

Josué Fernando Cortés Espada

Estimación del traspaso del tipo de cambio a los precios en México

Resumen

En este documento se cuantifica la magnitud del traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en México. Adicionalmente, se analiza si la dinámica de dicho traspaso se ha modificado en los últimos años. Lo anterior se realiza mediante una metodología que genera resultados congruentes con la jerarquía implícita en el INPC. Los resultados sugieren que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio sobre el nivel general de precios es bajo y estadísticamente no significativo; sin embargo, dicho traspaso es positivo y significativo para los precios de las mercancías. Por otra parte, se encuentra que la trayectoria del traspaso del tipo de cambio sobre los precios disminuyó durante los años dos mil y la depreciación observada en 2011 no modificó dicha trayectoria.

Palabras clave: depreciación, inflación, traspaso del tipo de cambio, elasticidad de traspaso.

Clasificación JEL: E31, F31, F41

Abstract

This paper estimates the magnitude of the exchange rate pass-through to consumer prices in Mexico. Moreover, it analyzes

Dirección General de Investigación Económica, Banco de México
<jfcortes@banxico.org.mx>.

if the pass-through dynamics have changed in recent years. In particular, it uses a methodology that generates results consistent with the hierarchy implicit in the CPI. The results suggest that the exchange rate pass-through to the general price level is low and not statistically significant. However, the pass-through is positive and significant for goods prices. Furthermore, the exchange rate pass-through declined over the 2000s and the depreciation observed in 2011 did not change this trajectory.

Keywords: depreciation, inflation, exchange rate pass-through, pass-through elasticity.

JEL Classification: E31, F31, F41

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos decenios gran número de economías emergentes abandonaron el modelo de tipo de cambio como ancla nominal y pasaron a uno de metas de inflación con libre flotación del tipo de cambio. Sumado a ello, recientemente se ha observado que el número de economías que presentan niveles de inflación bajos y estables ha ido en aumento. En ese contexto, la literatura que estudia el traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre las variaciones de los precios ha mostrado que cuando se alcanza un proceso inflacionario estable los beneficios del régimen de libre flotación son más evidentes, ya que, como Taylor (2000) señala, la magnitud del traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a la inflación de los precios depende de la volatilidad del proceso inflacionario de estos últimos.

De esta forma, el objetivo de este documento es determinar si existe traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la inflación de los precios al consumidor en México, y cuantificar su magnitud. Además, se pondrá especial atención para determinar si la trayectoria de la inflación del índice nacional de precios al consumidor (INPC) de México se ha visto afectada por los recientes episodios de depreciación que ha mostrado la paridad cambiaria peso-dólar. En particular, se analiza la depreciación que registró dicha paridad cambiaria en la segunda parte de 2011, ocasionada por el deterioro del entorno económico mundial. En un inicio, los analistas económicos consideraron que parte del ajuste en el tipo de cambio se revertiría en un periodo relativamente corto. Si bien la mencionada reversión ocurrió, esta fue más lenta que lo previsto. Adicionalmente, a finales de 2011 el precio relativo de las mercancías respecto al de los servicios comenzó a aumentar, lo cual fue congruente con lo que el Banco de México tenía previsto que ocurriría como consecuencia del ajuste en el tipo de cambio; sin embargo, el ritmo de crecimiento de los precios de las mercancías fue mayor que el anticipado.

Para el caso de México, la relevancia del tema ha derivado en una vasta literatura que puede agruparse en dos rubros.

En primer lugar, se encuentran los estudios de Conesa (1998), González (1998), Garcés (2001), Goldfajn y Ribeiro da Costa (2000), Hausmann *et al.* (2000), Santaella (2002) y Schwartz *et al.* (2002), los cuales analizan el episodio de alta inflación anterior a la adopción del modelo de objetivos de inflación y señalan que existe un alto grado de traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre las variaciones de los precios. En segundo lugar, están los trabajos de Baqueiro *et al.* (2003) y Capistrán *et al.* (2012); en ellos se muestra que la hipótesis de Taylor (2000) parece cumplirse para México; es decir, a partir del cambio de persistencia de la inflación, documentado por Chiquiar *et al.* (2010), el grado de traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a la inflación de los precios ha disminuido significativamente.

En este contexto, en el presente documento se desarrolla un modelo de vectores autorregresivos (VAR) similar al utilizado en la literatura sobre el tema; sin embargo, esta investigación se diferencia de los trabajos anteriores en cinco aspectos fundamentales:

- 1) Se utiliza una muestra con información actualizada hasta agosto de 2012. Esto permite analizar si los resultados encontrados por Capistrán *et al.* (2012) han cambiado; además, permite examinar el reciente episodio de depreciación del tipo de cambio ocurrido en 2011.
- 2) Se estiman los coeficientes de traspaso para los 16 principales grupos de agregación del INPC. Esto permite determinar qué grupos específicos de la canasta de los precios al consumidor se ven afectados por las fluctuaciones en el tipo de cambio. En trabajos como el de Capistrán *et al.* (2012) se analizó el impacto a lo largo de la cadena de distribución, pero no se realizó la desagregación del INPC. Dado que en este trabajo el objetivo principal es analizar el efecto de las fluctuaciones en el tipo de cambio en los precios al consumidor no se analiza la repercusión a lo largo de la cadena de distribución.

- 3) Se utiliza el método de agregación óptima propuesto por Hyndman *et al.* (2007) para los distintos subíndices del INPC. Esta metodología tiene la propiedad de generar estimaciones que cumplen con la estructura jerárquica del INPC. Adicionalmente, minimiza la distancia entre las estimaciones que se realizan de manera independiente para cada uno de los subíndices y las estimaciones obtenidas a partir de los grupos más bajos de agregación. Esto se realiza modificando las estimaciones de los niveles más bajos hasta que se minimiza esta distancia, de esta forma se obtienen estimaciones que utilizan un conjunto de información más amplio y que cumplen con las jerarquías. Es importante señalar que es la primera vez que se utiliza el método de agregación óptima para analizar el traspaso de los movimientos en el tipo de cambio a la inflación, en el contexto de un modelo VAR.¹
- 4) Se analiza cómo ha cambiado la trayectoria del coeficiente de traspaso de las variaciones del tipo de cambio. Si bien en Capistrán *et al.* (2012) se estimó dicha trayectoria mediante una regresión bivariada entre la inflación y el tipo de cambio con ventanas móviles, en este trabajo se realiza la estimación mediante un modelo VAR también con la metodología de ventanas móviles. De esta forma se elimina el posible sesgo causado al no incluir las fluctuaciones de la actividad real, la tasa de interés y otras variables externas.
- 5) Se cuantifica el traspaso que se ocasionó por la depreciación ocurrida a mediados de 2011. En particular, se realiza un ejercicio contrafactual en el que se estima la magnitud en la que el choque sufrido por el tipo de cambio, en la segunda parte de 2011, impactó a los precios al consumidor en México.

¹ Para el caso de México, dicho método fue aplicado por Capistrán *et al.* (2010) para agregar pronósticos de los índices de precios al consumidor.

Los resultados sugieren que el coeficiente de traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre la inflación general de los precios al consumidor en México es bajo y estadísticamente no significativo durante el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012; sin embargo, dicho traspaso es positivo y significativo para los precios de las mercancías, lo cual es ocasionado por el traspaso positivo y significativo sobre los precios de las mercancías no alimenticias. Ello se debe a que los precios de estos grupos se determinan en buena medida en el mercado internacional. Lo anterior coincide con que únicamente para esos grupos las variaciones en el tipo de cambio explican parte importante de las fluctuaciones de sus precios. Por otra parte, se encuentra que durante los años dos mil, la trayectoria del traspaso del tipo de cambio sobre el nivel general de precios pasó de niveles positivos y significativos a valores estadísticamente nulos; además, la depreciación que sufrió el tipo de cambio en 2011 no modificó esta trayectoria.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: en la segunda sección se presenta el modelo VAR mediante el cual se cuantifica el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio a la inflación, así como el método de agregación para los distintos subíndices del INPC; el efecto de la depreciación cambiaría en los precios al consumidor se trata en la tercera sección; por último, la cuarta sección presenta algunas consideraciones finales.

2. METODOLOGÍA

Con el propósito de cuantificar la magnitud del traspaso que generan las perturbaciones del tipo de cambio sobre la inflación de los precios al consumidor, en esta sección se presenta un modelo de vectores autorregresivos (VAR) similar al utilizado por Capistrán *et al.* (2012), y que será la base de las estimaciones en esta investigación. Adicionalmente, para que los resultados generados por dicho modelo respeten las jerarquías y ponderaciones que presentan los grupos que forman

la canasta del INPC se utiliza el método de agregación desarrollado por Hyndman *et al.* (2007).

2.1 Modelo

Para analizar el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la inflación de los precios al consumidor en México, se estima un modelo VAR. Esta estrategia de modelado fue introducida por Sims (1980) como alternativa a los modelos macroeconómicos estructurales, los cuales generalmente se convertían en grandes sistemas de ecuaciones que necesitaban de una gran cantidad de restricciones para su solución. Su importancia radica en que este tipo de modelos permite analizar la dinámica entre un conjunto de variables que son potencialmente endógenas, lo cual es muy común cuando se estudian series macroeconómicas. En particular, este modelo permite analizar la dinámica entre las perturbaciones que afectan al tipo de cambio y a la inflación de los precios al consumidor, controlando por la dinámica de otras variables macroeconómicas. Por ello, en los trabajos de Capistrán *et al.* (2012), Choudhri *et al.* (2005), Hahn (2003), McCarthy (2007) y Stulz (2007) se ha optado por esta técnica para la estimación de dicho traspaso.

El periodo de análisis que se utiliza para la estimación del modelo VAR abarca información desde junio de 2001 hasta agosto de 2012.² La selección del inicio de la muestra en ese punto se debe a dos factores: primero, como se ha mencionado, Chiquiar *et al.* (2010) muestran que a partir de 2001 la inflación pasó de ser un proceso con tendencia estocástica a uno estacionario; segundo, en el análisis de Capistrán *et al.* (2012) se muestra que el coeficiente de traspaso sufrió un cambio entre el periodo de enero de 1997 a mayo de 2001 con respecto al de junio de 2001 a diciembre de 2010, por tanto, dado que el análisis que se realizará se basa en el periodo en que la inflación ha mostrado niveles bajos

² El fin del periodo lo determina la disponibilidad de información del IGAE al momento del cálculo de este documento.

y estables, se utilizará únicamente el último intervalo de tiempo pero actualizado hasta agosto de 2012. De esta forma, también se podrá analizar si los resultados obtenidos por dichos autores siguen siendo válidos a pesar de la depreciación ocurrida en 2011.

El modelo se compone de un vector de variables endógenas que está definido por: índice global de la actividad económica (*IGAE*); tasa de interés de Cetes a 28 días (*R*); tipo de cambio pesos por dólar (*TC*), y el índice nacional de precios al consumidor (*INPC*). Adicionalmente, se introducen las siguientes variables exógenas: índice de producción industrial de EUA (*PI*), tasa de bonos del Tesoro a un mes (*R**), índice de precios al consumidor de EUA (*IPC*) y un índice de precios internacionales de las materias primas (*P^{com}*).³ Dicha selección de variables se incluye debido a que son las que comúnmente, de acuerdo con la literatura nekeynesiana reciente, caracterizan las condiciones de equilibrio en economías aceptantes de precios como México (es decir, pequeñas y abiertas). El supuesto de exogeneidad implica que las variables externas afectan a las variables nacionales pero no a la inversa, ya que el modelo representa a México como una economía aceptante de precios en escala mundial. Al igual que en

³ Al igual que en el estudio de Capistrán *et al.* (2012), cada uno de los controles exógenos utilizados mostró ser estadísticamente significativo al menos para una de las variables endógenas que se usaron. En particular, considerando la muestra de junio de 2001 a agosto de 2012 para el modelo que utiliza al INPC se obtiene lo siguiente: mientras que la actividad económica de EUA afecta a la de México, la tasa de bonos del Tesoro hace lo propio con la tasa de Cetes. Por su parte, las variaciones de los precios al consumidor en el extranjero muestran un efecto estadísticamente significativo sobre el IGAE y el tipo de cambio. Finalmente, los precios internacionales de las materias primas afectan a la paridad cambiaria. Los resultados de las desagregaciones del INPC son similares, aunque presentan algunas particularidades; por ejemplo, para el caso del subíndice de precios de las mercancías no alimenticias se encuentra que la inflación de EUA sí tiene repercusión estadísticamente significativa sobre la inflación del mismo.

el modelo utilizado por Capistrán *et al.* (2012), con excepción de la tasa de interés de los Cetes y la tasa de bonos del Tesoro, las cuales se definen en puntos porcentuales, el resto de las variables se presentan en variaciones anuales expresadas en porcentajes. Ello permite que, para el periodo de estudio, las variables utilizadas en el cálculo sean estacionarias. Más aún, con esta especificación las raíces del polinomio característico del modelo cumplen con los criterios de estacionariedad establecidos por Lütkepohl (2006, capítulo 2.1).

Se utiliza un mecanismo recursivo para identificar el traspaso de los choques al tipo de cambio sobre las demás variables endógenas, en particular, se utiliza la descomposición de Cholesky.⁴ Mediante dicho mecanismo se obtiene una transformación de la matriz de varianza-covarianza de los choques a partir de una matriz triangular inferior. Por lo tanto, un choque en la primera variable afectará de manera contemporánea a las demás, mientras que uno sobre la última variable mostrará un efecto con un rezago sobre el resto. Con base en lo anterior, se realizaron diversos ordenamientos para las variables endógenas antes mencionadas; sin embargo, los resultados mostraron robustez ante dichas variaciones por lo cual se utiliza el mismo orden que se usó en Capistrán *et al.* (2012).

De tal modo, los precios se ordenan después que el tipo de cambio; en este sentido los choques al segundo se transfieren inmediatamente a los primeros. Por su parte, la tasa de interés se ubica antes que ambas variables; ello implica que la autoridad monetaria reacciona a los choques cambiarios e inflacionarios con un periodo de rezago. Al igual que Capistrán *et al.* (2012), y siguiendo a Peersman y Smets (2001) y a Kim y Roubini (2000), el IGAE se sitúa en la primera posición; de esta forma, se obtiene que la actividad real reacciona con un rezago ante choques en la tasa de interés, mientras que el

⁴ Para detalles de la descomposición de Cholesky, ver Hamilton (1994).

tipo de cambio y los precios responden de manera contemporánea a los choques en el IGAE y en la tasa de interés. Esta especificación también ha sido utilizada para analizar el traspaso del tipo de cambio a precios por Choudhri *et al.* (2005), Hahn (2003) y McCarthy (2007).

Con base en lo anterior, el modelo se puede expresar de la siguiente forma:

$$1 \quad y_t = c + A(L)y_{t-1} + B(L)x_t + u_t,$$

donde:

$$y_t = \left[\Delta_{12} \ln IGAE_t, R_t, \Delta_{12} \ln TC_t, \Delta_{12} \ln INPC_t \right],$$

$$x_t = \left[\Delta_{12} \ln PI_t, R_t^*, \Delta_{12} \ln IPC_t, \Delta_{12} \ln P_t^{com} \right].$$

$A(L)$ y $B(L)$ son matrices de polinomio en el operador de retardo L ; c es un vector de constantes; u_t es un vector de residuos; y $\Delta_{12} \ln z_t$ representa la duodécima diferencia logarítmica de la variable z_t . Finalmente, se puede observar que el modelo por estimar está en forma reducida, lo cual significa que ninguna variable endógena afecta de manera contemporánea a las otras.

2.2 Agregación de los resultados

Con base en el modelo VAR desarrollado en la sección anterior, se estima el traspaso de las variaciones del tipo de cambio sobre los 16 grupos de mayor jerarquía dentro de la agregación del INPC, es decir, se estima un VAR independiente para cada uno de los siguientes índices de precios:

- Índice general (I_C).
- Subíndices: subyacente (I_S) y no subyacente (I_N).
- Grupos: mercancías (I_{SM}), servicios (I_{SS}), agropecuarios (I_{NA}), energéticos y tarifas autorizadas por el gobierno (I_{NE}).

- Subgrupos: alimentos, bebidas y tabaco (I_{SMA}), mercancías no alimenticias (I_{SMM}), vivienda (I_{SSV}), educación (I_{SSE}), resto de servicios (I_{SSR}), frutas y verduras (I_{NAF}), pecuarios (I_{NAP}), energéticos (I_{NEE}) y tarifas autorizadas por el gobierno (I_{NET}).

Este método, que considera la estimación del traspaso a los precios como si estos últimos fueran independientes entre sí será denominado de aquí en adelante *estimación directa*. Una vez que se estiman los 16 modelos de manera independiente, se utiliza el método recursivo (descomposición de Cholesky) para estimar el comportamiento de los precios ante un choque en el tipo de cambio, mediante funciones de respuesta al impulso. Sin embargo, los resultados obtenidos a partir del método de estimación directa no consideran las relaciones jerárquicas entre los 16 grupos que forman la canasta del INPC, los cuales siguen una agregación *bottom-up*, es decir, los grupos de mayor jerarquía se generan mediante promedios ponderados de los de menor nivel. Lo anterior implica que los resultados no mantendrán la congruencia que se observa en los índices de precios.

Para solucionar lo anterior, los resultados generados por el método de estimación directa se agregan con el procedimiento propuesto por Hyndman *et al.* (2007), el cual se denominará *combinación óptima*. Este método combina la información de los índices agregados y básicos cumpliendo la jerarquía implícita en los grupos del INPC. Además, con ciertos supuestos se generan los estimadores que presentan la mínima varianza respecto a los resultados de la estimación directa. Dicho método de agregación fue aplicado por Capistrán *et al.* (2010) para pronósticos de índices de precios en México; sin embargo, hasta donde se tiene conocimiento, es la primera vez que se emplea para analizar el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio a la inflación en el contexto de un modelo VAR.

Para coincidir con la notación de Hyndman *et al.* (2007), se define al INPC como el nivel 0 de agregación, a los subíndices como el nivel 1, los grupos representan el nivel 2 y por último

$$I_t = \begin{bmatrix} I_G \\ I_S \\ I_N \\ I_{SM} \\ I_{SS} \\ I_{NA} \\ I_{NE} \\ I_{SMA} \\ I_{SMM} \\ I_{SSV} \\ I_{SSE} \\ I_{SSR} \\ I_{NAF} \\ I_{NAP} \\ I_{NEE} \\ I_{NET} \end{bmatrix} \quad P = \begin{bmatrix} 0.15 & 0.20 & 0.19 & 0.05 & 0.18 & 0.04 & 0.05 & 0.10 & 0.05 \\ 0.19 & 0.26 & 0.24 & 0.07 & 0.24 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.16 & 0.21 & 0.41 & 0.23 \\ 0.43 & 0.57 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.44 & 0.12 & 0.43 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.43 & 0.57 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.64 & 0.36 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

los subgrupos conforman al nivel 3 en la agregación del INPC; como se ha mencionado, estos cuatro niveles de agregación se componen de 16 series en total. Los datos correspondientes al periodo t para las series del nivel j se agrupan en el vector I_{jt} , de tal forma que el vector $I_t = [I_{0t}, I_{1t}, I_{2t}, I_{3t}]$ representa la información en t de los 16 índices. Adicionalmente, siguiendo lo realizado por Capistrán *et al.* (2010), se define una matriz P que, a diferencia de la matriz de unos y ceros utilizada por Hyndman *et al.* (2007), se compone por 16 filas que representen los pesos relativos que tienen cada uno de los subgrupos del nivel 3 dentro de cada uno de los índices de I_t . Dicha matriz P se presenta para los ponderadores del INPC con base en la segunda quincena de diciembre de 2010. Cabe mencionar que la matriz de ponderaciones se mantendrá constante para los ejercicios que se presentan en la siguiente sección.⁵

⁵ Si bien las ponderaciones del INPC sufrieron modificaciones, en junio de 2002 y diciembre de 2010, dichos cambios no muestran tener un efecto estadísticamente significativo sobre las estimaciones. Adicionalmente, debido a que el análisis del que es objeto este

De esta forma, se puede notar que con la matriz P se puede obtener la agregación de los 16 índices del INPC mediante el método *bottom-up* (I_t^{BU}) a partir de los nueve subgrupos del nivel 3, es decir, $I_t^{BU} = PI_{3t}$. Más aún, Hyndman *et al.* (2007) muestran que si \hat{I}_t son estimaciones independientes de los cuatro niveles de agregación, existe una matriz Q que produce combinaciones lineales de dichas estimaciones, con lo cual se generan las series \hat{I}_t que cumplen con las jerarquías implícitas en el cálculo del INPC.

2

$$\tilde{I}_t = PQ\hat{I}_t$$

Adicionalmente, dichos autores demuestran que bajo el supuesto de que los errores ε_{3t} existentes entre las estimaciones independientes del menor nivel (\hat{I}_{3t}) y las generadas por la fórmula anterior (\tilde{I}_{3t}) cumplen con la jerarquía implícita en la matriz P , es decir, si los errores de todos los niveles de agregación, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{0t}, \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}]$ cumplen con una agregación *bottom-up*, $\varepsilon_t = P\varepsilon_{3t}$, la matriz $Q = (P'P)^{-1}P'$ genera la combinación (\tilde{I}_t^*) que, además de cumplir con la jerarquía de las series, minimiza la varianza respecto a las estimaciones independientes (\hat{I}_t).

3

$$\tilde{I}_t^* = P(P'P)^{-1}P'\hat{I}_t$$

Por lo tanto, el procedimiento de Hyndman *et al.* (2007) genera estimaciones a partir de la información utilizada para todos los niveles de agregación y no sólo para los menores, por lo cual, el conjunto de datos es más amplio que el utilizado por el método *bottom-up*. De esta forma, las estimaciones serán más eficientes que las generadas mediante este último, ya que el mismo está contenido en el espacio de posibles combinaciones generadas por la matriz Q .

trabajo toma lugar después del último cambio en los ponderadores, los resultados y las conclusiones no se ven afectados por dichas actualizaciones.

3. TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE LOS PRECIOS

En esta sección se presentan cuatro ejercicios que permitirán determinar, además de la magnitud del traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre las variaciones de los precios al consumidor en México, si esta ha cambiado de diciembre de 2010 a la fecha y el comportamiento que el mismo ha tenido en los últimos decenios. Cabe mencionar que sólo se muestran los resultados del índice general, los subíndices subyacente y no subyacente, los grupos de servicios y mercancías, y la desagregación de este último, debido a la no significancia que muestran las demás canastas del INPC.⁶

3.1 Relación entre el INPC y el tipo de cambio

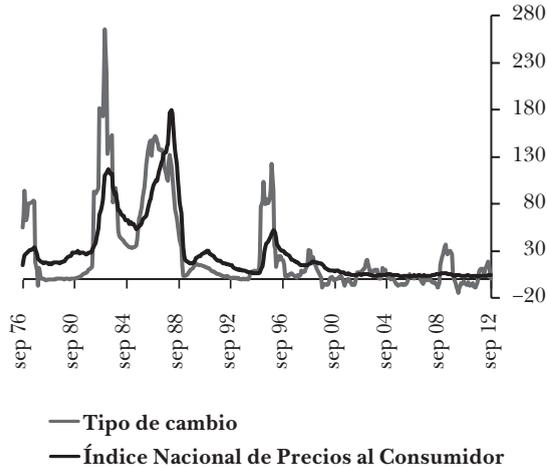
El primer punto por analizar es si efectivamente existe una correlación entre la inflación de los precios al consumidor y las variaciones de la paridad de pesos por dólar. Para ello, es importante señalar que el proceso de formación de precios en la economía mexicana ha cambiado significativamente desde 2001, cuando se adoptó el modelo de objetivos de inflación. Chiquiar *et al.* (2010) documentan que a partir de esta fecha la inflación pasó de ser un proceso con tendencia estocástica a uno que se puede caracterizar como estacionario. Aunado a esto, los procedimientos de revisión con que las empresas ajustan sus precios pasaron de ser predominantemente *dependientes del estado* a ser mayoritariamente *dependientes del tiempo* (Cortés, Murillo y Ramos-Francia, 2012).⁷ En contraste,

⁶ Los resultados de los grupos del INPC que no fueron incluidos están disponibles mediante petición al autor.

⁷ La revisión de precios *dependiente del tiempo* se define como aquella en la que las revisiones para realizar posibles cambios de precio se efectúan por parte de las empresas en periodos preestablecidos. En contraste, las estrategias *dependientes del estado* son en las que las revisiones de precios que realizan las empresas no tienen periodos preestablecidos y se llevan a cabo dependiendo de las circunstancias

Gráfica 1

ÍNDICE NACIONAL DE PRECIOS AL CONSUMIDOR Y TIPO DE CAMBIO
(variación anual)



Fuentes: Banco de México e Inegi.

Gagnon (2007) estima que, para el periodo anterior a la adopción de los modelos de objetivos de inflación, el proceso de formación de precios era predominantemente *dependiente del estado*.

Tomando en contexto lo anterior, en la gráfica 1 se puede observar un cambio en la relación que presenta la tasa de variación anual del INPC y la variación anual del tipo de cambio nominal.⁸ En esta se muestran datos desde 1976 hasta septiembre de 2012, como puede observarse, para el periodo de 1976 a 2000 ambas series se encontraban estrechamente correlacionadas (0.79), de hecho, se observa que las depreciaciones ocurridas en 1976-1977, 1982-1983,

que enfrenta la empresa tanto en el plano macroeconómico como microeconómico.

⁸ Esta gráfica es una actualización de la que se presentó en Capistrán *et al.* (2012). La interpretación es la misma aun con el aumento de la muestra hasta septiembre de 2012.

1987-1988 y 1995 fueron acompañadas por incrementos importantes en la inflación general. Sin embargo, a partir de la adopción del modelo de objetivos de inflación en 2001, el grado de correlación entre la inflación y la depreciación disminuyó (0.36), de tal forma que, en el entorno de inflación baja y estable que ha prevalecido en México durante los últimos años, el traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a la tasa de variación de los precios parece haber sido bajo. En particular, la depreciación ocurrida entre 2008 y 2009 no muestra haber tenido efectos importantes sobre la inflación, a diferencia de las devaluaciones antes mencionadas. Para cuantificar dicho impacto se estima el modelo desarrollado en la sección anterior.

3.2 Estimación puntual

Una vez que se estima el modelo, se calculan las funciones de respuesta al impulso con el objetivo de determinar el traspaso de las perturbaciones en el tipo de cambio sobre la tasa de variación de los precios. Para facilitar la interpretación de los resultados generados a partir de la metodología desarrollada en la sección anterior, las gráficas 2 a 4 muestran el efecto en términos de elasticidades de traspaso acumulado, las cuales pueden interpretarse como los cambios en los precios, expresados en puntos porcentuales, ante una depreciación de un 1% en el tipo de cambio, es decir:

$$4 \quad PT_t = \frac{\Delta\%P_{t,t+\tau}}{\Delta\%TC_{t,t+\tau}},$$

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 en el mismo periodo. De tal forma, el eje vertical se mide en puntos porcentuales y las respuestas son presentadas para un horizonte de 48 meses con intervalos al 90% de confianza, los cuales son una medida estándar en la literatura. Los errores estándar de las elasticidades se obtienen a partir de los generados para las

funciones de respuesta al impulso mediante mínimos cuadrados ordinarios.

En las gráficas 2a y 2b se presentan las estimaciones de la elasticidad de traspaso acumulado sobre el nivel general de precios, mediante el método de estimación directa, para el periodo estimado por Capistrán *et al.* (2012), el cual comprende de junio de 2001 a diciembre de 2010, y para el episodio de junio de 2001 a agosto de 2012, respectivamente. Los resultados muestran que la elasticidad de traspaso acumulada ha aumentado ligeramente de diciembre de 2010 a agosto de 2012; sin embargo, dichas diferencias no son estadísticamente significativas, ya que como se puede observar el efecto sigue siendo estadísticamente nulo. Ello muestra que la depreciación ocurrida en 2011 no ha modificado dicho traspaso de manera significativa. Adicionalmente, la gráfica 2c presenta los resultados obtenidos por el método de combinación óptima para el segundo periodo de estudio. Como se puede observar, la elasticidad de traspaso de las variaciones en el tipo de cambio sobre la inflación general de los precios no muestra diferencias estadísticamente significativas al variar el método de estimación, lo cual implica que las estimaciones de las elasticidades de traspaso son robustas al método utilizado.⁹

Los resultados anteriores se presentan puntualmente en el cuadro 1. Como informaron Capistrán *et al.* (2012), en 2010 la elasticidad de traspaso de los movimientos en el tipo de cambio sobre la inflación general de los precios al consumidor era de 0.02 a un año del choque y de 0.04 a cuatro años del mismo. Al actualizar dicho modelo con información hasta agosto de 2012, se estima una elasticidad de traspaso de 0.03, 12 meses después del choque, y de 0.07 a 48 meses; sin embargo, dicho efecto no es estadísticamente significativo. Por último, con el

⁹ Como es de esperarse, debido a que los resultados generados por el método de combinación óptima tienen la mínima varianza respecto a los obtenidos por el método de estimación directa, los resultados de ambos métodos para los demás niveles del INPC también presentan esta robustez.

Cuadro 1

ELASTICIDAD DE TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO AL INPC¹ (elasticidad de traspaso acumulado)				
	<i>Meses</i>			
	<i>12</i>	<i>24</i>	<i>36</i>	<i>48</i>
Junio de 2001 a diciembre de 2010	0.021	0.032	0.037	0.038
Estimación directa	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.05)
Junio de 2001 a agosto de 2012	0.033	0.054	0.065	0.070
Estimación directa	(0.02)	(0.04)	(0.06)	(0.07)
Junio de 2001 a agosto de 2012	0.039	0.056	0.062	0.063
Combinación óptima	(0.03)	(0.06)	(0.08)	(0.09)

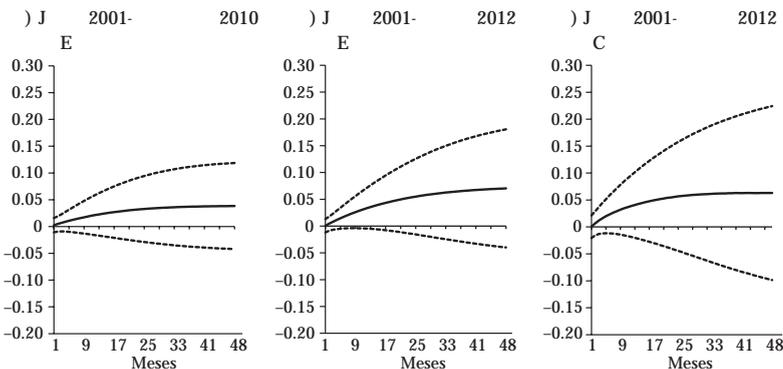
Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.
¹ Los datos entre paréntesis representan los errores estándar.

método de agregación óptima de Hyndman *et al.* (2007) se estima que el coeficiente de traspaso es de 0.04 un año después del choque y de 0.06 a cuatro años.

Con lo expuesto en la gráfica 2 y en el cuadro 1, se encuentra

Gráfica 2

EFFECTO DE LA DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE EL INPC¹
(elasticidad de traspaso acumulado)



Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹ Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

que los resultados no muestran diferencias estadísticamente significativas al variar el método de estimación (estimación directa o combinación óptima). Sin embargo, el método de combinación óptima satisface la estructura jerárquica del INPC y genera estimaciones basadas en un conjunto de información más amplio que el del método *bottom-up*. En particular, se generan las mejores estimaciones de los niveles más bajos (en el sentido de que minimizan la distancia respecto de las estimaciones directas), considerando las trayectorias que satisfacen las jerarquías. Ello implica que se combinan todos los conjuntos de información utilizados para calcular todas las estimaciones.

En el cuadro 2 se presentan los resultados para los diferentes subíndices de precios considerando el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012. En el caso de los índices de precios subyacente y no subyacente se encuentra que la elasticidad de traspaso se ubica en 0.02 y 0.10, respectivamente a un año del choque, y alcanza un nivel a los 48 meses de 0.02 para el primero y de 0.13 para el segundo. Por su parte, la elasticidad de traspaso de los choques al tipo de cambio en el subíndice de precios de las mercancías es 0.07 a los 12 meses y de 0.17 a los cuatro años. En el caso del subíndice de precios de los servicios la elasticidad de traspaso es prácticamente cero tanto al año del choque, como en el largo plazo. Adicionalmente, en lo que se refiere a los subíndices de precios de alimentos, bebidas y tabaco y de las mercancías no alimenticias, las elasticidades de traspaso de los choques en el tipo de cambio son de aproximadamente 0.05 y 0.09 después de 12 meses y a los cuatro años llegan a ser de 0.13 y 0.19, respectivamente. Sin embargo, es importante destacar que los resultados de las estimaciones muestran que, únicamente en los precios de las mercancías, y de las mercancías no alimenticias, el coeficiente de traspaso del tipo de cambio es estadísticamente distinto de cero en el largo plazo (gráfica 3).

Hasta este punto, se ha determinado de qué manera afecta un choque en el tipo de cambio a los precios. Para complementar dicho análisis se presenta la descomposición de la varianza

Cuadro 2

**ELASTICIDAD DE TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO A ÍNDICES
DE PRECIOS**

(elasticidad de traspaso acumulado, junio de 2001-agosto de 2012)

		<i>Meses</i>			
		<i>12</i>	<i>24</i>	<i>36</i>	<i>48</i>
INPC	Elasticidad	0.039	0.056	0.062	0.063
	Error estándar	(0.03)	(0.06)	(0.08)	(0.09)
Subyacente	Elasticidad	0.017	0.023	0.025	0.025
	Error estándar	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Mercancías	Elasticidad	0.071	0.125	0.153	0.166
	Error estándar	(0.02)	(0.05)	(0.09)	(0.12)
Alimentos	Elasticidad	0.051	0.103	0.128	0.134
	Error estándar	(0.03)	(0.07)	(0.12)	(0.16)
Mercancías no alimenticias	Elasticidad	0.086	0.143	0.172	0.191
	Error estándar	(0.02)	(0.04)	(0.06)	(0.08)
Servicios	Elasticidad	0.002	0.000	-0.001	0.000
	Error estándar	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
No subyacente	Elasticidad	0.095	0.122	0.130	0.131
	Error estándar	(0.09)	(0.12)	(0.15)	(0.16)

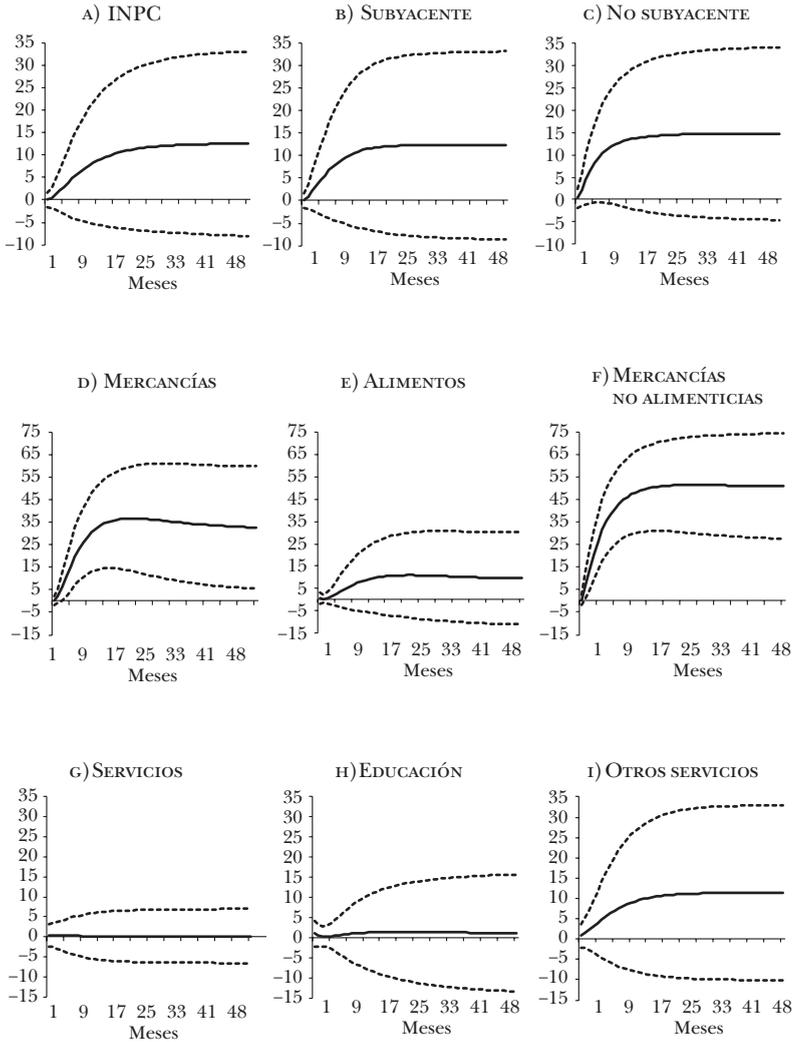
Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

de la inflación utilizada por McCarthy (2007) para los distintos grupos del INPC. En particular, se analiza la contribución de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la varianza de los precios al consumidor durante el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012. Los resultados se muestran en la gráfica 4 y complementan lo mencionado anteriormente. Se encuentra que sólo en el caso de las mercancías y de las mercancías no alimenticias una parte importante de su varianza se debe a movimientos en el tipo de cambio, ya que para los demás grupos la contribución de este último es estadísticamente no significativa.¹⁰

¹⁰ Los intervalos de confianza se obtienen mediante simulaciones Monte Carlo con 50,000 repeticiones.

Gráfica 4

VARIANZA DE LA INFLACIÓN DE LOS PRECIOS EXPLICADA POR EL TIPO DE CAMBIO (porcentaje, junio 2001-agosto 2012)



Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

3.3 Estimación dinámica

Los resultados anteriores proporcionan un enfoque global, aunque puntual, de cómo se han visto afectados los precios al consumidor en México a causa de las perturbaciones que ha sufrido el tipo de cambio entre junio de 2001 y agosto de 2012; periodo en el cual la inflación ha mantenido un nivel bajo y estable. Sin embargo, analizar la dinámica que ha presentado el traspaso del tipo de cambio, al transitar de un periodo de altas tasas de inflación a uno de relativa estabilidad, puede aportar al análisis una manera de determinar si los resultados de la sección anterior son robustos al periodo de estudio, y más aún, si el traspaso del tipo de cambio sobre los precios no ha empezado a crecer debido a las recientes depreciaciones.

Un primer análisis de esto fue realizado por Capistrán *et al.* (2012). Mediante una regresión lineal con ventanas móviles de la inflación general anual con respecto a un rezago de la misma, una constante y la depreciación anual del tipo de cambio, se encuentra evidencia de que el traspaso de las perturbaciones en el tipo de cambio sobre las variaciones del nivel general de precios cambió en 2001 de niveles positivos y significativos a niveles estadísticamente nulos, lo cual coincide con el cambio mostrado en la dinámica de la tasa de inflación documentado por Chiquiar *et al.* (2010). Los resultados de dicha estimación se actualizaron a agosto de 2012 y se presentan en la gráfica 5a.

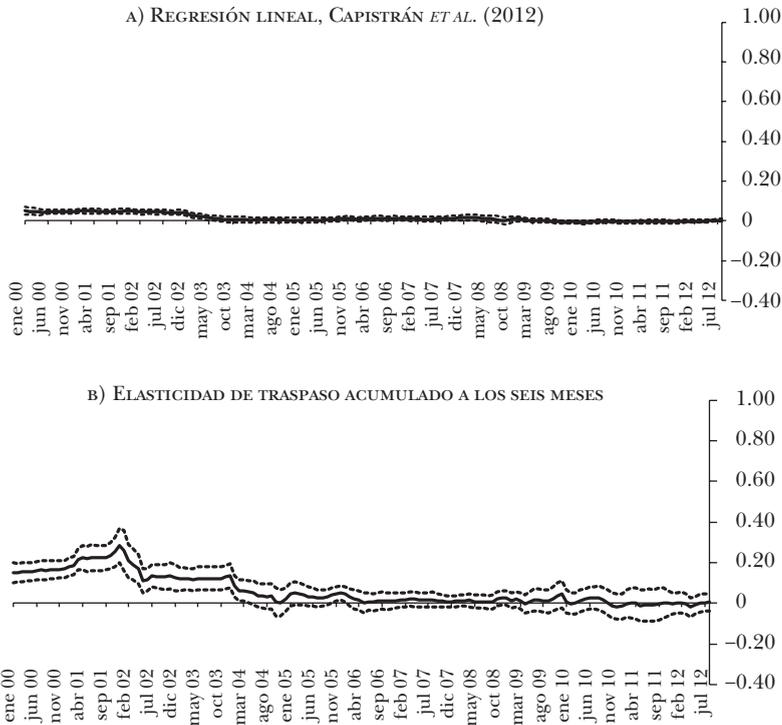
A diferencia de Capistrán *et al.* (2012), en esta sección se estima un modelo VAR con ventanas móviles utilizando el conjunto de variables descrito anteriormente. La muestra de datos incluye tanto el periodo de estabilidad como el de volatilidad que ha presentado la inflación en los últimos decenios, en particular se utilizan datos de 1994 a agosto de 2012. Es decir, se calcula la dinámica del coeficiente de traspaso controlando por el posible sesgo que se genera al excluir las variaciones de la actividad real, la tasa de interés y las variables macroeconómicas externas antes mencionadas. Aunado a ello, se aplica la metodología de la combinación óptima. Lo anterior se hace considerando el procedimiento de ventanas móviles con

seis años de amplitud. En particular, se realizan los cálculos mencionados en la estimación puntual para la primera ventana que abarca de enero de 1994 a enero de 2000, enseguida se hace lo propio para el periodo de febrero de 1994 a febrero de 2000, y así sucesivamente hasta llegar a la ventana de agosto de 2006 a agosto de 2012.

Este tipo de formulación permite analizar el comportamiento del coeficiente de traspaso, ya controlando por las variables mencionadas, a cualquier horizonte de tiempo y no únicamente el efecto contemporáneo determinado por el modelo

Gráfica 5a

TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE EL INPC EN MÉXICO¹
(elasticidad de traspaso acumulado, junio 2001-agosto 2012)

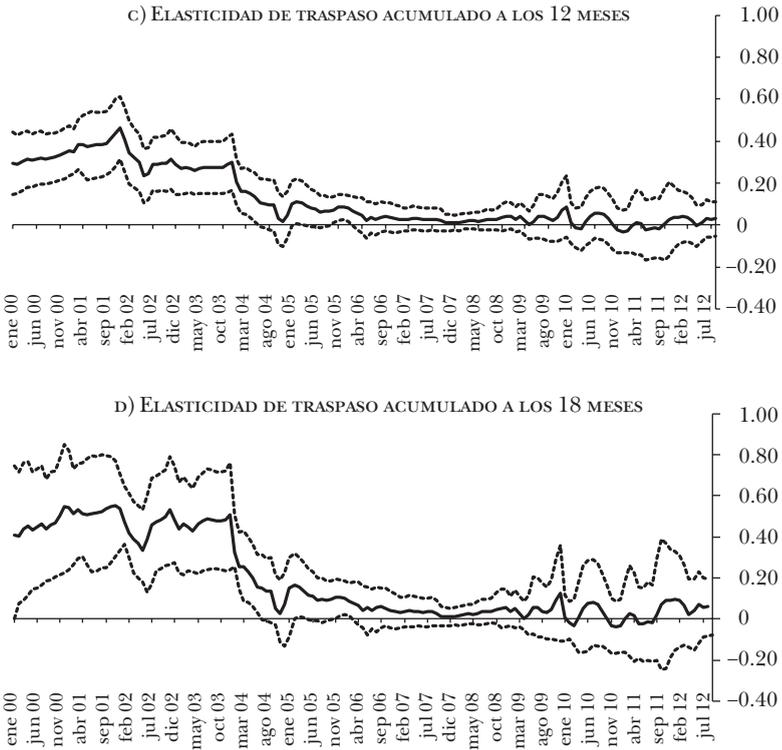


Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹ Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

Gráfica 5b

TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE EL INPC EN MÉXICO¹ (elasticidad de traspaso acumulado, junio 2001-agosto 2012)



Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹ Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

de regresión lineal. Con base en ello, en las gráficas de la 5b a la 5d se presentan las estimaciones de dicho traspaso para horizontes de 6, 12 y 18 meses después de la ocurrencia del choque sobre el tipo de cambio.¹¹ Se observa que para cualquier horizonte de análisis, a principios de los años dos mil, el traspaso cambió de estar en niveles positivos y estadísticamente

¹¹ Los resultados para otros horizontes de tiempo presentan el mismo comportamiento que los mostrados en la gráfica 5.

significativos a ubicarse en niveles estadísticamente iguales a cero.¹² Además, se encuentra que a pesar de la depreciación ocurrida en la segunda mitad de 2011 el coeficiente de traspaso no ha cambiado su tendencia.

Con base en lo anterior, se confirma que el coeficiente de traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre las variaciones de los precios ha sufrido un cambio de tendencia como mencionan Capistrán *et al.* (2012); sin embargo, a diferencia de la regresión bivariada realizada en ese trabajo, con este modelo se obtiene una mejor aproximación de la magnitud y trayectoria de dicho coeficiente, ya que en este sí se controla por la interacción con otras variables macroeconómicas. Adicionalmente, la magnitud de la elasticidad de traspaso encontrada para horizontes de 6, 12 y 18 meses antes de 2001 concuerda con los resultados mostrados por Capistrán *et al.* (2012) para el periodo anterior al modelo de objetivos de inflación, lo cual no puede obtenerse mediante la regresión lineal antes mencionada, debido a que en ella sólo se analiza el efecto contemporáneo del tipo de cambio sobre los precios.¹³

Adicionalmente, al utilizar el método de agregación óptima los resultados cumplen con la jerarquía implícita en los cálculos del INPC.¹⁴ Asimismo, se confirma lo establecido en la hipótesis de Taylor (2000), la cual señala que en un

¹² Como puede observarse, el cambio en la elasticidad de traspaso se observa alrededor del año 2004, lo cual varía de la fecha en que se adoptó el modelo de objetivos de inflación. Sin embargo, el desplazamiento se debe a que el uso de ventanas móviles provoca que el cambio se detecte después de que ocurrió, ya que las ventanas incluyen también datos anteriores a la fecha en que se dio dicho cambio.

¹³ En particular, Capistrán *et al.* (2012) encuentran que para el periodo de enero de 1997 a mayo de 2001 la elasticidad de traspaso era de 0.16, 0.33 y 0.49 para horizontes de 6, 12 y 18 meses respectivamente.

¹⁴ Para obtener los resultados con el procedimiento de combinación óptima es necesario aplicar la estimación puntual a los 16 índices más agregados del INPC. Sin embargo, dado que los resultados no presentan grandes particularidades, sólo se presentan los de la inflación general.

entorno de estabilidad de precios ocasionado por una política monetaria creíble, las empresas no transmiten completamente este tipo de choques en sus costos a los consumidores, ya que sus expectativas de inflación están bien ancladas.

3.4 Ejercicio contrafactual

Finalmente, en esta sección se estima el efecto que la depreciación del tipo de cambio observada desde agosto 2011 produjo en los precios al consumidor en México. Para ello, se aplica la metodología explicada antes para el periodo de junio de 2001 a julio de 2011, con el propósito de simular el efecto que se habría estimado en el momento de la depreciación.

En particular, a mediados de 2011 la economía mexicana se vio afectada por un choque al tipo de cambio, como reflejo del deterioro en el entorno económico externo, el cual se tradujo en una depreciación que llegó a superar el 18% entre julio y diciembre de ese año. Como consecuencia, la trayectoria observada del tipo de cambio superó a la que esperaban los analistas antes de que tuviera lugar el referido choque. Para definir la magnitud del choque sobre el tipo de cambio que será analizada en esta sección, en la gráfica 6 se presenta el tipo de cambio promedio de agosto de 2011 a septiembre 2012 (13.23 pesos por dólar) y la trayectoria promedio de lo que indicaban las expectativas en julio de 2011 (11.88 pesos por dólar).¹⁵ Como se puede advertir, el tipo de cambio promedio de agosto de 2011 a septiembre de 2012 resultó 11.42% más alto que el tipo de cambio promedio implícito en las expectativas de los analistas económicos.

Con el objetivo de determinar el efecto derivado de dicha depreciación en la inflación general y sus componentes, se supondrá que el choque de 11.42% se presentó en agosto de

¹⁵ Estas estimaciones fueron tomadas de la Encuesta de Expectativas de Analistas de Mercados Financieros realizada por Banamex, en la cual se esperaba un cierre de 11.80 pesos por dólar para 2011 y de 12.15 pesos por dólar para el 2012.

Gráfica 6

CHOQUE AL TIPO DE CAMBIO NOMINAL
(pesos por dólar)



Fuentes: Banco de México y Encuesta de Expectativas de Analistas de Mercados Financieros realizada por Banamex de julio de 2011.

2011. De esta forma, mediante el cálculo de la elasticidad de traspaso para el periodo mencionado, es posible determinar cuántos puntos porcentuales de la inflación de los distintos índices de precios se pueden atribuir al choque para los meses posteriores al mismo.

Los resultados obtenidos señalan que la depreciación del tipo de cambio que se presentó a partir de la segunda mitad de 2011 tuvo un efecto sobre la inflación general anual en septiembre de 2012 de 0.34 puntos porcentuales (cuadro 3). Esto significa que de la variación anual del INPC, que en septiembre de 2012 fue 4.77%, 34 puntos base se estima que habrían obedecido al efecto del ajuste no esperado en el tipo de cambio. Respecto a las inflaciones anuales subyacente y no subyacente se estima un efecto en septiembre de 2012 de 0.16 y 0.74 puntos porcentuales, respectivamente. En el caso de las inflaciones anuales de los grupos de las mercancías y de los servicios se estima un efecto de 0.82 y cero puntos en dicho mes. Por último, los efectos del choque sobre las inflaciones anuales de los

Cuadro 3

EFECTO DE LA DEPRECIACIÓN SOBRE LA INFLACIÓN ANUAL		(puntos porcentuales)			
		<i>Dic.</i> 2011	<i>Mar.</i> 2012	<i>Ago.</i> 2012	<i>Sep.</i> 2012
INPC	Inflación observada	3.82	3.73	4.57	4.77
	Choque	0.20	0.28	0.38	0.34
Subyacente	Inflación observada	3.35	3.31	3.70	3.61
	Choque	0.09	0.13	0.18	0.16
Mercancías	Inflación observada	4.52	4.51	5.23	5.24
	Choque	0.32	0.53	0.86	0.82
Alimentos	Inflación observada	7.32	6.63	6.81	6.91
	Choque	0.22	0.43	0.88	0.86
Mercancías no alimenticias	Inflación observada	2.39	2.89	4.01	3.96
	Choque	0.40	0.61	0.84	0.80
Servicios	Inflación observada	2.40	2.32	2.43	2.25
	Choque	0.05	0.04	0.00	-0.01
No subyacente	Inflación observada	5.34	5.12	7.58	8.81
	Choque	0.50	0.68	0.89	0.74

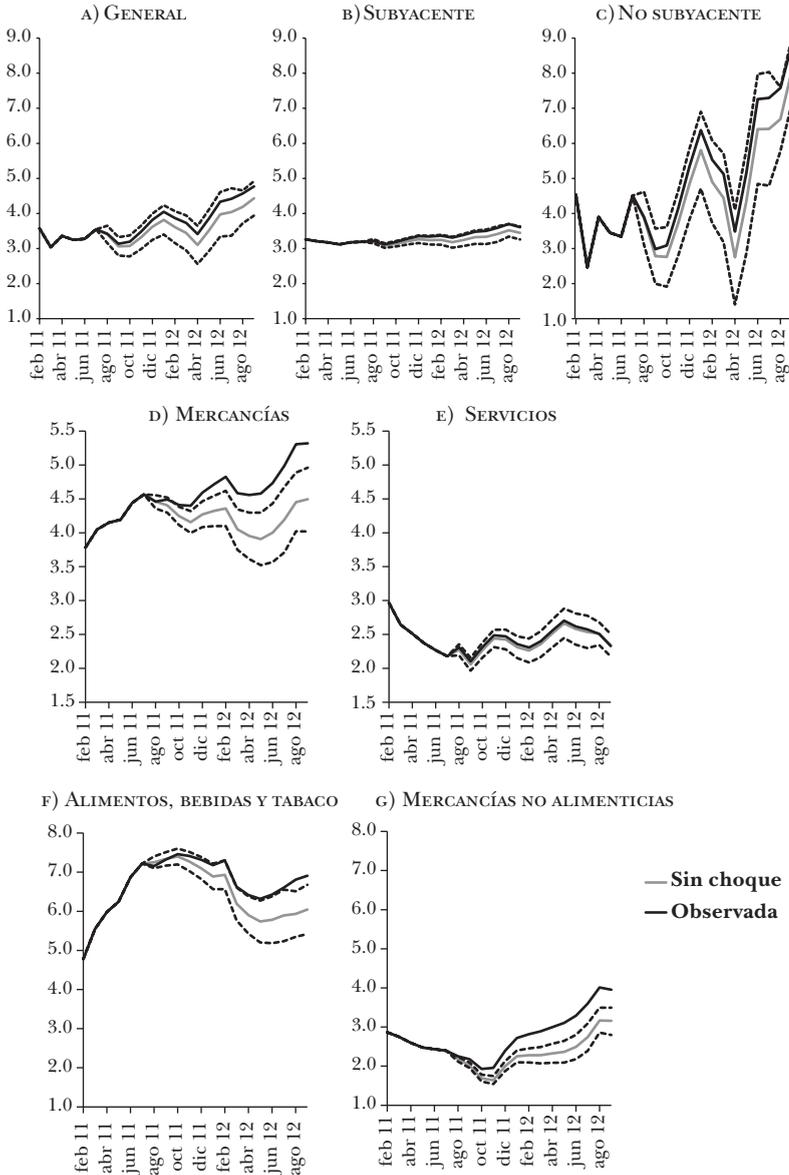
Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

alimentos, bebidas y tabaco y las mercancías no alimenticias se estimaron en 0.86 y 0.80 puntos porcentuales. Sin embargo, es importante señalar que, al igual que en el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012, el efecto de la depreciación del tipo de cambio únicamente es estadísticamente significativo para los precios de las mercancías, y en particular, para las mercancías no alimenticias (gráfica 7).

Con el propósito de analizar las trayectorias que se habrían observado de no presentarse el choque, y según los supuestos mencionados, se realiza un ejercicio contrafactual que muestra de manera más clara los resultados anteriores. Este ejercicio consiste en simular las trayectorias de los principales componentes del INPC en ausencia de la depreciación del tipo

Gráfica 7

EFECTO DE LA DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO DE AGOSTO DE 2011 SOBRE LOS ÍNDICES DE PRECIOS (variación anual)



Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

de cambio ocurrida a partir de agosto de 2011. Para ello se eliminó de la inflación acumulada, a partir de agosto de 2011, el efecto derivado del choque, con lo cual se construyeron nuevos índices que no tenían el efecto de este último. Lo anterior permite discernir entre qué grupos de los bienes y servicios de la canasta del INPC el traspaso de las variaciones en el tipo de cambio genera un efecto significativo.

En la gráfica 7 se presentan las inflaciones observadas y las inflaciones simuladas mediante el ejercicio contrafactual, así como los intervalos de confianza alrededor de las trayectorias contrafactuales. Los resultados se presentan para los mismos índices de precios utilizados en el ejercicio anterior. Se observa que el efecto sobre los dos niveles de mayor agregación del INPC es no significativo (gráficas 7a-7c). Adicionalmente, dentro del subíndice subyacente se confirma que el efecto del tipo de cambio se genera en el grupo de las mercancías y no en el de los servicios (gráficas 7d-7e). Finalmente, y como se ha mencionado, el traspaso sobre la inflación de las mercancías se debe a la tasa de variación de los precios de las mercancías no alimenticias (gráficas 7f-7g).

4. CONSIDERACIONES FINALES

La inflación pasó de niveles altos y volátiles a escenarios de relativa estabilidad en un gran número de economías emergentes, lo cual se acompañó de la adopción de modelos de objetivos de inflación y del abandono del tipo de cambio como ancla nominal. De esta forma, y en línea con la teoría económica, dichas economías han empezado a gozar de los beneficios del régimen de libre flotación cambiaria, ya que en entornos de inflación baja y estable, y en presencia de una política monetaria creíble y eficiente, el traspaso de los choques de costos externos a los consumidores disminuye de manera considerable.

En este trabajo se cuantificó el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre los precios al consumidor en México, y se analizó si la dinámica de dicho traspaso se ha modificado en los últimos años. En particular, se estudió el caso de la

depreciación que registró el tipo de cambio en la segunda mitad de 2011. Para lo anterior, se utilizó una metodología que genera resultados congruentes con la jerarquía implícita en el INPC.

Los resultados muestran que, para el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012, el coeficiente de traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre la inflación general en México es bajo y estadísticamente no significativo; sin embargo, se encuentra que dicho traspaso es positivo y significativo para los precios del grupo de las mercancías, ocasionado por el traspaso sobre los precios de las mercancías no alimenticias, lo cual se puede atribuir a que es en esos grupos donde se concentran los bienes comerciables, y por tanto, su precio se determina en el mercado internacional. Estos resultados coinciden con el hecho de que únicamente para esos grupos las variaciones en el tipo de cambio determinan una parte importante de las variaciones de sus precios. Adicionalmente, al principio de los años dos mil, la trayectoria del traspaso del tipo de cambio sobre el nivel general de precios pasó de niveles positivos y significativos a valores estadísticamente indistintos de cero, fecha que coincide con el cambio en la persistencia de la inflación; más aún, se encuentra que la depreciación que sufrió el tipo de cambio en 2011 no modificó dicha trayectoria.

En este trabajo empírico se presenta evidencia sobre la relación entre el tipo de cambio y los precios al consumidor en México, la cual puede aportar elementos importantes y servir como marco de referencia en varias dimensiones para modelos estructurales y de equilibrio general. Adicionalmente, brinda herramientas de análisis que pueden ser utilizadas en la toma de decisiones de la política monetaria.

Bibliografía

Baqueiro, A., A. Díaz de León y A. Torres (2003), *¿Temor a la flotación o a la inflación? La importancia del traspaso del tipo de cambio a los precios*, Documentos de Investigación, núm. 2003-02, Banco de México.

- Capistrán, C., C. Constandse y M. Ramos-Francia (2010), “Multi-horizon Inflation Forecasts Using Disaggregated Data”, *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 27, núm. 3, pp. 666-677.
- 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.
- Chiquiar, D., E. A. Noriega y M. Ramos-Francia (2010), “A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience”, *Applied Economics*, vol. 42, pp. 3067-3075.
- Choudhri, E. U., H. Faruquee y D. S. Hakura (2005), “Explaining the Exchange Rate Pass-through in Different Prices”, *Journal of International Economics*, vol. 65, pp. 349-374.
- Conesa, A. (1998), *Pass-through del tipo de cambio y del salario: teoría y evidencia para la industria manufacturera en México*, Documentos de Investigación, núm. 9803, Banco de México.
- Cortés, J., J. Murillo y M. Ramos-Francia (2012), “Evidencia de los micro datos del INPC respecto al proceso de formación de precios”, manuscrito, Banco de México.
- Gagnon, E. (2007), *Price Setting during Low and High Inflation: Evidence from Mexico*, International Finance Discussion Papers, núm. 896, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Garcés Díaz, D. (2001), “Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México”, *Monetaria*, vol. XXIV, núm. 3, julio-septiembre, pp. 241-269.
- Goldfajn, I., y S. Ribeiro da Costa (2000), *The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*, Working Paper Series, núm. 5, Banco Central do Brasil.
- González, J. A. (1998), “Regímenes comerciales y el traspaso del tipo de cambio: ¿hay un enigma mexicano?”, *El Trimestre Económico*, vol. 65, pp. 49-97.
- Hahn, E. (2003), *Pass-through of External Shocks to Euro Area Inflation*, European Central Bank Working Paper, núm. 243.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, 799 páginas.
- Hausmann, R., U. Panizza y E. Stein (2000), *Why Do Countries Float the Way They Float?*, Working Paper, núm. 418, Research Department, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Hyndman, R., R. Ahmed y G. Athanasopoulos (2007), *Optimal Combination Forecasts for Hierarchical Time Series*, Working Paper, núm. 09/07, Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University.

- Kim, S., y N. Roubini (2000), "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach", *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, pp. 561-586.
- Lütkepohl, H. (2006), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Nueva York, 764 páginas.
- McCarthy, J. (2007), "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", *Eastern Economic Journal*, Eastern Economic Association, vol. 33, núm.4, pp. 511-537.
- Peersman, G., y F. Smets (2001), *The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis*, European Central Bank Working Paper, núm. 91.
- Santaella, J. (2002), "El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana", *Gaceta de Economía ITAM*, La Inflación en México, núm. 2, pp. 427-464.
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, pp. 1-48.
- Schwartz M. J., A. Tijerina y L. Torre (2002), "Salarios, tipo de cambio y dinámica inflacionaria en México: 1995-2002", *Gaceta de Economía ITAM*, pp. 71-101.
- Stulz, J. (2007), *Exchange Rate Pass-through in Switzerland: Evidence from Vector Autorregressions*, Swiss National Bank Economic Studies, núm. 4.
- Taylor, J. (2000), "Low Inflation, Pass-through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, vol. 44.