos porcentuales, el cual es significativo al 90%. El traspaso del tipo de cambio a la inflación no subyacente es mayor que el de la subyacente en la estimación puntual. No obstante, la elevada volatilidad de la inflación no subyacente hace que el traspaso solo sea significativo estadísticamente en periodos muy cortos.

Al ampliar el periodo de estimación hasta noviembre de 2018 se obtienen ciertos incrementos marginales en las elasticidades de traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor (Cuadro 2). Sin embargo, estas diferencias no son mayores a un punto base. En particular, para el periodo de análisis, la elasticidad de traspaso acumulada a los 12 meses es de 0.04, 0.04 y 0.10 puntos porcentuales para la inflación general, subyacente, y de mercancías, respectivamente. En el caso de los servicios y de la inflación no subyacente, la elasticidad de traspaso no es estadísticamente distinta de cero.

En las funciones impulso-respuesta se muestra cómo un choque de uno por ciento al tipo de cambio afecta a la inflación mediante la retroalimentación de las variables del sistema. En particular, en la inflación general, subyacente, de mercancías y de servicios se observa un impacto significativo del tipo de cambio hacia todos los subíndices excepto al de servicios y dicho efecto se desvanece a los 24 meses aproximadamente. La volatilidad de la inflación no subyacente solo permite identificar un impacto significativo entre los 5 y 12 meses (Gráfica 2).

Las funciones impulso-respuesta correspondientes a la inflación general, subyacente y de mercancías tienen trayectorias cóncavas que alcanzan su valor máximo entre los 9 y 11 meses después del choque.

En cuanto a las elasticidades de traspaso se aprecia que es significativa para la inflación general, subyacente y de mercancías. Es decir, la inflación general se ve afectada solo por la inflación subyacente debido a que el traspaso del tipo de cambio a la inflación no subyacente no es significativo. Por su parte, la inflación subyacente solo se ve afectada por la inflación de mercancías debido a que el traspaso del tipo de cambio a la inflación de servicios no es significativa (Gráfica 3).

En resumen, los resultados ofrecen evidencia de un bajo traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor el cual prácticamente no ha variado en los últimos años. Este traspaso opera en la inflación general principalmente a través del traspaso del tipo de cambio a los precios de las mercancías.

3.2 Traspaso Asimétrico (Asimetría en la Brecha del Producto)

Como se mencionó en la introducción, cabe la posibilidad de que el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor se vea influenciado por la actividad económica, es decir, que el traspaso sea mayor en periodos en los que la economía se encuentre creciendo por arriba de su nivel potencial o viceversa. Por ello, en el presente documento se estima el ERPT ante distintas fases del ciclo económico. Intuitivamente, una tasa de crecimiento mayor puede inducir a los fijadores de precios a subir los precios debido a que en periodos de mayor actividad económica se tiene una mayor demanda de bienes y por ello es posible que los movimientos en el tipo de cambio tengan un mayor efecto sobre la economía.

Siguiendo la metodología de Pollard y Coughlin (2004), Bussière (2007), Caselli y Roitman (2016), Hamilton (2011) y Khundrakpam (2007), entre otros, en el modelo se incluyen interacciones con variables dicotómicas (o variables condicionales) para capturar el efecto de la asimetría en la estimación del traspaso.⁸ Por ejemplo, en la investigación de Donayre y Panovska (2016) se ofrece evidencia sobre no linealidades en el proceso de traspaso del tipo de cambio y se muestra que este depende del estado de la economía. En particular, se encuentra que para México el traspaso del tipo de cambio a la inflación general

⁸ Los autores mencionados, aunque no todos utilizan modelos VAR en sus estimaciones, coinciden en incluir variables dicotómicas o condicionales para capturar los efectos asimétricos del traspaso.

es de 0.044 puntos porcentuales para un régimen de bajo crecimiento y de 0.114 puntos porcentuales para un régimen de alto crecimiento.⁹

El modelo de esta sección se extiende a partir del modelo base mediante la inclusión de una variable condicional del tipo de cambio a la brecha positiva del IGAE (TC_{t-j}^{b+}) para calcular el ERPT en periodos donde la economía se encuentra por encima de su tendencia de crecimiento potencial.¹⁰ Asimismo, en lugar de introducir el IGAE en variaciones anuales como se utilizó en el modelo base, aquí se incorpora en forma de brecha respecto de su tendencia de crecimiento. La ecuación del VAR, correspondiente a la inflación es:

$$\Delta_{12}\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j^0 \Delta_{12}\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j^1 \Delta_{12}TC_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_j^{b+} \Delta_{12}TC_{t-j}^{b+} + \sum_{j=1}^n \beta_j^2 R_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j^3 Brecha_{t-j} + \theta_1 \Delta_{12}PI_t + \theta_2 RFF_t + \theta_3 \Delta_{12}CPI_t + \theta_4 \Delta_{12}PCOMM_t + \varepsilon_t$$

donde:

$\Delta_{12}\pi_t$: Variación anual en t del INPC o del subíndice requerido,

$\Delta_{12}TC_t$: Variación anual en t del tipo de cambio bilateral con Estados Unidos en pesos por dólar,

$\Delta_{12}TC_{t-j}^{b+}$: Variación anual en t del tipo de cambio si la brecha del IGAE es positiva y cero en caso contrario,

R_t : Tasa de CETES a 28 días en t ,

$Brecha_t$: Brecha en t del Índice Global de Actividad Económica,

$\Delta_{12}PI_t$: Variación anual en t de la producción industrial de E.U.A.,

⁹ Los regímenes se encuentran endógenamente utilizando un VAR con Umbral en un contexto bayesiano. Se utiliza como variable umbral el crecimiento económico. El estudio se aplica para México y Canadá. En particular, para México se utiliza la tasa de crecimiento del IGAE, ubicando el cambio de régimen muy cercano a cero (-0.05%), encontrando en traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor de 0.044 puntos porcentuales para un régimen de bajo crecimiento y de 0.114 puntos porcentuales para un régimen de alto crecimiento, en ambos caso la estimación corresponde a los 12 meses utilizando la mediana de la distribución *a posteriori*.

¹⁰ La brecha del IGAE es el componente cíclico que se obtiene de aplicar el filtro de Hodrick-Prescott con corrección de colas al índice del IGAE.

RFF_t : Tasa de fondos federales en t ,

$\Delta_{12}CPI_t$: Variación anual en t del índice de precios al consumidor de E.U.A.,

$\Delta_{12}PCOMM_t$: Variación anual en t del índice de precios de materias primas del Banco Mundial.

En la literatura se identifica a este tipo de modelos que incluyen variables condicionales como modelos no lineales porque capturan la no linealidad en la interpretación de la interacción de los datos, como es el caso que se presenta. Sin embargo, la estimación y el modelo es lineal en sus parámetros por lo cual se utiliza el mismo cálculo de las funciones impulso-respuesta generalizadas.

Las funciones impulso-respuesta muestran un efecto positivo y significativo para todos los subíndices con excepción de la inflación de servicios. Asimismo, todos los choques pierden significancia estadística a los 24 meses y se desvanecen totalmente a los 48 meses. Cabe destacar que a simple vista no se identifica una diferencia estadísticamente significativa entre las funciones impulso-respuesta entre ambos regímenes (Gráfica 4).

Los resultados de la estimación condicional a la holgura y falta de holgura en la actividad económica se muestran en los Cuadros 3 y 4, respectivamente. En particular, se observa lo siguiente:

- Cuando existe holgura en la actividad económica, el traspaso del tipo de cambio a los 12 meses es de 0.04, 0.03, 0.08 y 0.10 puntos porcentuales para la inflación general, subyacente, de mercancías y no subyacente, respectivamente, mientras que la inflación de servicios muestra un traspaso no significativo (Cuadro 3).
- Asimismo, cuando no existe holgura en la actividad económica, el traspaso del tipo de cambio a los 12 meses es de 0.14, 0.08, 0.18 y 0.26 puntos porcentuales para la inflación general, subyacente, de mercancías y no subyacente, respectivamente, mientras que la inflación de servicios muestra un traspaso no significativo (Cuadro 4).

Las elasticidades de traspaso del tipo de cambio a precios indican que cuando la economía se encuentra creciendo por encima de su potencial, el traspaso del tipo de cambio puede mantenerse significativo incluso después de 48 meses, lo que ocurre con la inflación

general y la subyacente. Por otro lado, cuando existe holgura en la economía el traspaso se desvanece completamente a los 48 meses (Gráfica 5).

Aunque las estimaciones puntuales del traspaso en ambas situaciones del ciclo económico son diferentes y relativamente altas cuando la economía se encuentra creciendo por arriba de su nivel potencial, es posible ilustrar mediante las funciones impulso-respuesta y las elasticidades de traspaso (Gráfica 4 y Gráfica 5, respectivamente) que el intervalo de confianza de la estimación en un entorno de holgura estrecha prácticamente contiene a la estimación puntual de la estimación correspondiente a un entorno de mayor holgura por lo que no se puede concluir que la diferencia del traspaso entre ambos regímenes es estadísticamente significativa. No obstante, se incluyen pruebas de significancia entre ambas estimaciones, en las cuales se identifica una diferencia estadísticamente significativa alrededor del periodo 6 en la inflación subyacente y de mercancías de 0.02 y 0.04 puntos porcentuales, respectivamente, mientras que para los demás subíndices y periodos no se identifica una diferencia estadísticamente significativa (Cuadro 5).¹¹

3.3 Traspaso Asimétrico (Asimetría en el Tipo de Cambio)

Continuando con el análisis de asimetrías, en esta sección se estima el ERPT a los precios al consumidor en periodos de depreciación y apreciación de la moneda. Esta asimetría en el traspaso ha sido analizada en documentos como Mihaljek y Klau (2008), en el cual se utiliza un modelo lineal con variables dicotómicas para identificar asimetrías en el traspaso de tipo de cambio en la inflación en economías emergentes como Corea del Sur, Malasia, Polonia, Turquía, Brasil, Perú y México, entre otros. En particular, ellos encuentran que en México el traspaso del tipo de cambio a precios es más alto en periodos de depreciaciones que en periodos de apreciaciones. Asimismo, en Aleem y Lahiani (2014) utilizan lo que se conoce en la literatura como VAR-Umbrales (Threshold VAR) y encuentran que el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor es significativo si la inflación

¹¹ La prueba realizada corresponde a una prueba t-student típica ajustada por los grados de libertad de la estimación, con el objetivo de destacar los resultados ilustrados en la Gráfica 5. La prueba supone que en cada periodo la diferencia entre elasticidades de traspaso acumuladas sigue una distribución normal, además que la varianza conjunta sigue una χ^2 . No obstante, usualmente este tipo de pruebas sobre diferencias no se incluyen debido a que las estimaciones de traspaso provienen de dos modelos distintos.

mensual se encuentra por arriba de 0.79% y no es significativo en caso contrario. Es decir, existe evidencia sobre diferentes traspasos en una depreciación o apreciación de la moneda.

En este contexto, se hace una extensión del modelo base para identificar respuestas asimétricas del traspaso del tipo de cambio a precios cuando hay apreciaciones y depreciaciones del peso frente al dólar. Para ello, se añade una variable condicional (TC_t^+) para calcular el traspaso del tipo de cambio a precios en periodos donde se observan depreciaciones de la moneda nacional.

La ecuación del VAR correspondiente a la inflación es:

$$\Delta_{12}\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j^0 \Delta_{12}\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j^1 \Delta_{12}TC_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_j^+ \Delta_{12}TC_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^n \beta_j^2 R_{t-j} \\ + \sum_{j=1}^n \beta_j^3 Brecha_{t-j} + \theta_1 \Delta_{12}PI_t + \theta_2 RFF_t + \theta_3 \Delta_{12}CPI_t + \theta_4 \Delta_{12}PCOMM_t + \varepsilon_t$$

donde:

$\Delta_{12}\pi_t$: Variación anual en t del INPC o del subíndice requerido,

$\Delta_{12}TC_t$: Variación anual en t del tipo de cambio bilateral con Estados Unidos en pesos por dólar,

$\Delta_{12}TC_t^+$: Variación anual en t del tipo de cambio si este es positivo y cero en caso contrario,

R_t : Tasa de CETES a 28 días en t ,

$Brecha_t$: Brecha en t del Índice Global de Actividad Económica,

$\Delta_{12}PI_t$: Variación anual en t de la producción industrial de E.U.A.,

RFF_t : Tasa de fondos federales en t ,

$\Delta_{12}CPI_t$: Variación anual en t del índice de precios al consumidor de E.U.A.,

$\Delta_{12}PCOMM_t$: Variación anual en t del índice de precios de materias primas del Banco Mundial.

Como se mencionó en la sección anterior, la estimación y el modelo es lineal en sus parámetros por lo cual se utiliza el mismo cálculo de las funciones impulso-respuesta generalizadas.

Las funciones impulso-respuesta, al igual que en los casos anteriores, se normalizan a un choque de 1%. No obstante, ante una apreciación el efecto se normaliza con signo negativo (-1%) debido a que la apreciación siempre es una variación negativa del tipo de cambio. En particular, las funciones impulso-respuesta de una depreciación muestran un efecto positivo y significativo para todos los subíndices con excepción de la inflación de servicios, como es de esperarse. De la misma manera, las funciones impulso-respuesta de una apreciación muestran un efecto negativo y significativo de todos los subíndices con excepción de la inflación de servicios. Cabe destacar que en términos absolutos el efecto de una apreciación es menor que el de una depreciación. Asimismo, todos los choques pierden significancia estadística a los 24 meses y se desvanecen totalmente a los 48 meses (Gráfica 6).

Los resultados de la estimación considerando asimetrías en el tipo de cambio son los siguientes:

- Ante una depreciación, el traspaso del tipo de cambio a los 12 meses es de 0.07, 0.05, 0.14 y 0.17 puntos porcentuales para la inflación general, subyacente, de mercancías y no subyacente, respectivamente, mientras que la inflación de servicios muestra un traspaso no significativo (Cuadro 6).
- Por otro lado, cuando el tipo de cambio se aprecia, el traspaso a los 12 meses es de -0.04, -0.03, -0.08 y -0.10 puntos porcentuales para la inflación general, subyacente, de mercancías y no subyacente, respectivamente, mientras que la inflación de servicios no muestra un traspaso significativo (Cuadro 7).

Las elasticidades de ERPT a precios sugieren que no hay una diferencia sustancial en la duración del traspaso del tipo de cambio a precios ante una depreciación o una apreciación debido a que el traspaso en ambos casos parece desvanecerse poco después de los 24 meses de originado el choque. No obstante, en términos absolutos y en relación a la estimación puntual, el traspaso del tipo de cambio a los precios ante una depreciación es relativamente más alto que ante una apreciación. El traspaso más elevado se observa en la inflación de mercancías y en la inflación no subyacente. No obstante, el traspaso a mercancías se mantiene incluso después de 48 meses mientras que el traspaso a la inflación no subyacente solo se mantiene significativo entre los 6 y los 12 meses (Gráfica 7).

4. Traspaso del Tipo de Cambio a Precios (Largo Plazo)

En las secciones anteriores se presentaron estimaciones del ERPT a los precios al consumidor utilizando como herramienta el VAR y, debido a que las series en niveles que se utilizan en la estimación no son estacionarias, fue necesario utilizar una medida estacionaria de las series que en ese caso fueron las variaciones anuales. Sin embargo, al no utilizar las series originales, se pierde cierta información; por ejemplo, la cointegración entre las series, si es que esta existe. Adicionalmente, las funciones impulso-respuesta permiten estimar el impacto de una variación sobre otra, como ocurre en este caso (variación del tipo de cambio sobre inflación); sin embargo, no es posible identificar directamente un efecto sobre la serie original (precios). Por lo anterior, en esta sección se introduce en el análisis el modelo autorregresivo con rezagos distribuidos (conocido en la literatura como ARDL, por sus siglas en inglés) que permite analizar el efecto de corto plazo y el efecto de largo plazo del tipo de cambio a precios utilizando las series originales.

Pesaran y Shin (1999) proponen utilizar un modelo ARDL para analizar el efecto de largo plazo entre las variables. Las características que hacen deseables este tipo de modelos es la posibilidad de utilizar variables integradas de orden 0 o de orden 1 en los regresores.¹² De la misma forma, este modelo permite incluir un número de rezagos apropiados para cada variable y de esta forma capturar mejor la dinámica del proceso generador de datos.¹³ También es posible incluir el impacto contemporáneo de las variables exógenas sobre la endógena y por último, al ser un modelo univariado es de fácil interpretación.¹⁴

Un modelo ARDL tiene asociada una representación de corrección de errores, por lo cual estos modelos permiten identificar una relación de largo plazo o de cointegración. La prueba de cointegración para este modelo se encuentra en Pesaran et al. (2001) en el cual proponen una prueba para la identificación de una relación de cointegración entre una

¹² Cabe destacar que en un VEC es necesario que todas las variables sean integradas del mismo orden.

¹³ Tanto en un VAR como en un VEC las ecuaciones de todas las variables endógenas incluyen el mismo número de rezagos para cada variable.

¹⁴ Una desventaja importante de un modelo univariado contra un modelo VAR o VEC es que los modelos univariados no permiten la retroalimentación entre variables endógenas.

variable dependiente y un conjunto de regresores (conocida en la literatura como “Bounds Test”). Una de las características importantes de esta prueba radica en el orden de integración de los regresores, es decir, esta prueba es aplicable aunque los regresores tengan distintos órdenes de integración, siempre y cuando estos sean menores a 2, es decir, permite introducir en el modelo variables no estacionarias y estacionarias. La prueba se basa en pruebas “F” y “t” típicas en el sentido de probar la significancia de un parámetro al dividirlo entre su desviación estándar. Sin embargo, la distribución del estadístico de prueba no es estándar y se obtiene de tabulados especiales para esta distribución, los cuales se encuentran en el documento de Pesaran et al. (2001). La hipótesis nula de esta prueba es la no existencia de una relación de largo plazo. En la prueba se ofrecen dos límites I(0) y I(1), si el estadístico es menor que I(0) se obtiene que las series involucradas son estacionarias y si es mayor a I(1) indica la existencia de la relación de largo plazo. En el caso en que el estadístico se encuentre entre ambos límites, la prueba no es concluyente.

Para entrar en contexto, suponiendo que se tiene una variable endógena (y_t) y dos exógenas (x_{1t} , x_{2t}), el modelo $ARDL(p, q, r)$ en su forma básica tiene la siguiente expresión:¹⁵

$$y_t = \alpha'_0 + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i^{0'} y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q+1} \beta_j^{1'} x_{1t-j} + \sum_{k=0}^{r+1} \beta_k^{2'} x_{2t-k} + \varepsilon_t$$

A partir de esta ecuación es posible obtener el modelo de corrección de errores asociado al modelo ARDL al utilizar el cambio de variable: $x_{t-1} = x_t - \Delta x_t$, con lo cual se obtiene el denominado modelo condicional:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{1t-1} + \theta_2 x_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p \beta_i^0 \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j^1 \Delta x_{1t-j} + \sum_{k=0}^r \beta_k^2 \Delta x_{2t-k} + \varepsilon_t$$

La prueba “Bounds Test” consiste en probar que $\theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0$ utilizando el estadístico “F” no estándar mencionado. Si la prueba indica la existencia de una relación

¹⁵ El número de rezagos se calcula mediante algún criterio de información que generalmente es del criterio de Schwarz porque proporciona un modelo más parsimonioso.

de largo plazo, entonces, el modelo condicional adopta la forma estándar de un modelo de corrección de errores:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \eta(y_{t-1} + \omega_1 x_{1t-1} + \omega_2 x_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p \beta_i^0 \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j^1 \Delta x_{1t-j} + \sum_{k=0}^r \beta_k^2 \Delta x_{2t-k} + \varepsilon_t$$

El parámetro ω_1 indica el efecto de largo plazo de x_1 sobre y , mientras que el multiplicador dinámico ilustra la evolución del efecto de corto plazo, así como la retroalimentación del sistema hasta llegar al equilibrio de largo plazo. Es decir, ante una variación de x_{1t} su efecto inmediato en y_t está dado por el parámetro β_0^1 . Esta variación retroalimenta el sistema mediante los rezagos de la variable dependiente y por los rezagos de la misma variable x_1 , de tal forma que el efecto de largo plazo se encuentra dado por:

$$\omega_1 = \frac{\sum_{j=0}^q \beta_j^{1'}}{1 - \sum_{i=1}^p \beta_i^{0'}}$$

Por otro lado, para capturar las asimetrías mencionadas se utiliza un modelo ARDL no lineal como proponen Shin et al. (2014) en donde se describen las propiedades del estimador y además se incluye un análisis con multiplicadores dinámicos el cual permite capturar el efecto de un choque en el largo plazo.¹⁶ Esta metodología ha sido utilizada ampliamente para identificar asimetrías en el traspaso entre variables, por ejemplo, Zhou (2014) lo utiliza para identificar asimetrías en la política monetaria en Sudáfrica; Ibrahim (2015) para identificar el traspaso del precio del petróleo a los precios de los alimentos en Malasia; Dilla et al. (2017) para identificar el traspaso del tipo de cambio a precios a distintas economías; Delatte y Villavicencio (2012) para estimar el ERPT a economías

¹⁶ El multiplicador dinámico en un modelo ARDL permite identificar la evolución de un choque en el corto plazo hasta llegar a su nivel de largo plazo. En este contexto, un choque del tipo de cambio tiene inicialmente un efecto contemporáneo sobre inflación; mientras que en periodos posteriores la inflación se ve afectada por los rezagos del choque y por sus propios rezagos y esta dinámica continua hasta que el choque se desvanece en el corto plazo y llega a su nivel de largo plazo.

desarrolladas.¹⁷ La no linealidad del modelo reside en la naturaleza de las variables que se incluyen y en su interpretación, como se verá más adelante.

4.1 Traspaso Simétrico

Para analizar la relación de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios al consumidor, siguiendo la metodología de Pesaran y Shin (1999), se utiliza el modelo ARDL con la siguiente especificación:¹⁸

$$\begin{aligned} \Delta \ln(P_t) = & \alpha + \eta z_{t-1} + \sum_{n_1=1}^{N_1} \beta_{n_1}^0 \Delta \ln(P_{t-n_1}) + \sum_{n_2=0}^{N_2} \beta_{n_2}^1 \Delta \ln(TC_{t-n_2}) + \sum_{n_3=0}^{N_3} \beta_{n_3}^2 \Delta R_{t-n_3} \\ & + \sum_{n_4=0}^{N_4} \beta_{n_4}^3 \Delta \ln(IGAE_{t-n_4}) + \theta_1 \Delta \ln(PI_t) + \theta_2 \Delta RFF_t + \theta_3 \Delta \ln(CPI_t) \\ & + \theta_4 \Delta \ln(PCOMM_t) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

donde:

$$z_t = \ln(P_t) - \omega_1 \ln(TC_t) - \omega_2 \ln(IGAE_t) - \omega_3 R_t - \omega_4 \ln(PI_t) - \omega_5 RFF_t - \omega_6 \ln(PCOMM_t)$$

P_t : Índice de precios requerido desestacionalizado,

TC_t : Tipo de cambio bilateral nominal,

R_t : Tasa de CETES a 28 días,

$IGAE_t$: Índice Global de Actividad Económica,

PI_t : Producción industrial de E.U.A.,

RFF_t : Tasa de fondos federales de E.U.A.,

CPI_t : Índice de precios al consumidor de E.U.A.,

¹⁷ Aunque en 2012 no se tenían los resultados asintóticos del estimador que proponen Shin et al. (2014), Delatte y Villavicencio ya utilizan un modelo de corrección de errores no lineal.

¹⁸ Asimismo, cabe destacar que el número de rezagos para cada variable (N_1, N_2, N_3 y N_4) se determina en función del criterio de información de Schwarz, sin embargo en caso de que los residuales de la estimación mostraran autocorrelación es necesario incluir más rezagos debido a que uno de los supuestos principales de la prueba de cointegración "Bounds Test" es la no autocorrelación de los residuos.

$PCOMM_t$: Índice de precios de materias primas del Banco Mundial.

Los resultados indican que el traspaso de largo plazo del tipo de cambio es de 0.13, 0.10, 0.23 y 0.30 puntos porcentuales para la inflación general, subyacente, de mercancías y no subyacente; mientras que el traspaso a la inflación de servicios no es significativa estadísticamente (Cuadro 9).

Asimismo, el multiplicador dinámico de cada modelo, es decir, la trayectoria en la cual evoluciona el traspaso del tipo de cambio y cómo llega a su nivel de largo plazo (Gráfica 8a) sugiere que la inflación subyacente alcanza un traspaso del tipo de cambio a precios de 0.10 puntos porcentuales a los 74 meses.¹⁹ Siguiendo con el análisis del multiplicador dinámico, el traspaso del tipo de cambio a los 12 meses es de 0.038 puntos porcentuales sobre la inflación subyacente lo que representa 41% del efecto total de largo plazo. Los resultados a los 12 meses se encuentran en línea con respecto a los resultados obtenidos en el análisis de corto plazo presentado en la sección 3.1 del presente documento.

4.2 Traspaso Asimétrico (Asimetría en la Brecha del Producto)

Para identificar el traspaso en periodos de alto y bajo crecimiento se utiliza un modelo ARDL no lineal.

La no linealidad del modelo se debe a la descomposición de cada variable doméstica en sumas parciales de acuerdo a las variaciones positivas o negativas de la brecha. Para ello, se obtiene una aproximación de la brecha del producto mediante el filtro Hodrick-Prescott aplicado al IGAE y se obtienen las siguientes descomposiciones parciales, de acuerdo a Shin et al. (2014).

Si $W_t = \{\ln(TC_t), \ln(IGAE_t), R_t\}$ y $brecha_t$ es el componente cíclico que se obtiene de la aplicación del filtro Hodrick-Prescott a la serie del IGAE, entonces:

¹⁹ En el contexto de la especiación presentada, ante un cambio de 1% en el tipo de cambio, el multiplicador dinámico en el periodo t es $\omega_1(t) = \frac{1}{1 - \sum_{n_1=1}^{N_1} \beta_{n_1}^{n_1}}$. Esta sumatoria converge al valor de largo plazo, que en este caso es ω_1 .

$$W_t^{br+} = \sum_{j=1}^t \Delta W_t^{br+} = \sum_{j=1}^t \Delta W_t [brecha_t > 0], W_t^{br-} = \sum_{j=1}^t \Delta W_t^{br-} = \sum_{j=1}^t \Delta W_t [brecha_t \leq 0]$$

donde [P] es el corchete de Iverson que toma el valor de 1 si la proposición P es verdadera y 0 en caso contrario.

Dado lo anterior la especificación del modelo ARDL es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(P_t) = & \alpha + \eta z_{t-1} + \sum_{n_1=1}^{N_1} \beta_{n_1}^0 \Delta \ln(P_{t-n_1}) \\ & + \sum_{n_2=0}^{N_2^+} \varphi_{n_2}^{br+} \Delta \ln(TC_{t-n_2}^{br+}) + \sum_{n_2=0}^{N_2^-} \varphi_{n_2}^{br-} \Delta \ln(TC_{t-n_2}^{br-}) + \sum_{n_3=0}^{N_3^+} \delta_{n_3}^{br+} \Delta R_{t-n_3}^{br+} \\ & + \sum_{n_3=0}^{N_3^-} \delta_{n_3}^{br-} \Delta R_{t-n_3}^{br-} + \sum_{n_4=0}^{N_4^+} \tau_{n_4}^{br+} \Delta \ln(IGAE_{t-n_4}^{br+}) + \sum_{n_4=0}^{N_4^-} \tau_{n_4}^{br-} \Delta \ln(IGAE_{t-n_4}^{br-}) \\ & + \theta_1 \Delta \ln(PI_t) + \theta_2 \Delta RFF_t + \theta_3 \Delta \ln(CPI_t) + \theta_4 \Delta \ln(PCOMM_t) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

donde:

$$\begin{aligned} z_t = & \ln(P_t) - \omega_1^{br+} \ln(TC_t^{br+}) - \omega_1^{br-} \ln(TC_t^{br-}) - \omega_2^{br+} \ln(IGAE_t^{br+}) - \omega_2^{br-} \ln(IGAE_t^{br-}) \\ & - \omega_3^{br+} R_t^{br+} - \omega_3^{br-} R_t^{br-} - \omega_4 \ln(PI_t) - \omega_5 RFF_t - \omega_6 \ln(PCOMM_t) \end{aligned}$$

$\ln(P_t)$: Logaritmo del Índice de precios requerido desestacionalizado,

$\ln(TC_t^{br+})$: Toma el valor del logaritmo del tipo de cambio bilateral nominal cuando la brecha del IGAE es positiva y 0 en caso contrario.

$\ln(TC_t^{br-})$: Toma el valor del logaritmo del tipo de cambio bilateral nominal cuando la brecha del IGAE es cero o negativa y 0 en caso contrario.

R_t^{br+} : Toma el valor de la tasa de CETES a 28 días cuando la brecha del IGAE es positiva y 0 en caso contrario.

R_t^{br-} : Toma el valor de la tasa de CETES a 28 días cuando la brecha del IGAE es cero o negativa y 0 en caso contrario.

$\ln(IGAE_t^{br+})$: Toma el valor del logaritmo del IGAE cuando la brecha del IGAE es positiva y 0 en caso contrario.

$\ln(IGAE_t^{br-})$: Toma el valor del logaritmo del IGAE cuando la brecha del IGAE es cero o negativa y 0 en caso contrario.

PI_t : Producción industrial de E.U.A.,

RFF_t : Tasa de fondos federales de E.U.A.,

CPI_t : Índice de precios al consumidor de E.U.A.,

$PCOMM_t$: Índice de precios de materias primas del Banco Mundial.

En la estimación se incluyen asimetrías en las variables internas mientras que las variables externas solo se incluyen en el modelo de manera exógena para ser congruente con la modelación de una pequeña economía abierta para México.

Los resultados sugieren que cuando la brecha es positiva (Cuadro 9) el traspaso de largo plazo a la inflación general es de 0.15 puntos porcentuales y de 0.11 puntos porcentuales cuando la brecha es negativa. Asimismo, para la inflación subyacente es de 0.11 y 0.08 puntos porcentuales cuando la brecha es positiva y negativa, respectivamente. La inflación de mercancías muestra un traspaso más alto con 0.26 y 0.22 puntos porcentuales cuando la brecha es positiva y negativa, respectivamente, mientras que la inflación no subyacente muestra el traspaso más alto con 0.32 y 0.28 puntos porcentuales.

Asimismo, en el multiplicador dinámico de cada modelo considerando las asimetrías de la brecha se observa que el traspaso de largo plazo del tipo de cambio a la inflación subyacente cuando la brecha es positiva se alcanza prácticamente a los 66 meses (Gráfica 8b) y el traspaso de largo plazo cuando la brecha es negativa se alcanza a los 69 meses (Gráfica 8c) en un nivel de 0.11 y 0.08 puntos porcentuales, respectivamente. Continuando con el análisis del multiplicador dinámico, el traspaso del tipo de cambio a los 12 meses cuando la brecha es positiva alcanza los 0.047 puntos porcentuales sobre la inflación subyacente lo que representa 43% del traspaso total de largo plazo y cuando la brecha es negativa, el traspaso a los 12 meses es de 0.033 puntos porcentuales lo que representa 41% del traspaso total de largo plazo. Adicionalmente, se realizaron pruebas de Wald para probar la significancia entre los parámetros y se encuentra que las diferencias entre ambos

regímenes de todos los subíndices analizados se estiman entre 0.02 y 0.07 puntos porcentuales; no obstante, no son estadísticamente diferentes de cero (Cuadro 10).²⁰

4.3 Traspaso Asimétrico (Asimetría en el Tipo de Cambio)

En cuanto al ERPT a la inflación con asimetrías en el tipo de cambio, Delatte y López-Villavicencio (2012) utilizan un modelo no lineal autorregresivo con rezagos distribuidos (conocido en la literatura como NARDL, por sus siglas en inglés) con datos de Japón, Alemania, Reino Unido y Estados Unidos y encuentran que las depreciaciones se traspasan a los precios en mayor medida que las apreciaciones. Asimismo, Brun-Aguerre et al. (2017) analizan el ERPT a los precios de las importaciones para un grupo de 33 economías y encuentran que el traspaso en el largo plazo es mayor durante las depreciaciones que en las apreciaciones de la divisa.

Para el caso de México, en el documento de Baharumshah et al. (2017) en el cual se estima un NARDL, ellos encuentran asimetrías en el ERPT en el periodo posterior a la adopción del esquema de objetivos de inflación (2001 a 2017). Es decir, encuentran que una depreciación de 1% en el tipo de cambio implica un aumento de la inflación de 0.11 puntos porcentuales mientras que una apreciación del tipo de cambio tiene un efecto no significativo en la inflación.

Al igual que en los modelos anteriores, en la estimación se incluyen asimetrías en las variables internas mientras que las variables externas solo se incluyen en el modelo de manera exógena para ser congruente con la modelación de una pequeña economía abierta para México.

Para analizar este tipo de asimetría pero ahora con el tipo de cambio, se vuelve a aplicar el modelo de la sección anterior, con la diferencia que la variable de asimetría no es la brecha del IGAE sino la variación del tipo de cambio.

En este contexto, si $W_t = \{\ln(TC_t), \ln(IGAE_t), r_t\}$ y $\Delta \ln(TC_t)$ es la variación mensual del tipo de cambio, entonces:

²⁰ Se utiliza la prueba de Wald para obtener la significancia estadística entre los parámetros estimados del modelo, en este caso, la diferencia entre ω_1^{br+} y ω_1^{br-} . Esta prueba es típica en el contraste de hipótesis en modelos lineales.

$$W_t^{tc+} = \sum_{j=1}^t \Delta W_t^{tc+} = \sum_{j=1}^t \Delta W_t [\Delta \ln(TC_t) > 0], W_t^{tc-} = \sum_{j=1}^t \Delta W_t^{tc-} = \sum_{j=1}^t \Delta W_t [\Delta \ln(TC_t) > 0]$$

donde [P], de nuevo, es el corchete de Iverson que toma el valor de 1 si la proposición P es verdadera y 0 en caso contrario.

Dado lo anterior, el modelo queda especificado de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(P_t) = & \alpha + \theta z_{t-1} + \sum_{n_1=1}^{N_1} \beta_{n_1}^0 \Delta \ln(P_{t-n_1}) \\ & + \sum_{n_2=0}^{N_2^+} \varphi_{n_2}^{tc+} \Delta \ln(TC_{t-n_2}^{tc+}) + \sum_{n_2=0}^{N_2^-} \varphi_{n_2}^{tc-} \Delta \ln(TC_{t-n_2}^{tc-}) + \sum_{n_3=0}^{N_3^+} \delta_{n_3}^{tc+} \Delta R_{t-n_3}^{tc+} \\ & + \sum_{n_3=0}^{N_3^-} \delta_{n_3}^{tc-} \Delta R_{t-n_3}^{tc-} + \sum_{n_4=0}^{N_4^+} \tau_{n_4}^{tc+} \Delta \ln(IGAE_{t-n_4}^{tc+}) + \sum_{n_4=0}^{N_4^-} \tau_{n_4}^{tc-} \Delta \ln(IGAE_{t-n_4}^{tc-}) \\ & + \gamma_1 \Delta \ln(PI_t) + \gamma_2 \Delta RFF_t + \gamma_3 \Delta \ln(CPI_t) + \gamma_4 \Delta \ln(PCOMM_t) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

donde:

$$\begin{aligned} z_t = & \ln(P_t) - \omega_1^{tc+} \ln(TC_t^{tc+}) - \omega_1^{tc-} \ln(TC_t^{tc-}) - \omega_2^{tc+} \ln(IGAE_t^{tc+}) - \omega_2^{tc-} \ln(IGAE_t^{tc-}) \\ & - \omega_3^{tc+} R_t^{tc+} - \omega_3^{tc-} R_t^{tc-} - \omega_4 \ln(PI_t) - \omega_5 RFF_t - \omega_6 \ln(PCOMM_t) \end{aligned}$$

$\ln(P_t)$: Logaritmo del Índice de precios requerido desestacionalizado,

$\ln(TC_t^{tc+})$: Toma el valor del logaritmo del tipo de cambio bilateral nominal cuando la variación mensual del tipo de cambio es positiva y 0 en caso contrario.

$\ln(TC_t^{tc-})$: Toma el valor del logaritmo del tipo de cambio bilateral nominal cuando la variación mensual del tipo de cambio es cero o negativa y 0 en caso contrario.

R_t^{tc+} : Toma el valor de la tasa de CETES a 28 días cuando la variación mensual del tipo de cambio es positiva y 0 en caso contrario.

R_t^{tc-} : Toma el valor de la tasa de CETES a 28 días cuando la variación mensual del tipo de cambio es cero o negativa y 0 en caso contrario.

$\ln(IGAE_t^{tc+})$: Toma el valor del logaritmo del IGAE cuando la variación mensual del tipo de cambio es positiva y 0 en caso contrario.

$\ln(IGAE_t^{tc-})$: Toma el valor del logaritmo del IGAE cuando la variación mensual del tipo de cambio es cero o negativa y 0 en caso contrario.

PI_t : Producción industrial de E.U.A.,

RFF_t : Tasa de fondos federales de E.U.A.,

CPI_t : Índice de precios al consumidor de E.U.A.,

$PCOMM_t$: Índice de precios de materias primas del Banco Mundial.

Los resultados de la estimación (Cuadro 9) sugieren que ante una depreciación el traspaso del tipo de cambio de largo plazo a la inflación general es de 0.16 puntos porcentuales y de -0.11 puntos porcentuales ante una apreciación. Asimismo, para la inflación subyacente es de 0.13 y -0.07 puntos porcentuales ante una depreciación y una apreciación, respectivamente. En cuanto a la inflación de mercancías el traspaso de largo plazo es de 0.28 y -0.17 puntos porcentuales ante una depreciación y una apreciación, respectivamente. Para la inflación no subyacente el traspaso de largo plazo es de 0.31 para en el caso de una depreciación y de -0.28 puntos porcentuales para una apreciación.

El multiplicador dinámico (Gráfica 8d y Gráfica 8e) sugiere que el traspaso de largo plazo del tipo de cambio a la inflación subyacente ante una depreciación se alcanza prácticamente a los 70 meses y el traspaso de largo plazo ante una apreciación se alcanza a los 60 meses. El traspaso del tipo de cambio ante una depreciación alcanza 0.05 puntos porcentuales a los 12 meses sobre la inflación subyacente lo que representa 38% del traspaso total de largo plazo, mientras que ante una apreciación el traspaso es de -0.03 puntos porcentuales a los 12 meses lo que representa 43% del traspaso total de largo plazo.

5. Consideraciones Finales

La principal contribución del presente documento a la literatura es la identificación de asimetrías en el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en México mediante dos metodologías distintas las cuales permiten realizar un análisis de corto plazo (sobre la inflación) y uno de largo plazo (sobre el nivel de precios). La primera metodología consiste

en la estimación de modelos de Vectores Autorregresivos (VAR, por sus siglas en inglés), los cuales son modelos multivariados y permiten la retroalimentación entre las variables endógenas, además de ser una herramienta estándar en la literatura para el estudio del traspaso cambiario a los precios. La segunda metodología consiste en la estimación de modelos Autorregresivos con Rezagos Distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés) que permite realizar un análisis de cointegración entre variables con distintos órdenes de integración por su flexibilidad en el número de rezagos.

Las estimaciones obtenidas mediante los modelos VAR indican que el traspaso del tipo de cambio a precios al consumidor en México se mantiene en niveles bajos para la inflación general y sus subíndices. Adicionalmente, se ilustra que la magnitud del traspaso es muy cercana a la reportada en estudios previos.

Asimismo, al estimar modelos VAR no lineales se documenta la presencia de asimetrías en el traspaso. En primer lugar, se encuentra que la estimación puntual del traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor es mayor en periodos en los cuales la economía se encuentra creciendo por arriba de su nivel potencial. De la misma manera, se estima que el traspaso del tipo de cambio a precios es distinto cuando existe una depreciación en relación a cuando se presenta una apreciación de la moneda nacional. En particular, la estimación puntual de ERPT a precios en términos absolutos es mayor ante una depreciación que ante una apreciación. Estos resultados se mantienen al realizar el análisis de largo plazo, obteniendo estimaciones congruentes en ambas metodologías.

Profundizando en el análisis de largo plazo, el cual se realiza mediante la estimación de modelos ARDL, se encuentra que el traspaso de largo plazo del tipo de cambio a la inflación en todos los subíndices se alcanza aproximadamente después de 48 meses y a los 12 meses se presenta entre 20% y 50% del traspaso total de largo plazo para todos los subíndices, mientras que el efecto de corto plazo parece desvanecerse a los 36 meses.

Con respecto a las asimetrías de largo plazo en el traspaso del tipo de cambio a precios, se obtiene que cuando la economía se encuentra creciendo por arriba de su tendencia, el traspaso es mayor para la inflación general y sus subíndices. Continuando con las asimetrías, cuando ocurre una depreciación de la divisa, el traspaso del tipo de cambio a los

precios al consumidor para la inflación general y sus subíndices es mayor en términos absolutos que cuando ocurre una apreciación.

En general, el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor estimado mediante ambas metodologías es más elevado en los subíndices de precios de mercancías, como es de esperarse al ser bienes comerciables, mientras que para los subíndices de precios de los servicios el traspaso no es estadísticamente significativo. Estos resultados confirman que los movimientos del tipo de cambio en los últimos años han dado lugar a cambios en precios relativos, afectando en mayor medida a los precios de los bienes comerciables y no se han generalizado a otros componentes de la inflación que no están relacionados directamente con la cotización de la moneda nacional.

Referencias

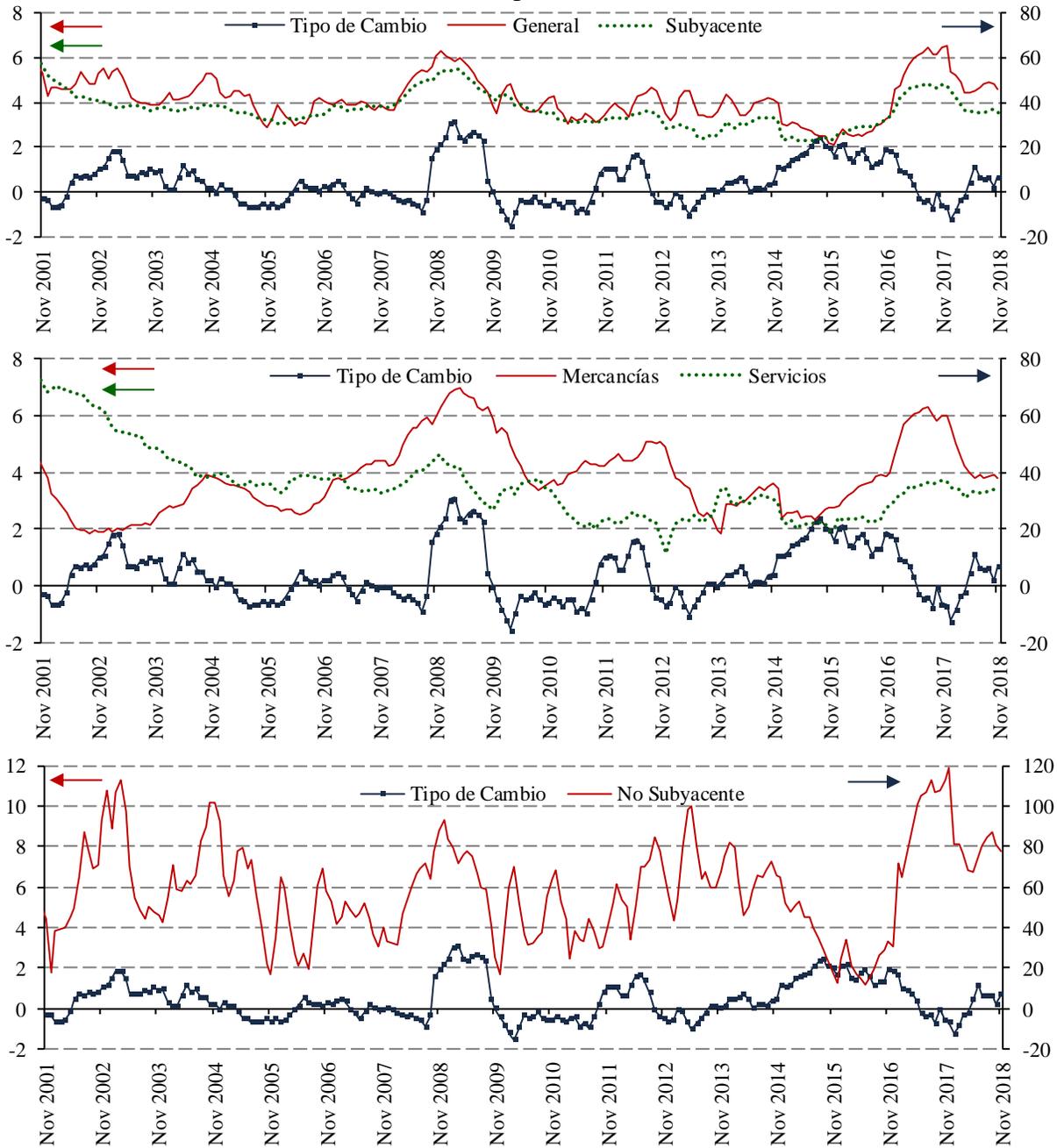
1. Aleem, A., A. Lahiani (2014). “A Threshold Vector Autoregression Model of Exchange Rate Pass-Through in México”. *Research in International Business and Finance* 30: 24-33.
2. Aron, J., R. Macdonald, J. Muellbauer (2014). “Exchange Rate Pass-Through in Developing and Emerging Markets: A Survey of Conceptual, Methodological and Policy Issues, and Selected Empirical Findings”. *Journal of Development Studies* 50 (1):101–143.
3. Baharumshah, A., A. Sirag, S. Soon. (2017). “Asymmetric Exchange Rate Pass-Through in an Emerging Market Economy: The case of Mexico”. *Research in International Business and Finance*. 41: 247-259
4. Brun-Aguerre, R., A. Fuentes, M. Greenwood-Nimmo (2017). “Heads I Win; Tails you Lose: Asymmetry in Exchange Rate Pass-Through into Import Prices”. *Journal of the Royal Statistical Society*. A 180 Part 2, pp 587-612.
5. Bussière, M. (2007) “Exchange Rate Pass-Through to Trade Prices. The Role of Non-Linearities and Asymmetries”. *European Central Bank, Working Paper Series* No. 822.
6. Capistrán, C., R. Ibarra y M. Ramos-Francia (2012). “El Traspaso de Movimientos del Tipo de Cambio a los Precios: Un Análisis para México”. *El Trimestre Económico*, vol. 74, núm. 316, pp. 813-838.
7. Caselli, F., A. Roitman (2016). “Non Linear Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets”. *International Monetary Fund, Working Paper* WP/16/1.
8. Chiquiar, D., A. Noriega y M. Ramos-Francia (2010). “A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience”. *Applied Economics* 42, pp. 3067-3075.
9. Cortés, J. (2013). “Estimación del Traspaso del Tipo de Cambio a los Precios en México”. *Monetaria*, 2. Vol. XXXV, pp 312-344.
10. Delatte A., López-Villavicencio A. (2012). “Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Major Countries”. *Journal of Macroeconomics*, 34, pp. 833-844.

11. Dilla, S., Achsani, N., Anggraeni, L. (2017) "Do Inflation Targeting Really Reduced Exchange Rate Pass-Through". *International Journal of Economics and Financial Issues*. 7(3), pp 444-452.
12. Donayre, L., I. Panovska. (2016). "State-dependent Exchange Rate Pass-Through Behavior". *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, vol. 64(C), pp 170-195.
13. Goldberg, P., M. Knetter (1997). "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?". *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 3, pp 1243-1272.
14. Hamilton, J. (2011) "Nonlinearities and the Macroeconomic Effects of Oil Prices". *Macroeconomic Dynamics*, 15 (Supplement 3) pp 364-378.
15. Ibrahim, M. (2015). "Oil and Food Prices in Malaysia: a Nonlinear ARDL Analysis". *Agricultural and Food Economics*. 3:2
16. Khundrakpam, J. (2007) "Economic Reforms and Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in India". *Bank for International Settlements*. Working Paper No. 225.
17. Kochen, F. y D. Sámano (2016). "Fijación de Precios y Traspaso del Tipo de Cambio en la Economía Mexicana: Evidencia de los Micro Datos del INPC". *Banco de México, Documentos de Investigación* 2016-13.
18. Krugman, P. (1987). "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes". Paper prepared for the AEI Conference on Real-Financial Linkages, Washington, January 30-31, 1986. *NBER, Working paper* No.1926.
19. Mihaljek, D., M. Klau (2008). "Exchange Rate Pass-Through in Emerging Market Economies: What Has Changed and Why". *BIS papers*, 35, 103-130.
20. Pesaran, H., Shin, Y. (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters*, num 58, pp 17-29.
21. Pesaran, H., Shin Y. (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", in: S. Strom, A. Holly & P. Diamond (Eds.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*.

22. Pesaran H., Shin Y, Smith R. (2001). “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 16, No. 3, pp. 289-326.
23. Pollard, P., C. Coughlin (2004). “Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at the Industrial Level”. *Federal Reserve Bank of St. Louis. Working Paper* 2003-029C.
24. Shin, Y., Yu, B, Greenwood-Nimmo, M. (2014). “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework”. In: Sickels, R., Horrace, W. (Eds.), *Festschrift in Honour of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*. Springer, New York, pp. 281–314.
25. Sims, C., (1980). “Macroeconomics and Reality”. *Econometrica*. 48, pp 1-48.
26. Zhou Y. (2014). “Interest Rate Pass-Through and Monetary Policy in South Africa: Evidence from ARDL and FML Models” *Journal of Business and Economics*. Volume 5 No 1, pp. 1-10.

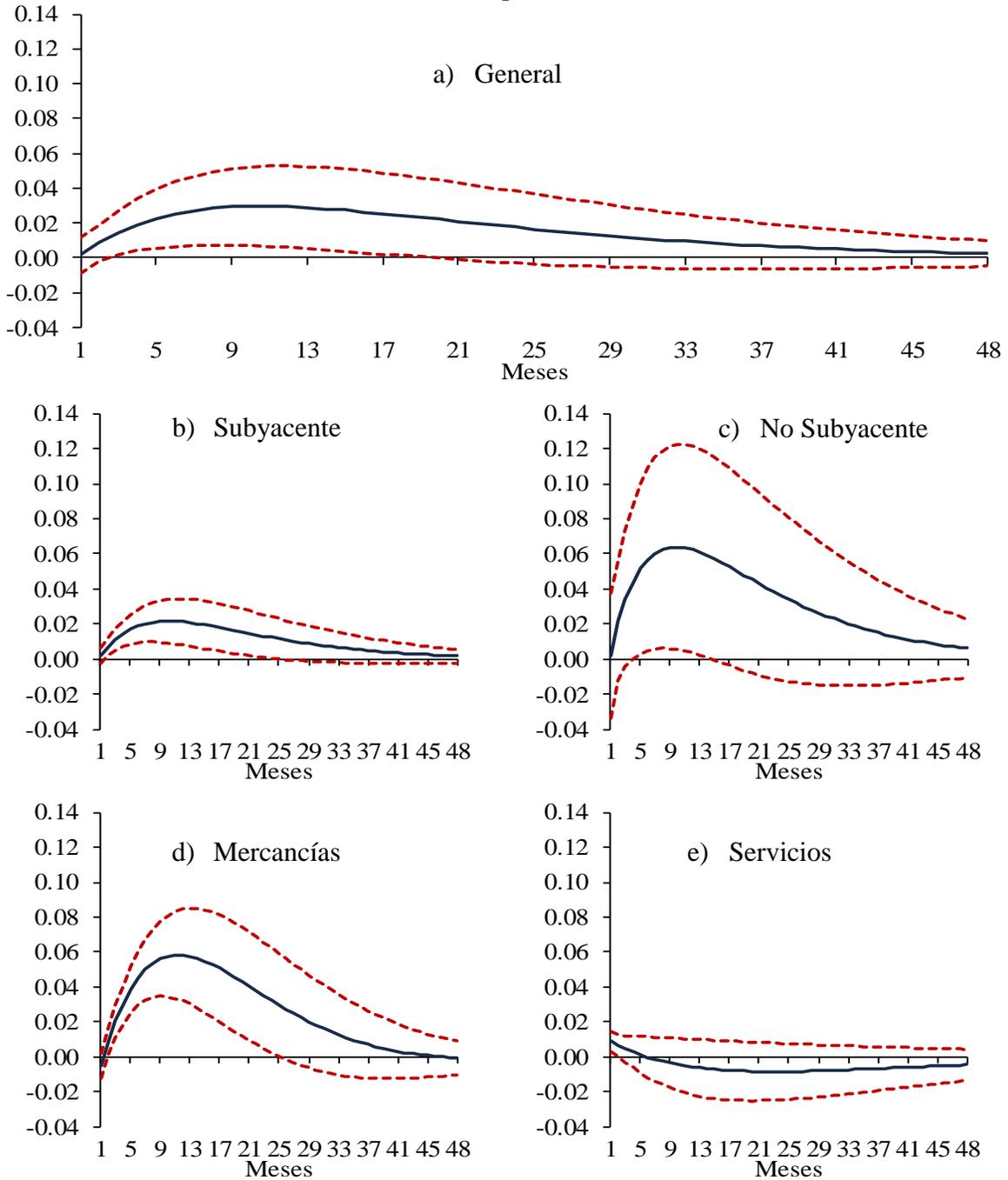
Gráfica 1

**Inflación Anual y Variación Anual del Tipo de Cambio
(Cifras en por ciento)**



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México e INEGI.

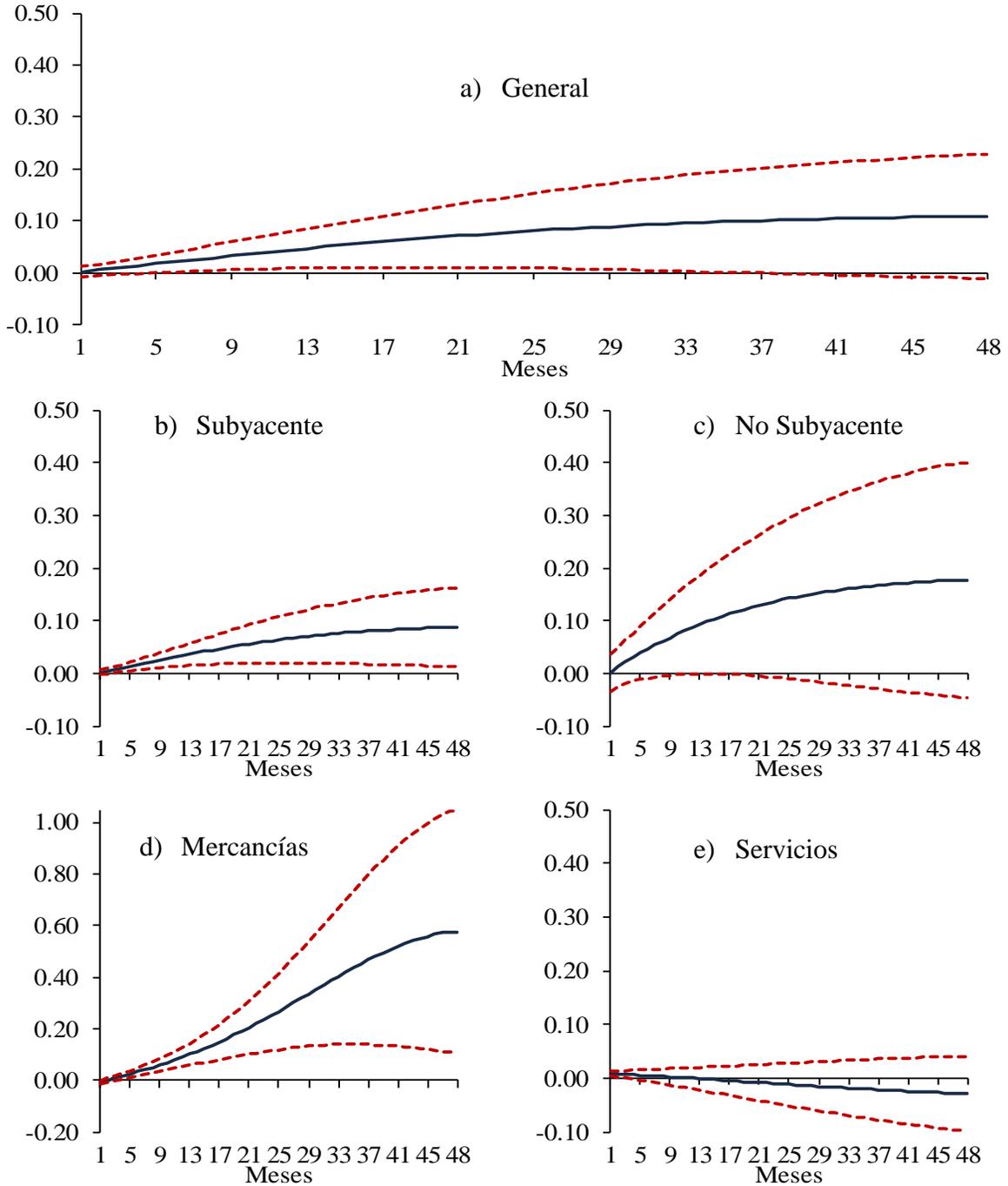
Gráfica 2
Funciones Impulso-Respuesta de la Inflación Anual
Ante un Choque de uno por ciento al Tipo de Cambio
Estimación a Noviembre de 2018
(Cifras en por ciento)



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

Se muestran los intervalos de confianza al 90%.

Gráfica 3
Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Estimación a Noviembre de 2018
(Cifras en por ciento)

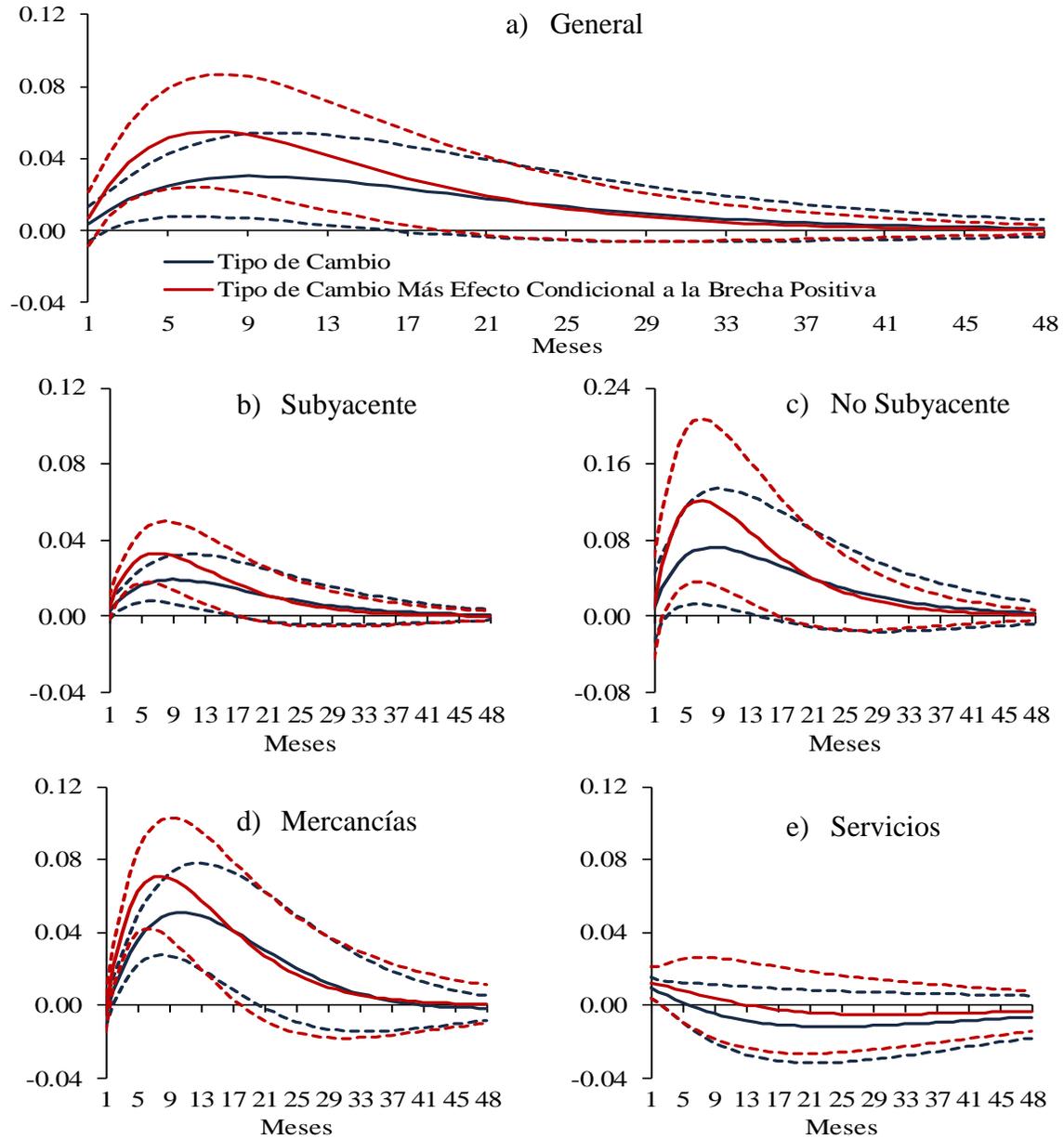


Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

Se muestran los intervalos de confianza al 90%.

Gráfica 4

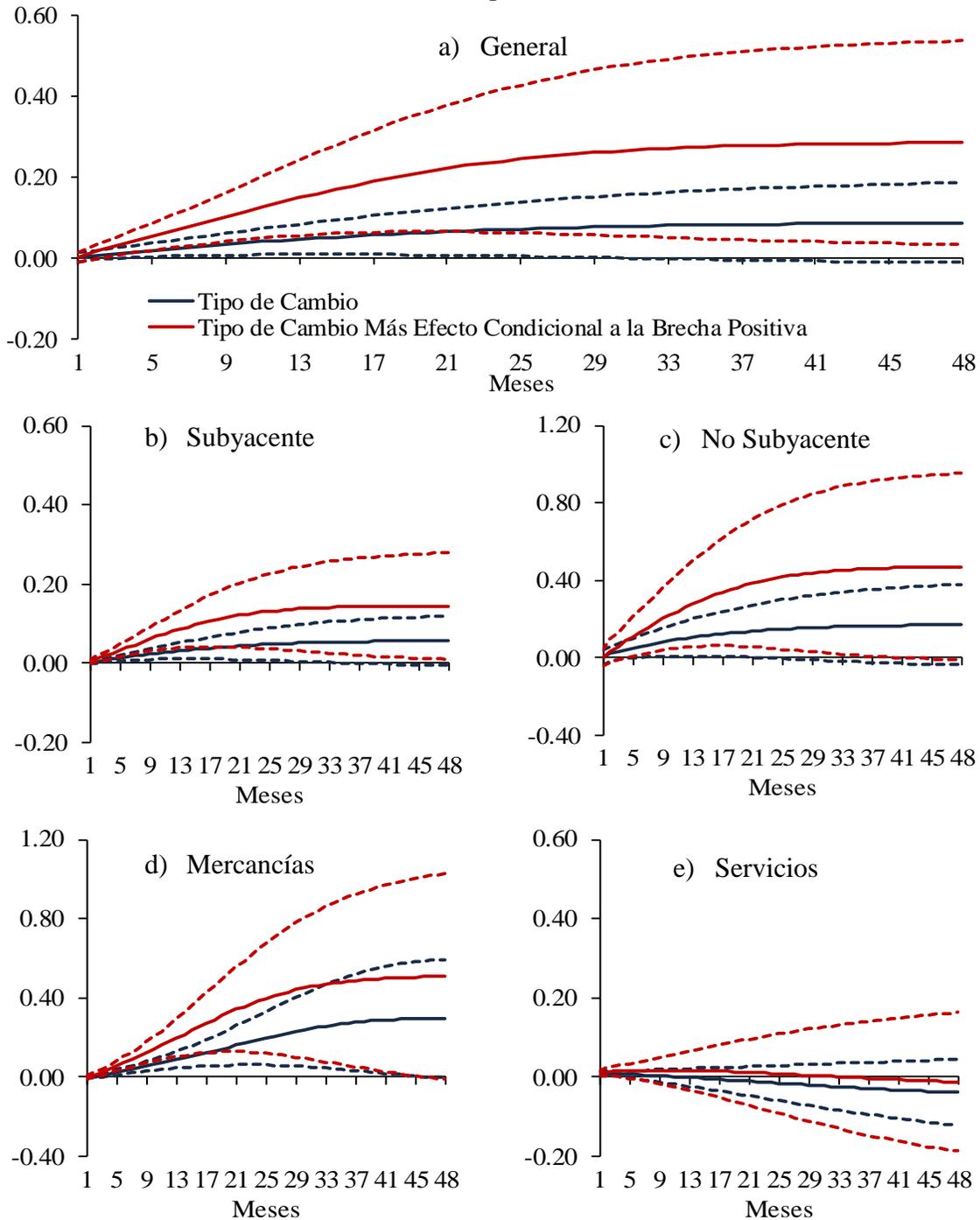
Funciones Impulso-Respuesta de la Inflación Anual
 Ante un Choque de uno por ciento al Tipo de Cambio
 Condicional a la Actividad Económica
 Estimación a Noviembre de 2018
 (Cifras en por ciento)



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

Se muestran los intervalos de confianza al 90%.

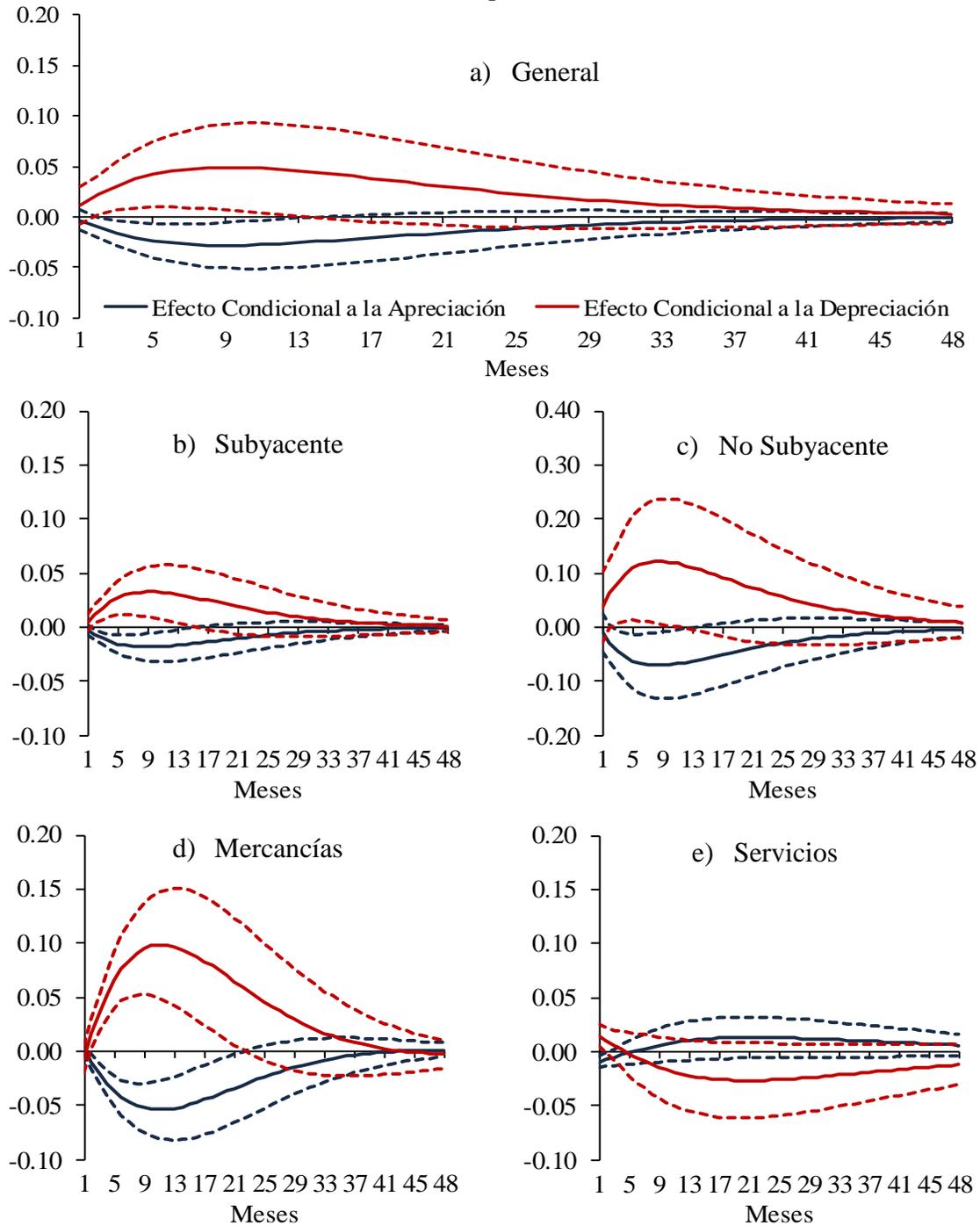
Gráfica 5
Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Condicionada a la Actividad Económica
Estimación a Noviembre de 2018
(Cifras en por ciento)



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

Se muestran los intervalos de confianza al 90%.

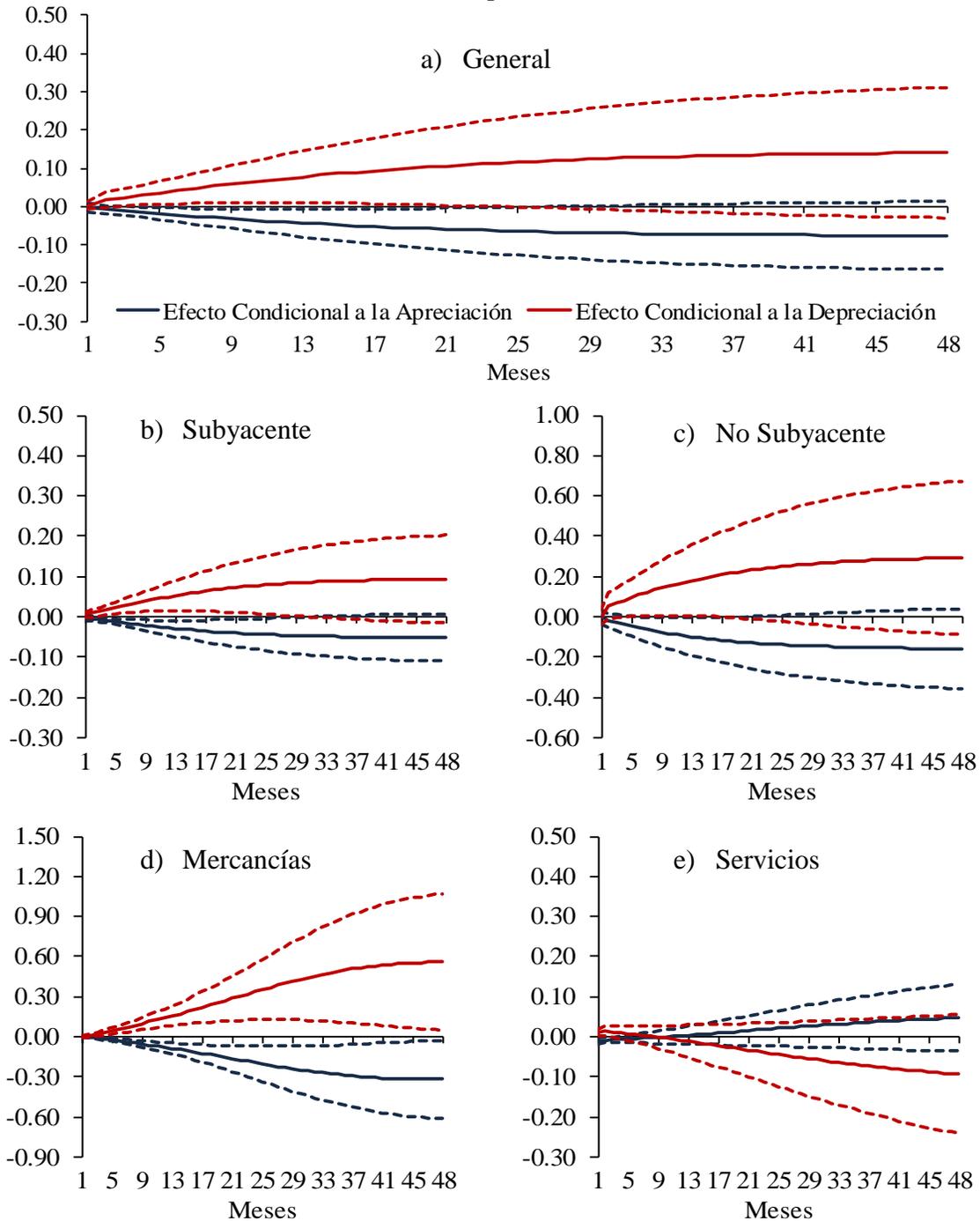
Gráfica 6
Funciones Impulso-Respuesta de la Inflación Anual
Condicionales a la Depreciación o Apreciación del Tipo de Cambio
Estimación a Noviembre de 2018
(Cifras en por ciento)



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

Se muestran los intervalos de confianza al 90%.

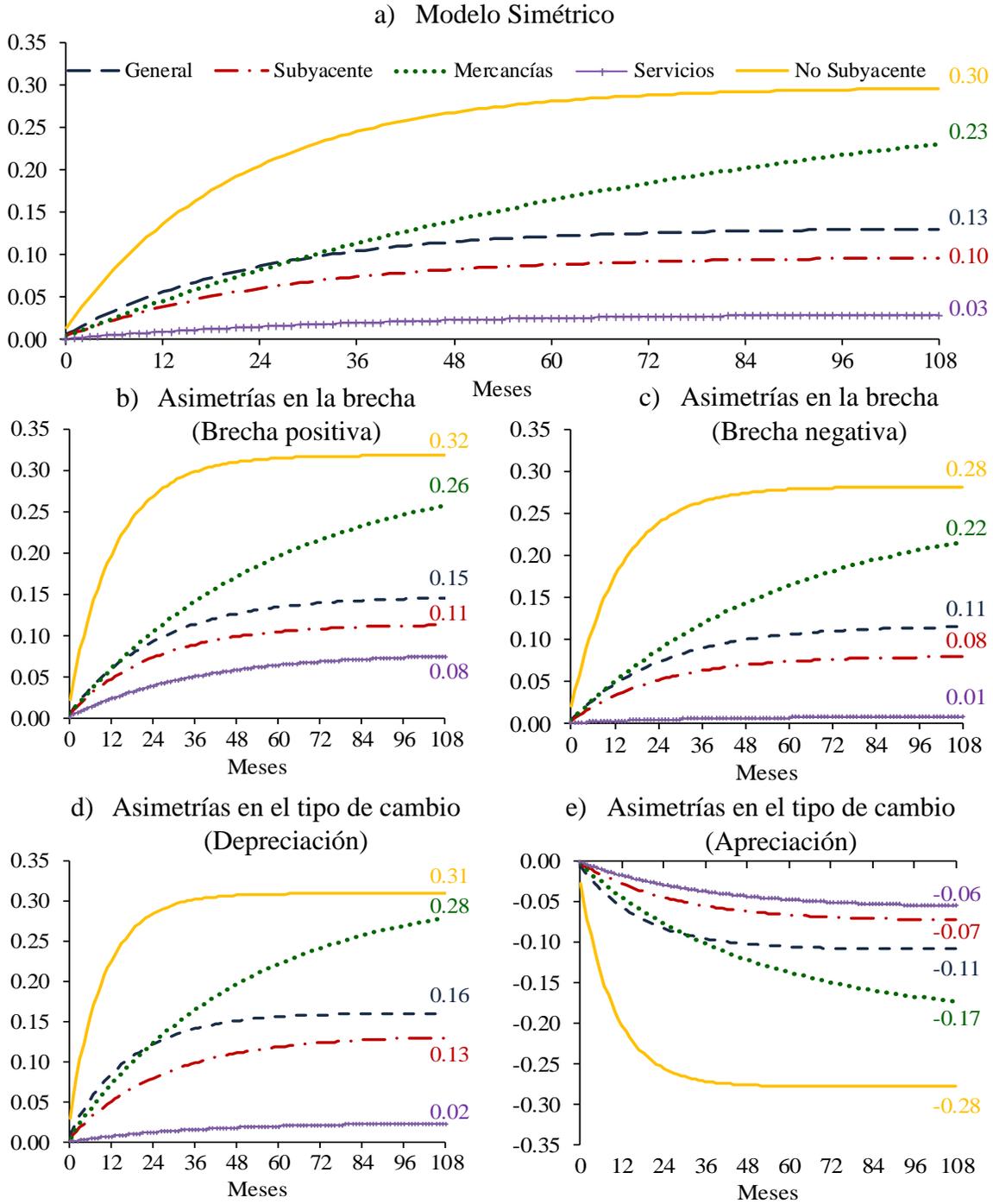
Gráfica 7
Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Condiciona l a la Depreciación o Apreciación del Tipo de Cambio
Estimación a Noviembre de 2018
(Cifras en por ciento)



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

Se muestran los intervalos de confianza al 90%.

Gráfica 8
Multiplicador Dinámico del Traspaso del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Estimación a Noviembre de 2018 (ARDL)
(Cifras en por ciento)



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

Cuadro 1
Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Estimación a Mayo de 2016
(Cifras en por ciento)

		Meses						
		3	6	12	18	24	36	48
INPC	ETA	0.01	0.01	0.03*	0.04*	0.05	0.06	0.06
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.05)	(0.05)
Subyacente	ETA	0.01*	0.01**	0.03*	0.04*	0.04*	0.05*	0.06*
	(SE)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.03)
Mercancías	ETA	0.01**	0.04***	0.09***	0.16***	0.24***	0.40**	0.51*
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.05)	(0.09)	(0.18)	(0.26)
Servicios	ETA	0.01	0.00	-0.01	-0.02	-0.03	-0.05	-0.06
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.05)	(0.06)
No Subyacente	ETA	0.02	0.05	0.09*	0.12	0.14	0.16	0.17
	(SE)	(0.03)	(0.38)	(0.05)	(0.08)	(0.10)	(0.12)	(0.14)

Cuadro 2
Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Estimación a Noviembre de 2018
(Cifras en por ciento)

		Meses						
		3	6	12	18	24	36	48
INPC	ETA	0.01	0.02*	0.04**	0.06*	0.08*	0.10	0.11
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.06)	(0.08)
Subyacente	ETA	0.01**	0.02***	0.04***	0.05***	0.07**	0.09**	0.09*
	(SE)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.05)
Mercancías	ETA	0.01*	0.04***	0.10***	0.19***	0.31***	0.63**	0.85**
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.05)	(0.10)	(0.27)	(0.42)
Servicios	ETA	0.01*	0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.02	-0.03
	(SE)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.04)
No Subyacente	ETA	0.02	0.05	0.09	0.12	0.14	0.17	0.18
	(SE)	(0.03)	(0.04)	(0.06)	(0.08)	(0.09)	(0.12)	(0.14)

Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

La elasticidad de traspaso acumulada (ETA) se muestra con su nivel de confianza al 99% (***) , 95% (**) y 90% (*), mientras que su error estándar (SE) se muestra entre paréntesis.

Cuadro 3
Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Condiciona l a la Holgura en la Actividad Económica
(Cifras en por ciento)

		Meses						
		3	6	12	18	24	36	48
INPC	ETA	0.01	0.02**	0.04**	0.06*	0.07*	0.08	0.09
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.05)	(0.06)
Subyacente	ETA	0.01**	0.02***	0.03**	0.04**	0.05*	0.05	0.06
	(SE)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.04)
Mercancías	ETA	0.01	0.03***	0.08***	0.13***	0.19**	0.27*	0.29
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.05)	(0.08)	(0.14)	(0.18)
Servicios	ETA	0.01*	0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.03	-0.04
	(SE)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.05)
No Subyacente	ETA	0.03	0.06*	0.10*	0.13*	0.14	0.16	0.17
	(SE)	(0.02)	(0.03)	(0.05)	(0.07)	(0.09)	(0.11)	(0.13)

Cuadro 4
Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Condiciona l a la Falta de Holgura en la Actividad Económica
(Cifras en por ciento)

		Meses						
		3	6	12	18	24	36	48
INPC	ETA	0.03**	0.07***	0.14***	0.20**	0.24**	0.28**	0.29*
	(SE)	(0.01)	(0.02)	(0.05)	(0.08)	(0.11)	(0.14)	(0.15)
Subyacente	ETA	0.02***	0.04***	0.08***	0.11***	0.13**	0.14*	0.14*
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.04)	(0.06)	(0.07)	(0.08)
Mercancías	ETA	0.02**	0.07***	0.18***	0.29***	0.38**	0.48*	0.51
	(SE)	(0.01)	(0.02)	(0.05)	(0.10)	(0.16)	(0.26)	(0.31)
Servicios	ETA	0.01*	0.02	0.02	0.01	0.01	0.00	-0.01
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.04)	(0.06)	(0.09)	(0.11)
No Subyacente	ETA	0.06	0.13*	0.26**	0.35**	0.41*	0.46*	0.47
	(SE)	(0.04)	(0.07)	(0.12)	(0.18)	(0.22)	(0.27)	(0.29)

Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial. Las estimaciones se realizaron con información a Noviembre de 2018.

La elasticidad de traspaso acumulada (ETA) se muestra con su nivel de confianza al 99% (***), 95% (**) y 90% (*), mientras que su error estándar (SE) se muestra entre paréntesis.

Cuadro 5
Diferencias entre Elasticidades de Traspaso Acumuladas (ETA) del
Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Condicionales a la Actividad Económica
(Cifras en por ciento)

		Meses						
		3	6	12	18	24	36	48
INPC	Dif	0.02	0.04	0.09	0.14	0.17	0.19	0.20
	(SE)	(0.02)	(0.03)	(0.06)	(0.09)	(0.11)	(0.15)	(0.16)
Subyacente	Dif	0.01	0.02*	0.05	0.07	0.08	0.09	0.09
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.05)	(0.06)	(0.08)	(0.09)
Mercancías	Dif	0.02	0.04*	0.10	0.16	0.20	0.21	0.21
	(SE)	(0.01)	(0.02)	(0.06)	(0.11)	(0.18)	(0.30)	(0.36)
Servicios	Dif	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02	0.03	0.03
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.05)	(0.06)	(0.09)	(0.12)
No Subyacente	Dif	0.03	0.07	0.16	0.23	0.27	0.29	0.30
	(SE)	(0.05)	(0.08)	(0.14)	(0.19)	(0.24)	(0.29)	(0.32)

Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

La diferencia entre la elasticidad de traspaso acumulada en las estimaciones condicionales a la actividad económica (Dif), presentadas en los **Cuadros 3 y 4**, se muestra con su nivel de confianza al 99% (***) , 95% (**) y 90% (*), mientras que su error estándar (SE) se muestra entre paréntesis.

La prueba realizada corresponde a una prueba t-student típica ajustada por los grados de libertad de la estimación, con el objetivo de destacar los resultados ilustrados en la **Gráfica 5**.

No obstante, la prueba t-student supone que en cada periodo la diferencia entre elasticidades de traspaso acumuladas sigue una distribución normal, además que la varianza conjunta sigue una χ^2 .

Cuadro 6

Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Ante un Choque Positivo (Depreciación) de Uno por Ciento al Tipo de Cambio
(Cifras en por ciento)

		Meses							
		3	6	12	18	24	36	48	
INPC	ETA	0.02*	0.04**	0.07*	0.10*	0.11	0.13	0.14	
	(SE)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.05)	(0.07)	(0.09)	(0.10)	
	Subyacente	ETA	0.01**	0.03**	0.05**	0.07**	0.08*	0.09	0.09
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.06)	(0.07)	
	Mercancías	ETA	0.02*	0.06***	0.14***	0.24***	0.34***	0.50**	0.56*
	(SE)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.08)	(0.13)	(0.24)	(0.31)	
	Servicios	ETA	0.01	0.01	-0.01	-0.03	-0.04	-0.07	-0.09
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.05)	(0.07)	(0.09)	
No Subyacente	ETA	0.07	0.11*	0.17*	0.22	0.25	0.28	0.29	
	(SE)	(0.05)	(0.06)	(0.10)	(0.13)	(0.16)	(0.21)	(0.23)	

Cuadro 7

Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual
Ante un Choque Negativo (Apreciación) de Uno por Ciento al Tipo de Cambio
(Cifras en por ciento)

		Meses							
		3	6	12	18	24	36	48	
INPC	ETA	-0.01	-0.02**	-0.04**	-0.05*	-0.06*	-0.07	-0.08	
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.05)	(0.05)	
	Subyacente	ETA	-0.01**	-0.01***	-0.03**	-0.04**	-0.04*	-0.05	-0.05
	(SE)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	
	Mercancías	ETA	-0.01*	-0.03***	-0.08***	-0.14***	-0.19***	-0.29**	-0.32*
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.07)	(0.14)	(0.18)	
	Servicios	ETA	-0.01*	0.00	0.00	0.01	0.02	0.03	0.05
	(SE)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.05)	
No Subyacente	ETA	-0.03	-0.06*	-0.10*	-0.12*	-0.14	-0.15	-0.16	
	(SE)	(0.02)	(0.03)	(0.05)	(0.07)	(0.09)	(0.11)	(0.12)	

Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial. Las estimaciones se realizaron con información a Noviembre de 2018.

La elasticidad de traspaso acumulada (ETA) se muestra con su nivel de confianza al 99% (***) y 90% (*), mientras que su error estándar (SE) se muestra entre paréntesis.

Cuadro 8
Elasticidad de Traspaso Acumulada del Tipo de Cambio a la Inflación Anual A 12 meses
Resumen de las estimaciones (VAR)
(Cifras en por ciento)

		Modelo Base		Asimetrías en la brecha del producto		Asimetrías en el tipo de cambio	
		A Mayo de 2016	A Noviembre de 2018	Tipo de Cambio	Tipo de Cambio + Brecha Positiva	Depreciación	Apreciación
INPC	ETA	0.03*	0.04**	0.04**	0.14***	0.07*	-0.04**
	(SE)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.05)	(0.04)	(0.02)
Subyacente	ETA	0.03*	0.03***	0.03**	0.08***	0.05**	-0.03**
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.01)
Mercancías	ETA	0.09***	0.09***	0.08***	0.18***	0.14***	-0.08***
	(SE)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.05)	(0.04)	(0.02)
Servicios	ETA	-0.01	0.00	0.00	0.02	-0.01	0.00
	(SE)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.01)
No subyacente	ETA	0.09*	0.09	0.10*	0.26**	0.17*	-0.10*
	(SE)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.12)	(0.10)	(0.05)

Cuadro 9
Traspaso de Largo Plazo del Tipo de Cambio a Precios
Resumen de las estimaciones (ARDL)
(Cifras en por ciento)

		Modelo Simétrico	Asimetrías en la brecha del producto		Asimetrías en el tipo de cambio	
		A Noviembre de 2018	Brecha Positiva	Brecha Negativa	Depreciación	Apreciación
INPC	CT	0.13***	0.15**	0.11**	0.16***	-0.11***
	(SE)	(0.05)	(0.06)	(0.05)	(0.04)	(0.04)
Subyacente	CT	0.10***	0.11***	0.08***	0.13***	-0.07**
	(SE)	(0.02)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.04)
Mercancías	CT	0.23***	0.26**	0.22**	0.28**	-0.17*
	(SE)	(0.08)	(0.12)	(0.10)	(0.12)	(0.09)
Servicios	CT	0.03	0.08	0.01	0.02	-0.06
	(SE)	(0.06)	(0.06)	(0.07)	(0.07)	(0.07)
No subyacente	CT	0.30**	0.32**	0.28**	0.31***	-0.28***
	(SE)	(0.12)	(0.12)	(0.12)	(0.09)	(0.09)

Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial. La elasticidad de traspaso acumulada (ETA) y el coeficiente de traspaso (CT) se muestran con su nivel de confianza al 99% (***), 95% (**) y 90% (*), mientras que su error estándar (SE) se muestra entre paréntesis.

Cuadro 10
Diferencia entre Estimaciones y Pruebas de Wald (ARDL)
(Cifras en por ciento)

		Diferencia en el estimador de asimetrías en la brecha del producto
INPC	Diferencia	0.03
	(SE)	(0.05)
	[Estadístico de Wald]	[0.43]
Subyacente	Diferencia	0.02
	(SE)	(0.03)
	[Estadístico de Wald]	[0.52]
Mercancías	Diferencia	0.04
	(SE)	(0.1)
	[Estadístico de Wald]	[0.13]
Servicios	Diferencia	0.07
	(SE)	(0.05)
	[Estadístico de Wald]	[1.77]
No subyacente	Diferencia	0.04
	(SE)	(0.11)
	[Estadístico de Wald]	[0.13]

Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

La diferencia en las estimaciones se muestran en negritas con su nivel de confianza al 99% (***), 95% (**) y 90% (*), mientras que su error estándar (SE) se muestra entre paréntesis y el estadístico de la prueba de Wald se muestra entre corchetes, el cual sigue una distribución de probabilidad χ^2 bajo la hipótesis nula.

En particular, de acuerdo con el modelo presentado en la sección 4.2, la hipótesis nula de la prueba de Wald es:

$$H_0: \omega_1^{br+} - \omega_1^{br-} = 0$$

Cuadro 11
Pruebas de Cointegración (*Bounds Test*) de los Modelos ARDL

	Modelo Simétrico	Asimetrías en la brecha del producto	Asimetrías en el tipo de cambio
INPC	4.59**	3.10*	6.99***
Subyacente	11.77***	8.03***	6.91***
Mercancías	6.82***	4.03***	5.80***
Servicios	5.56***	4.28***	4.35***
No subyacente	3.51*	3.00*	3.95**

Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

El estadístico de prueba se muestra con su nivel de confianza al 99% (***), 95% (**) y 90% (*), mientras que su error estándar (SE) se muestra entre paréntesis. El estadístico de esta prueba no sigue una distribución típica como muestran Pesaran et al. (2001). La distribución del estadístico depende del número de variables endógenas (k) y del tipo de estimación realizada, en este caso la estimación se realiza con intercepto y sin tendencia con k=3 para el modelo simétrico y con k=6 para los modelos con asimetrías. Para k=3, los límites de la prueba al 1% son [3.6, 4.7], al 5% son [2.8, 3.7] y al 10% son [2.4, 3.2]. Para k=6, los límites de la prueba al 1% son [2.9, 3.9], al 5% son [2.3, 3.3] y al 10% son [1.9, 2.9]. Si el estadístico es mayor al límite superior, se tiene evidencia de una relación de largo plazo.

Cuadro 12
Velocidad de Ajuste de los Modelos ARDL
(Cifras en por ciento)

		Modelo Simétrico	Asimetrías en la brecha del producto	Asimetrías en el tipo de cambio
INPC	Vel. Ajuste	-0.04***	-0.04***	-0.05***
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.00)
Subyacente	Vel. Ajuste	-0.03***	-0.04***	-0.03***
	(SE)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Mercancías	Vel. Ajuste	-0.02***	-0.02***	-0.02***
	(SE)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Servicios	Vel. Ajuste	-0.03***	-0.03***	-0.03***
	(SE)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
No subyacente	Vel. Ajuste	-0.07***	-0.08***	-0.08***
	(SE)	(0.01)	(0.01)	(0.01)

Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal de Estados Unidos, BLS y el Banco Mundial.

El coeficiente de la velocidad de ajuste se muestra con su nivel de confianza al 99% (***), 95% (**) y 90% (*), mientras que su error estándar (SE) se muestra entre paréntesis.