



Centro de Estudios Económicos

www.colmex.mx

El Colegio de México, A.C.

Serie documentos de trabajo

¿Es posible utilizar el tipo de cambio para hacer más competitiva la economía mexicana?

José Romero
El Colegio de México

DOCUMENTO DE TRABAJO
Núm. X- 2013

¿ES POSIBLE UTILIZAR EL TIPO DE CAMBIO PARA HACER MÁS COMPETITIVA LA ECONOMÍA MEXICANA?

José Romero
El Colegio de México

Resumen

El presente trabajo examina las posibilidades que tiene el Banco de México para hacer más competitiva la economía mexicana a través del tipo de cambio real. Se estima para México el coeficiente *traspaso* del tipo cambio sobre el nivel general de precios, para el precio de las importaciones en pesos, para el índice de precios de los bienes de consumo final y para el precio de las exportaciones, durante el periodo 1993M01-2012M12. Se encuentra en el corto plazo una caída del coeficiente después del año 1998 en el índice de precios al consumidor y en el índice de precios de los bienes de consumo final, pero no así en el precio en pesos de los bienes importados en pesos y en el índice de precios de las exportaciones. Los resultados encontrados no sugieren que la caída observada pueda considerarse como permanente. Si el nivel de la tasa de inflación y su persistencia se elevan en el futuro observaremos un incremento en el coeficiente de traspaso que, a su vez, daría nuevos ímpetus a las presiones inflacionarias. De hecho se muestra que en el largo plazo el traspaso es total. Estos resultados nos llevan a concluir que el Banco de México tiene control sobre el tipo de cambio nominal pero no sobre el tipo de cambio real, por lo que es incapaz de hacer más competitiva a la economía mexicana a través de esta vía.

Abstract

This paper examines the possibilities the Bank of Mexico has for improving the competitiveness of the Mexican economy through the real exchange rate. The exchange rate pass-through coefficients to the General Price Index, to the Import Price Index in Mexican pesos, to the Consumer Price Index and to the Export Price Index during the January 1993 - December 2012 period are estimated. After the year 1998, in the short run these coefficients drop for the General Price Index and for the Consumer Price Index, but that is not the case for the Import Price Index in Mexican pesos and for the Export Price Index. The observed results do not suggest that this drop could be considered as permanent. If the inflation rate and persistence were to increase in the future, we would observe an increase in the pass-through coefficient that would give new impetus to inflationary pressures. In fact we show that in the long run the pass through is total. These results lead to the conclusion that the Bank of Mexico has control over the nominal exchange rate but not over the real exchange rate, therefore is incapable to make the Mexican economy more competitive through these channels.

Clasificación JEL: E31, E52, F41.

Palabras clave: competitividad, traspaso, inflación, tipo de cambio, tipo de cambio real, Banco de México.

Keywords: competitiveness, pass-through, inflation, exchange rate, real exchange rate, Bank of Mexico.

Datos Personales: José Antonio Romero Tellaeche; Camino Al Ajusco 20, Pedregal de Santa Teresa, México D.F. 10740; Tel. 5449-3073; Fax 5645-464; jromero@colmex.mx.

1. Introducción

Muchos autores consideran que uno de los elementos centrales del desarrollo económico es la industrialización y ven en la política cambiaria un instrumento fundamental para estimularla. Rodrick (2007a) documentó una fuerte y positiva relación entre el nivel del tipo de cambio real (ajustada por paridad del poder de compra) y el crecimiento económico para un panel grande de países. *“Dado que el tipo de cambio real es el precio de los comerciables en relación a los no comerciables, la implicación es que los países que logran elevar éste precio relativo crecen más rápido”* Rodrick (2008). En México autores como Ross (2010: 130) sostienen que a partir del año 2000 la sobrevaluación del peso ha contribuido al comportamiento letárgico de la inversión privada. Otros autores, como Ize (2010: 79), aunque reconocen la influencia del tipo de cambio real sobre el crecimiento dudan (basándose en el informe de 2007 sobre México del Fondo Monetario Internacional) que el tipo de cambio en México en los últimos veinte años haya estado “sobrevalorado”.¹

Este trabajo analiza el efecto traspaso del tipo de cambio sobre los precios con el propósito de entender los márgenes que tiene el Banco de México para modificar el tipo de cambio real. Es obvio que este no ha sido un objetivo del Banco Central en las últimas décadas o en algún momento de su historia. El propósito es simplemente considerar en el plano hipotético si tener un tipo de cambio real competitivo ¿es un sueño posible?

En la sección dos presentamos la relación entre el tipo de cambio y el nivel de precios tanto a nivel teórico como los resultados para México, en la tres hacemos una revisión de los principales trabajos en la materia. En la cuarta sección calculamos el impacto del tipo de cambio sobre el índice de precios al consumidor, mientras que en la siguiente calculamos del impacto del tipo de cambio sobre el precio de las importaciones en pesos, el índice de precios de bienes de consumo final en pesos y el índice de precios de las exportaciones mexicanas. En la sección seis estudiamos la vigencia de la teoría de la paridad del poder adquisitivo para mostrar que en el largo plazo el manejo del tipo de cambio real es imposible, en la siete se concluye.

¹ El término de sobrevaluación del tipo de cambio es relativo, por lo que al hablar de sobrevaluación o subvaluación se debe precisar con respecto a que.

2. Relación entre las variables

2.1. La teoría

Existe un amplio desarrollo teórico sobre el fenómeno inflacionario y sus determinantes. La discusión ha girado en torno a la idea de que los bancos centrales deben seguir metas de inflación explícitas y tener políticas consistentes con ese objetivo. Bajo esta óptica las autoridades monetarias deben tener control sobre los determinantes de la inflación, y en economías pequeñas y abiertas el control del tipo de cambio nominal ha sido un elemento fundamental en la lucha contra la inflación. Sin embargo, en esta discusión han estado ausentes consideraciones sobre los efectos de la política monetaria en el tipo de cambio real y el efecto de éste sobre la competitividad de la economía. Antes de abordar el tema de la influencia de la política cambiaria sobre el tipo de cambio real conviene revisar algunas características y determinantes del traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios.

2.1.1. El coeficiente de traspaso del tipo de cambio

El efecto de las variaciones del tipo de cambio sobre la inflación interna es lo que se llama coeficiente de *traspaso*. Si este es cercano a uno, es equivalente a tener un traspaso total de la devaluación a los precios; por su parte, un coeficiente cercano a cero representa una inelasticidad total de los precios internos ante un cambio en el tipo de cambio nominal. Usualmente, el efecto directo y de corto plazo está relacionado con la parte importada de la canasta de bienes que conforman el índice de precios. Por ello, a medida que la proporción de bienes comerciables dentro de esa canasta aumenta, también tiende a aumentar el índice de traspaso del tipo de cambio a los precios internos. El sustento teórico de los efectos de la depreciación del tipo de cambio sobre la tasa de inflación se basa en la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA). Esta teoría establece que si se cumplen ciertas condiciones como: a) existencia de apertura total al comercio de bienes y servicios en la economía; b) que todos los bienes en la economía sean comerciables; c) que no existan diferencias importantes en la homogeneidad o en la sustituibilidad entre productos nacionales e importados y d) que el índice general de precios en los diferentes países incluya los mismos bienes y estos tengan el mismo peso; entonces es aceptable suponer que se cumpla la teoría de la paridad del poder adquisitivo. Bajo dichos supuestos podemos decir que una devaluación en el tipo de cambio nominal de 1% producirá un

aumento en el índice de precios al consumidor de aproximadamente 1 por ciento. En estas condiciones las posibilidades de modificar el tipo de cambio real son inexistentes, la autoridad monetaria no tiene posibilidad de modificar el tipo de cambio real, sólo puede controlar el tipo de cambio nominal. ¡El tipo de cambio es endógeno y no puede ser manipulado por el Instituto Central!

Formalmente esta relación quedaría representada de la siguiente forma: $P = SP^*$. Donde S es el tipo de cambio nominal (pesos por dólar), P es el índice de precios nacional (en nuestro caso sería el índice de precios al consumidor) y P^* sería el índice de precios mundial (que podría ser representado por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos). De esta forma si se cumpliera la teoría de la paridad del poder adquisitivo tendríamos que el coeficiente de *traspaso* sería uno y la autoridad monetaria no podría modificar el tipo de cambio real. Esto queda claro al utilizar la definición del tipo de cambio real: $Q \equiv \frac{SP^*}{P}$. A pesar de que en el mundo real no se cumplen los supuestos que sustentan la paridad del poder adquisitivo, PPA, y que en el mundo real tenemos: a) existencia de bienes no comercializables; b) presencia de diferencias en las canastas de bienes que componen el índice de precios en las distintas economías; c) muchos mercados que no operan competitivamente; d) los bienes no son verdaderamente homogéneos; e) existencia de impuestos y costos de transporte y f) los aumentos de salarios no varían libremente sino que están administrados. Existe evidencia para México de que en el corto plazo la PPA no se cumple, pero que en el largo plazo si lo hace (véase sección 6).

Efectivamente, existe una vasta cantidad de estudios empíricos sobre la validez de la ley de un solo precio, llegándose a la conclusión de que únicamente se cumple en el muy largo plazo o durante periodos de hiperinflación, pero no a corto ni a mediano plazo, ni en situaciones de baja inflación (véase Froot y Rogoff, 1995 y Rogoff, 1996).

El hecho de que en el corto plazo no se cumpla la ley de un solo precio ha generado dos enfoques para explicar esta falta de efectos de variaciones del tipo de cambio en los precios. El primero realiza estudios a nivel microeconómico, se centra en la teoría de la organización industrial y destaca las imperfecciones de mercado para explicar la falta de conexión entre variaciones del tipo de cambio y los precios. El segundo trabaja a nivel macroeconómico y se centra en los efectos que se producen a través del valor de los bienes y servicios importados y de

los precios relativos entre comerciables y no comerciables. Este enfoque sostiene que la devaluación induce una alteración en los precios relativos, hace que los bienes comerciables suban de precio, lo que provoca una desviación de la demanda hacia el sector no comerciable, lo que estimula también un aumento en los precios de dichos bienes, y, en consecuencia, en el nivel general de precios (véase Murillo, Morera y Ramos, 2001: 2).

2.1.2 Determinantes del traspaso

A pesar de que la devaluación afecta directamente el precio de las mercancías importadas, tal efecto no necesariamente se transfiere del todo al nivel general de precios. ¿Cuándo dicho traspaso se manifiesta y en qué proporción lo hace? Esto depende de varios factores, a continuación mencionamos algunos:

1. Política anti-inflacionaria seguida por el Banco Central. Si la autoridad monetaria muestra una determinación creíble de combatir la inflación esto afecta las expectativas de los agentes y por tanto el impacto de una devaluación sobre la inflación. En el corto plazo puede registrarse un aumento de la inflación como resultado de una devaluación, pero en el mediano plazo la inflación se reprime por la intervención del Banco Central; en cuyo caso la determinación y credibilidad de la autoridad monetaria ayudan a modificar las expectativas de los agentes y reducen el grado de traspaso.

2. Nivel de inflación. A medida que disminuye el nivel de inflación el traspaso tiende a caer. Taylor (2000) señala que en una economía con baja inflación los agentes económicos se muestran reacios a subir sus precios ante un ajuste cambiario, si es que estos consideran que el ajuste cambiario es transitorio. En una economía con baja inflación el cambio en el precio de un bien es percibido como un cambio en los precios relativos, y las empresas tienden a evitarlo para no sufrir una reducción en su participación de mercado (véase García y Restrepo, 2001).

3. Nivel del tipo de cambio real. La sobrevaluación o subvaluación del tipo de cambio real es otro factor relevante en la determinación del tamaño del coeficiente de traspaso. Un alto nivel de desempleo podría ser consecuencia de un desajuste en la paridad cambiaria real. Cuando el tipo de cambio real está muy apreciado se produce una sobreoferta en el sector de los no comerciables. En este caso, un aumento en la tasa de cambio nominal hace más rentable el sector que produce bienes comerciables, al mismo tiempo que reduce la rentabilidad del sector no

comerciable y, por lo tanto, comprime las presiones inflacionarias. En tales condiciones el efecto de una apreciación nominal se distribuye entre un ajuste del tipo de cambio real y una elevación en el nivel de precios (véase Goldfajn y Valdés, 1997).

4. Volatilidad del tipo de cambio. La volatilidad de la tasa de cambio exige a los importadores ser más cautelosos al distinguir entre variaciones en el tipo de cambio, que son transitorias o permanentes, antes de cambiar sus precios. Ball, Mankiw y Romer (1988) señalan que los empresarios enfrentan costos de “menú”² y que, por lo tanto, sólo modifican sus precios si el beneficio de hacerlo supera dichos costos.

5. Magnitud de la variación del tipo de cambio. La magnitud del movimiento del tipo de cambio nominal afecta el nivel de respuesta del *traspaso*. Con grandes cambios en la paridad nominal y, por lo tanto, en los costos, hay mucho mayores incentivos para los empresarios para modificar sus precios. Por lo tanto, una fuerte devaluación constituye una fuerte señal de que el Banco Central ha perdido el control de la inflación, con la cual los agentes reaccionaran realizando los ajustes de precios necesarios y, en consecuencia, aumenta el *traspaso*.

6. Nivel de actividad económica. El nivel de la demanda efectiva determina si las empresas pueden transferir plenamente los incrementos en costos a los precios. Cuando la economía está en recesión los agentes no tienen la capacidad de transmitir el efecto sobre los costos a los precios que resultan de un aumento en el tipo de cambio. En momentos de expansión económica, cuando hay demanda suficiente, se puede traspasar el aumento de costos a los precios sin mucha dificultad.

7. Concentración de mercado. El grado de concentración de mercado es otro factor importante para determinar el *traspaso*, dado que esta concentración crea rigideces en los precios. Existe evidencia de que mientras más competitivo es el mercado, mayor es el *traspaso*. Lo contrario se produce cuando las empresas operan en mercados imperfectos. Bajo condiciones no competitivas es posible que las empresas absorban las fluctuaciones en la tasa de cambio con sus márgenes de ganancia, con el fin de no perder participación de mercado (véase Dornbusch, 1987 y García y Restrepo 2001).

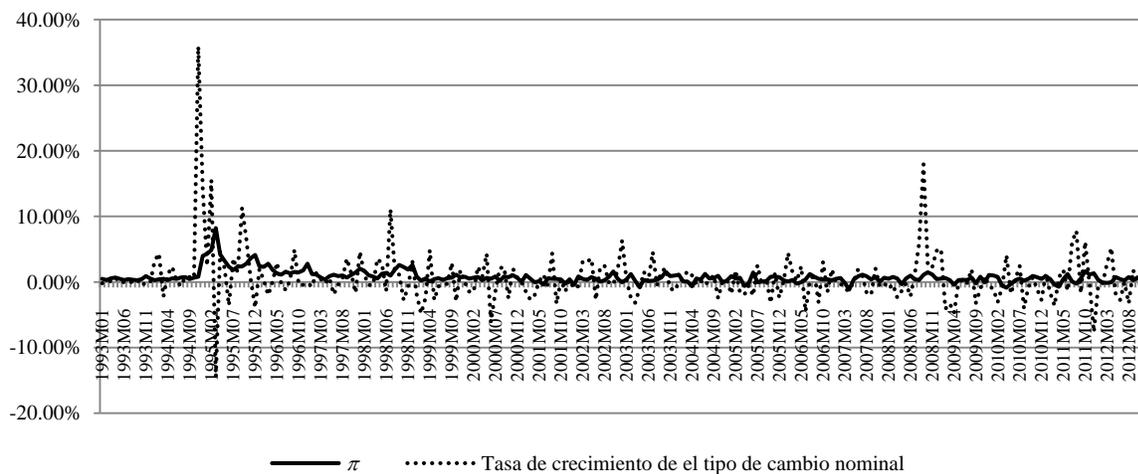
² Este concepto se define como aquellos costos asociados con el proceso de variar los precios.

8. Política de control salarial. Si se tiene una política de control salarial como instrumento complementario del control de la inflación, como es el caso de México, el efecto traspaso disminuye.

2.2. La relación entre tipo de cambio y el nivel general de precios en México

Con el fin de dar un panorama de la situación nacional es útil analizar la relación entre el tipo de cambio y el nivel de precios. En la gráfica 1 se muestra la evolución de la tasa de inflación (π) y la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal. En la primera parte de la gráfica (de febrero de 1993 a marzo del 2000) se observa una alta volatilidad del tipo de cambio, que se ve acompañada de una alta volatilidad de la tasa de inflación. En la segunda parte se observa una menor volatilidad del tipo de cambio, aunque se acentúa durante 2008, 2011 y 2012, pero la volatilidad de la tasa de inflación es muy pequeña. Este hecho muestra que el traspaso durante el primer periodo fue mayor que durante el segundo.

Gráfica 1
Tasa de inflación y tasa de apreciación nominal del tipo de cambio



Fuente: Cálculos propios con datos del Banco de México, <http://www.banxico.org.mx/estadisticas/index.html>

Durante el período comprendido entre enero de 1993 y marzo de 2000 la devaluación máxima mensual fue de 33.83%, en tanto que la inflación máxima mensual llegó a 7.67%; la inflación promedio mensual fue de 1.41% y la tasa de devaluación promedio mensual de 1.46%, aunque esta última con una volatilidad varias veces mayor a la de la tasa de inflación. En

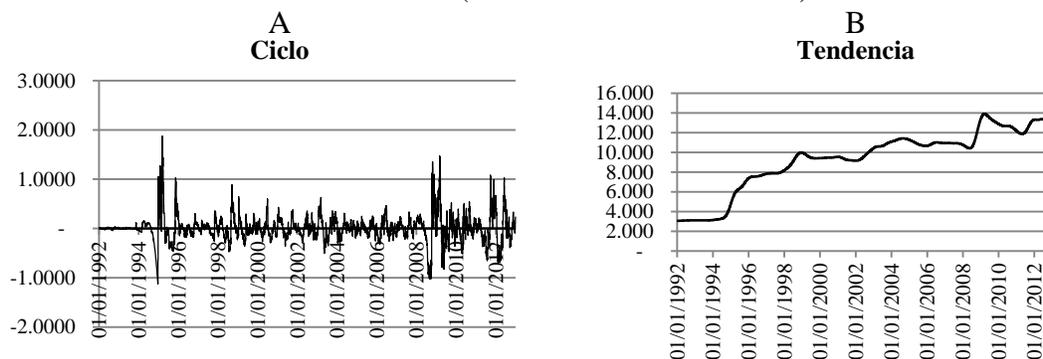
contraste, durante el lapso que va de abril de 2000 a diciembre de 2012 la devaluación máxima fue de 17.12% (casi la mitad que la del período 1993-2000) y la inflación máxima de 1.13%; por su parte la inflación promedio mensual fue de 0.37% y la tasa de devaluación de 0.21%, esta última con una volatilidad mucho menor que la registrada durante el primer período (véase cuadro 1).

De acuerdo con estas cifras y los numerales 2, 4 y 5 de los “determinantes del traspaso” enunciados en la sección anterior, México debería registrar una reducción en el coeficiente de traspaso entre el primero y segundo periodo. Como veremos más adelante eso fue lo que sucedió.

Otro hecho notable es la estabilidad de la tendencia del tipo de cambio nominal aun en presencia de gran volatilidad. En el panel A de la gráfica 2 se observa que a partir de la crisis de diciembre de 1994, cuando se adopta la política de cambio flotante, se da una gran volatilidad del tipo de cambio con respecto a su tendencia, especialmente en los años posteriores a la crisis de 1994 y durante el período 2008-2012. Sin embargo, si observamos la tendencia queda clara la intención del Banco de México por mantener el tipo de cambio estable, así, por ejemplo, de 1998 a mediados de 2008, después del choque ocurrido durante la segunda mitad de 2008, la tendencia del tipo de cambio ha sido al descenso. Lo que muestra una política deliberada de sostener el tipo de cambio estable con el fin de mantener bajo control el nivel de precios. Este hecho, de acuerdo con el numeral 1 de los “determinantes del traspaso”, también ayuda a explicar porque se debe esperar un traspaso menor durante el segundo período que en el primero.

Gráfica 2

*Tendencia y ciclo del tipo de cambio**
(Datos mensuales 1992-2012)

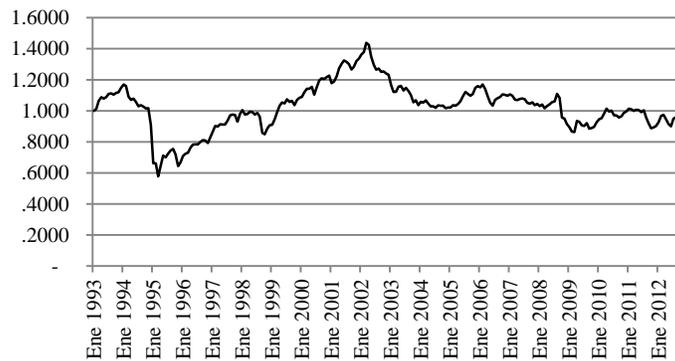


Nota: *Filtro Hodrick-Prescott (lambda= 13322500)

Fuente: Banco de México, <http://www.banxico.org.mx/estadisticas/index.html>

Un hecho notable es que, a pesar de que el Banco de México utiliza el tipo de cambio nominal para estabilizar los precios, el tipo de cambio real se ha mantenido en promedio constante. En la gráfica 3 podemos distinguir dos etapas, la primera comienza en marzo de 1995, una etapa de continua y creciente sobrevaluación del peso que llega a un máximo en abril de 2002. La segunda es una etapa de recuperación en el tipo de cambio real, el índice en diciembre de 2012 es sólo 0.67 veces mayor que el valor registrado en abril de 2002 y 1.68 que el observado en marzo de 1995.³ Sin embargo, de enero de 1993 a diciembre de 2012 el promedio del índice fue 1.02 con una desviación estándar de 0.15, lo cual nos indica que el tipo de cambio real oscila alrededor de su valor central. Esto significa que el Banco Central no es el que determina el tipo de cambio real. La explicación del nivel del tipo de cambio real debe buscarse, no en el manejo del cambio nominal, sino en factores estructurales de la economía mexicana tales como: nivel de ahorro, exportaciones de petróleo, remesas, entradas de capital, etc.

Gráfico 3
EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL*
(Datos mensuales 1992-2012)



Nota: *Índice del tipo de cambio real con precios al consumidor y con respecto a 111 países.

Fuente: cálculos propios con datos del Banco de México. <http://www.banxico.org.mx/SieInternet/>

3. Revisión de trabajos anteriores

El número de trabajos que se han elaborado sobre el tema de “traspaso” es voluminoso.⁴ Dentro de los primeros de ellos destaca el de Choudhri y Hakura (2006). Los autores prueban la hipótesis sugerida por J. Taylor (2000), la cual sostiene que un entorno inflacionario bajo conduce a un

³ De hecho el valor del índice del tipo de cambio real en diciembre de 2012 era similar al registrado en septiembre de 1994, tres meses antes de la crisis cambiaria.

⁴ Para una revisión de los trabajos acerca del impacto del traspaso de la tasa de cambio sobre los precios de importación véase Goldberg y Knetter (1997). Ejemplos de estudios realizados sobre traspaso a los precios al productor y consumidor se encuentran en Woo (1984), Feinberg (1986, 1989), McCarthy (2000).

traspaso también bajo. Para probar tal hipótesis el documento deriva una relación de traspaso basada en modelos macroeconómicos de economía abierta. Utilizan una base de información que incluye datos de 71 países para el periodo 1979 - 2000. Los autores encuentran una fuerte evidencia de una asociación positiva y significativa entre el traspaso y la tasa de inflación. La tasa de inflación, además, domina a otras variables macroeconómicas al explicar diferencias en el traspaso entre países. Por su parte, Devereux y Yetman (2010) desarrollan un modelo teórico que utilizan para evaluar los diferentes determinantes del traspaso. Los autores sostienen que aunque las evidencias recientes señalan bajos niveles de traspaso hay poco consenso sobre cuál es la explicación. Finalmente, Takhtamanova (2010) proporciona más evidencia en apoyo de una disminución en el nivel de traspaso y propone una explicación de este fenómeno. El trabajo presenta evidencia empírica de una ruptura estructural durante la década de 1990, en la relación entre el tipo de cambio real y la inflación medida por el índice de precios al consumidor, para un conjunto de catorce países de la OCDE. Takhtamanova (2010) sugiere que parte de la reciente reducción en el coeficiente de traspaso puede atribuirse a la reducción en la fracción de empresas con precios flexibles en la economía. *“Esto es, las empresas revisaron sus precios menos frecuentemente durante los noventa en comparación con la década anterior debido al ambiente inflacionario inusualmente reducido”*. (Takhtamanova, 2010: 1129).

En México estos análisis han sido realizados principalmente por funcionarios del Banco de México, otros bancos centrales y organismos financieros internacionales; dentro de los trabajos iniciales se encuentran los de Conesa (1998), González (1998), Garcés (1999), Goldfajn y Ribeiro da Costa (2000), Hausmann, Panizza y Stein (2000), Santaella (2002), Schwartz, Tijerina y Torre (2002) y Baqueiro, Díaz de León y Torres (2003). La gran mayoría llega hasta 2001 y se concentran solamente en los efectos del tipo de cambio sobre el índice de precios al consumidor. Otros trabajos, basados en Choudhri y Hakura (2006), Hahn (2003), McCarthy (2000) y Stulz (2007) son los de Capistrán, Ibarra y Ramos (2012) y Cortés (2013). El primero de ellos calcula el efecto del traspaso con un modelo de vectores autorregresivos (VAR)⁵, encuentran

⁵ En su VAR incluyen al índice global de la actividad económica, la tasa de interés y el tipo de cambio peso dólar, así como diferentes precios (de las importaciones, al consumidor etc.). Lo interesante es la inclusión de la tasa de interés como indicador de una política monetaria restrictiva o laxa, lo cual influye sobre el nivel de precios, sin embargo, esa misma política influye sobre el nivel de actividad económica, misma que también favorece o restringe la magnitud del traspaso, así como el nivel del tipo de cambio a través de la cuenta de capital. Por lo tanto, la inclusión de la

que el traspaso a precios al consumidor parece disminuir sustancialmente a partir del año 2001, lo cual atribuyen a la “adopción del esquema de objetivos de inflación” por parte del Banco de México. Los autores agregan que el traspaso es prácticamente completo sobre los precios de importaciones (en pesos), pero que va disminuyendo a través de la cadena productiva (es menor para precios al productor y menor todavía para precios al consumidor). Asimismo añaden que el efecto es mayor sobre los bienes comerciables que sobre los no comerciables. El trabajo del segundo autor constituye una extensión y actualización del trabajo de Capistrán, Ibarra y Ramos (2012), utiliza una metodología similar,⁶ y encuentra que el coeficiente de traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre el nivel general de los precios al consumidor en México fue bajo y estadísticamente no significativo durante el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012.

4. Cálculo del impacto del tipo de cambio sobre el nivel general de precios

4.1. Planteamiento metodológico

Nuestro análisis difiere de los anteriores en dos aspectos, primero, porque parte de enero de 1993 y encuentra un punto de ruptura ***no*** en 2001 (año de la “adopción del esquema de objetivos de inflación”) sino en el 2000 y segundo, porque utiliza una metodología diferente, que de una manera transparente e intuitiva controla por variaciones en la actividad económica y por choques de precios en las materias primas y en los precios de la energía; de esta forma se aísla claramente el efecto de los cambios en el tipo de cambio nominal y de los precios internacionales sobre el nivel de precios nacional. El modelo seleccionado es el de una curva de Philips para una economía abierta, el cuál recoge adecuadamente la relación entre tasa de inflación nacional, nivel de holgura de la economía, variaciones en el tipo de cambio nominal, inflación en Estados Unidos y variación en los precios internacionales de alimentos y energía. Con base en Takhtamanova (2010) utilizamos la siguiente formulación de la curva de Phillips:

política monetaria no añade información adicional que no esté ya incluida en el nivel de actividad e introduce endogeneidad entre las variables.

⁶ Igual que Capistrán, Ibarra y Ramos (2012), Cortés (2013) utiliza en su modelo VAR el Índice Global de la Actividad Económica, la tasa de interés, el tipo de cambio pesos por dólar y el Índice Nacional de Precios al Consumidor, pero agrega sin dar alguna justificación, el Índice de Producción Industrial de Estados Unidos, la tasa de interés de Estados Unidos, el Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos y un índice de precios internacionales de las materias primas.

$$\pi_t = c_0 + \sum_{i=1}^4 c_i^\pi \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i^y \tilde{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i^s s_{t-1}^0 \sum_{i=1}^4 c_i^{\pi^*} \pi_{t-i}^* + \sum_{i=1}^4 c_i^{Z^F} \Delta Z_{t-i}^F + \sum_{i=1}^4 c_i^{Z^E} \Delta Z_{t-i}^E + \varepsilon_t \quad (1)$$

En la ecuación (1), π denota la tasa de inflación, \tilde{y} representa la tasa de utilización de la capacidad productiva en la economía, s^0 representa la tasa de crecimiento del tipo cambio nominal, π_t^* es la tasa de inflación en Estados Unidos y Z^F y Z^E representan variables de choques: logaritmos de los precios de los alimentos y energía, respectivamente. c_0 , c_i^π , c_i^y , c_i^s , $c_i^{\pi^*}$, $c_i^{Z^F}$ y $c_i^{Z^E}$ son constantes.

Este modelo es consistente con la bibliografía que existe sobre la curva de Phillips para una economía abierta, como en Ball (1999), Svensson (1998), Gordon (1982), Gordon (1997), Staiger, Stock y Watson (1997) y Takhtamanova (2010).⁷ La ecuación (1) permite también incluir la inercia de la inflación. En este sentido Mankiw y Reis (2002) señalan que la curva de Phillips debe permitir la inercia de la inflación, si es que se espera que ésta pueda explicar el comportamiento de los datos.

El impacto inicial del crecimiento de la tasa de cambio nominal sobre inflación se mide por c_1^s (el subíndice “1” se refiere al coeficiente de traspaso de corto plazo del tipo de cambio nominal, el efecto directo del cambio porcentual del tipo de cambio nominal en el periodo anterior). El impacto total de la variación de la tasa de cambio nominal y el impacto total de la inflación en EUA sobre la inflación en México se pueden derivar de (1) como (Judge, *et al.* 1988):

$$\varphi^{LR^s} = \frac{\sum_{i=1}^4 c_i^s}{1 - \sum_{i=1}^4 c_i^\pi} \quad (2)$$

$$\varphi^{LR^{\pi^*}} = \frac{\sum_{i=1}^4 c_i^{\pi^*}}{1 - \sum_{i=1}^4 c_i^\pi} \quad (3)$$

Para estimar la evolución del impacto de corto y largo plazo de la devaluación en el tipo de cambio sobre la inflación utilizamos datos trimestrales de la economía mexicana para el periodo 1993M01–2012M12. Las series empleadas son tasas de inflación (tasa de crecimiento del

⁷ Como se muestra en el apéndice I la ecuación (1) puede derivarse de un VAR sujeto a ciertas restricciones.

índice de precios al consumidor); la brecha entre el PIB observado y PIB potencial se obtiene al calcular la variación porcentual entre uno y otro (el PIB potencial se aproxima con la tendencia del PIB calculada a través del método del filtro Hodrick-Prescott); la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal (tasa de crecimiento del tipo de cambio), la tasa de inflación en Estados Unidos (tasa de crecimiento del índice de precios al consumidor) y las tasas de crecimiento de los precios de los alimentos y la energía son las reportadas por el *Federal Reserve Bank of St Louis*. En el apéndice II se proporciona información sobre la construcción de las series y las fuentes utilizadas.

Para dar un orden de magnitud de las series, en el cuadro 1 se muestra la tasa de inflación de México (π), el cambio porcentual en la variable de holgura (\tilde{y}), la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal (s^0), la tasa de inflación en Estados Unidos (π^*), la tasa de crecimiento de los precios de los alimentos (ΔZ^F) y la energía (ΔZ^E). Por razones que se exponen [más adelante](#), la muestra 1993M01-2012M12 se dividió en dos periodos: 1993M02-2000M03 y 2000M04-2012M12.

Cuadro 1
Principales determinantes de la inflación

	1993M2-2000M03			2000M04-2012M12		
	<i>Max</i>	<i>Promedio</i>	<i>Des .estándar</i>	<i>Max</i>	<i>Promedio</i>	<i>Des. estándar</i>
π	7.67%	1.46%	1.22%	1.13%	0.37%	0.34%
\tilde{y}	7.07%	0.08%	3.37%	8.20%	-0.02%	3.38%
s^0	33.83%	1.27%	4.92%	17.12%	0.21%	2.52%
π^*	0.44%	0.21%	0.09%	0.35%	0.16%	0.08%
ΔZ^F	4.95%	0.20%	1.37%	12.63%	0.44%	3.55%
ΔZ^E	0.82%	0.21%	0.21%	0.98%	0.23%	0.22%

Fuentes: INEGI, Banco de México, *U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics* y cálculos propios.

4.2. Estacionariedad de las variables

Para iniciar el estudio, como es costumbre, se realizan las pruebas de las series que hemos utilizado. Los resultados de las pruebas de raíces unitarias con el método Philips-Perron para las seis series mensuales durante el periodo 1993M02-2012M12 están en el cuadro 2. Las pruebas indican que las variables tienen el mismo nivel de integración, todas son I(0).

Cuadro 2

Prueba Philips-Perron en niveles

Variables	Intercepto	Con intercepto y tendencia	Sin tendencia ni intercepto
π	-4.14	-4.93	-2.93
\tilde{y}	-105.46	-112.07	-90.74
s^0	-11.47	-11.45	-11.34
π^*	-14.79	-15.24	-3.93
ΔZ^E	-10.068	-10.050	-10.023
ΔZ^F	-13.494	-13.476	-8.732

Notas: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia 1%, 5% y 10% son, respectivamente: -3.458, -2.873, -2.573; -3.997, -3.429, -3.138; -2.575, -1.942, -1.616

4.3. Detección del cambio estructural

En este apartado iniciamos con la estimación de la ecuación 1 para el periodo 1993M02-2012M12 en su conjunto.

Cuadro 3

Resultados (1993M02-2012M12)

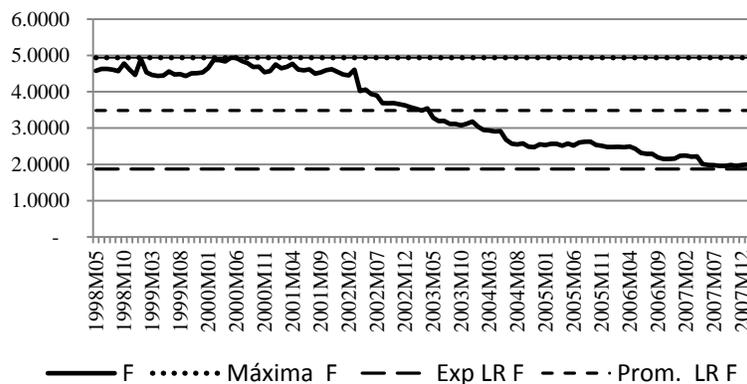
Variable	Coefficiente	Error estd.	Estadístico-t	Prob.
C	-0.0001	0.0010	-0.0887	0.9294
π (-1)	0.7147	0.0737	9.6988	-
π (-2)	-0.0971	0.0904	-1.0739	0.2841
π (-3)	0.1550	0.0923	1.6802	0.0944
π (-4)	-0.0014	0.0666	-0.0214	0.9829
\tilde{y} (-1)	0.0302	0.0095	3.1828	0.0017
\tilde{y} (-2)	0.0015	0.0104	0.1446	0.8851
\tilde{y} (-3)	0.0441	0.0100	4.3954	-
\tilde{y} (-4)	0.0207	0.0097	2.1263	0.0346
s^0 (-1)	0.0507	0.0090	5.6188	-
s^0 (-2)	0.0302	0.0099	3.0436	0.0026
s^0 (-3)	0.0502	0.0099	5.0898	-
s^0 (-4)	-0.0155	0.0099	-1.5706	0.1178
π^* (-1)	0.2172	0.3287	0.6609	0.5094
π^* (-2)	0.5913	0.3279	1.8033	0.0728
π^* (-3)	-0.1968	0.3317	-0.5934	0.5536
π^* (-4)	-0.0923	0.3273	-0.2821	0.7781
ΔZ^E (-1)	0.0139	0.0107	1.2941	0.1970
ΔZ^E (-2)	0.0150	0.0119	1.2601	0.2090
ΔZ^E (-3)	-0.0026	0.0122	-0.2135	0.8312
ΔZ^E (-4)	0.0055	0.0107	0.5146	0.6074
ΔZ^E (-1)	-0.0098	0.1369	-0.0713	0.9432
ΔZ^E (-2)	0.0437	0.1378	0.3174	0.7512
ΔZ^E (-3)	0.0713	0.1365	0.5222	0.6021
ΔZ^E (-4)	-0.0835	0.1335	-0.6256	0.5323

Notas: $n=235$, después de ajustes. $R^2 = 0.84$, $\bar{R}^2 = 0.82$; DW⁸: 2.06. Criterio de información de Akaike: -8.10.

⁸Inder (1984) muestra que el poder del estadístico Durbin Watson para probar la ausencia de autocorrelación serial de primer orden es generalmente mayor que el estadístico Durbin h en muestras finitas. Véase también King y Wu (1991) y Rayner (1994) sobre el poder del estadístico Durbin Watson en presencia de variables endógenas rezagadas. Adicionalmente, el estadístico Durbin Watson nos sirve como indicador de la estacionariedad de los residuos; esto es, de cointegración entre las variables. Véase Sargan and Bhargava (1983).

A continuación aplicamos el método desarrollado por Kim (2000) para probar la hipótesis de persistencia en la especificación de la función de demanda. Al estimar la ecuación 1 para el periodo 1993M02-2012M12 encontramos que la serie de los residuos de esta regresión, (e_t), es estacionaria.⁹ Para que la hipótesis de persistencia no se viole, e_t debe de mantener el mismo proceso estacionario durante todo el periodo. El siguiente paso es verificar si esto ocurre, y si no es así, determinar la fecha de quiebre. Los resultados de las pruebas se muestran en la gráfica 4 y en el cuadro complementario. De estos resultados se desprende que existe un claro punto de quiebre en 2000:M03 (un año antes de la “adopción del esquema de objetivos de inflación” por el Banco de México).

Gráfica 4
Cambio estructural
(1993M02-2012M12)



Prueba de quiebre de punto desconocido: Quandt-Andrews
Hipótesis nula: no hay puntos de quiebre con los datos recortados
Regresores variables: en todas las ecuaciones.
Muestra de las ecuaciones: 1993M02 2012M12
Muestra de la muestra 1996M06 2010M01
Número de rompimientos comparados: 164

Estadísticos	Valor	Prob.
Estadístico máximo LR F- (2000M03)	4.94	0.000
Estadístico exp. LR F	1.87	0.000
Estadístico prom. LR F	3.48	0.000

Nota: probabilidades calculadas con el método Hansen (1997)

4.4. Estimación

⁹ La prueba PP muestra, en sus tres versiones y niveles de significancia, permite rechazar la existencia de raíz unitaria, esto es, los errores son estacionarios.

Con base en el análisis de la sección anterior se corrió el modelo para dos periodos: 1993M02-2000M03 y 2000M04-2012M12. Los resultados de la estimación de la ecuación (1) para el periodo 1993M02-2000M03 se concentran en el cuadro 4.¹⁰

Cuadro 4
Resultados (1993M02-2000M03)

Variable	Coefficiente	Error estd.	Estadístico-t	Prob.
C	0.0083	0.0017	5.0047	-
$\pi(-1)$	0.4544	0.0710	6.3967	-
$\pi(-2)$	- 0.1036	0.0741	- 1.3987	0.1685
$\pi(-3)$	0.1795	0.0811	2.2132	0.0318
$\pi(-4)$	0.0818	0.0584	1.4006	0.1679
$\tilde{y}(-1)$	0.0194	0.0102	1.8974	0.0639
$\tilde{y}(-2)$	0.0179	0.0107	1.6779	0.1000
$\tilde{y}(-3)$	0.0656	0.0116	5.6565	-
$\tilde{y}(-4)$	0.0315	0.0096	3.2656	0.0020
$s^0(-1)$	0.0904	0.0125	7.2445	-
$s^0(-2)$	0.0707	0.0084	8.4144	-
$s^0(-3)$	0.1046	0.0091	11.5358	-
$s^0(-4)$	0.0071	0.0101	0.7064	0.4834
$\pi^*(-1)$	- 0.3608	0.3691	- 0.9777	0.3333
$\pi^*(-2)$	- 1.2107	0.4027	- 3.0062	0.0042
$\pi^*(-3)$	- 1.5952	0.3672	- 4.3441	0.0001
$\pi^*(-4)$	- 0.7466	0.3508	- 2.1283	0.0386
$\Delta Z^F(-1)$	0.0089	0.0220	0.4065	0.6862
$\Delta Z^F(-2)$	- 0.0061	0.0244	- 0.2484	0.8049
$\Delta Z^F(-3)$	0.0375	0.0247	1.5175	0.1358
$\Delta Z^F(-4)$	0.0068	0.0224	0.3028	0.7634
$\Delta Z^E(-1)$	- 0.0054	0.1472	- 0.0364	0.9711
$\Delta Z^E(-2)$	0.3917	0.1430	2.7400	0.0087
$\Delta Z^E(-3)$	0.3540	0.1430	2.4752	0.0170
$\Delta Z^E(-4)$	0.1174	0.1385	0.8474	0.4011

Notas: $n=82$, después de ajustes. $R^2 = 0.984$, $\bar{R}^2 = 0.973$; DW: 2.059. Criterio de información de Akaike - 9. 260. En la prueba de normalidad de los residuos el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.521$, con probabilidad de 0.771 y valor de curtosis de 3.034. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, arroja los resultados: $F = 0.3192 < F_{(4,43)} = 2.525$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula **que no hay autocorrelación**, al nivel de significancia de 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado: $F = 4.708 < F_{(1,46)} = 5.2856$ a nivel de 2.5% de significancia, con lo que tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión. La prueba de Heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey arroja los resultados: $F = 1.0490 < F_{(34,47)} = 1.5943$, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad a nivel de significancia de 5%.

¹⁰ Para obtener normalidad en los residuos se agregaron nueve variables dicotómicas: $D1: 1994M06=1$, $D2: 1995M01=1$, $D3: 1995M02=1$, $D4: 1995M10=1$, $D5: 1996M02=1$, $D6: 1996M04=1$, $D7: 1996M12=1$, $D8: 1998M01=1$, $D9: 1998M10=1$ y $D10: 1999M01=1$.

Los resultados de la estimación para el periodo 2000M04-2012M12 aparecen en el cuadro 5:

Cuadro 5
Resultados (2000M04-2012M12)

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estd.</i>	<i>Estadístico-t</i>	<i>Prob.</i>
<i>C</i>	0.0015	0.0008	1.8360	0.0687
π (-1)	0.5351	0.0851	6.2904	-
π (-2)	-0.0411	0.0998	-0.4112	0.6816
π (-3)	-0.0391	0.0875	-0.4469	0.6557
π (-4)	-0.0596	0.0776	-0.7682	0.4438
\tilde{y} (-1)	0.0140	0.0078	1.7980	0.0745
\tilde{y} (-2)	-0.0200	0.0086	-2.3369	0.0210
\tilde{y} (-3)	0.0364	0.0087	4.1904	0.0001
\tilde{y} (-4)	0.0297	0.0089	3.3279	0.0011
s^0 (-1)	0.0158	0.0096	1.6427	0.1029
s^0 (-2)	0.0165	0.0104	1.5907	0.1141
s^0 (-3)	-0.0079	0.0101	-0.7810	0.4363
s^0 (-4)	0.0152	0.0101	1.5095	0.1336
π^* (-1)	0.0960	0.2892	0.3319	0.7405
π^* (-2)	0.5250	0.2944	1.7832	0.0769
π^* (-3)	-0.3660	0.2808	-1.3035	0.1947
π^* (-4)	0.2620	0.2787	0.9401	0.3489
ΔZ^F (-1)	-0.0059	0.0077	-0.7689	0.4434
ΔZ^F (-2)	0.0090	0.0084	1.0774	0.2833
ΔZ^F (-3)	0.0002	0.0086	0.0211	0.9832
ΔZ^F (-4)	0.0063	0.0077	0.8193	0.4141
ΔZ^F (-1)	-0.2179	0.1175	-1.8541	0.0660
ΔZ^F (-2)	0.1721	0.1169	1.4726	0.1433
ΔZ^F (-3)	0.1363	0.1172	1.1634	0.2468
ΔZ^F (-4)	-0.1750	0.1141	-1.5340	0.1275

Notas. $n=153$ después de ajustes. $R^2 = 0.512$ $\bar{R}^2 = 0.420$; DW: 2.088. Criterio de información de Akaike: -8.934. En la prueba de normalidad de los residuos el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.453$, con probabilidad de 0.797 y valor de curtosis de 3.242. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, arroja los resultados: $F = 3.1661 < F_{(4,124)} = 3.480$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de que no hay autocorrelación, al nivel de significancia de 1%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado: $F = 0.0720 < F_{(1,127)} = 2.7478$ a nivel de 10% de significancia, con lo que tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión. La prueba de Heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey arroja los resultados: $F = 0.7012 < F_{(24,128)} = 1.6084$ por lo que no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad a nivel de significancia de 5%.

Los resultados de las dos regresiones pueden ser combinados para realizar comparaciones entre ellos para los dos periodos, y calcular los valores de los coeficientes de traspaso de corto y largo plazo para cada periodo. El efecto inmediato (corto plazo) de un cambio porcentual del tipo de cambio nominal sobre la inflación resultó significativo en los dos períodos, sin embargo disminuyó en forma estadísticamente significativa del primero al segundo periodo (véase cuadro 6).

Cuadro 6

*Estimaciones de los coeficientes de traspaso de corto plazo
(Errores estándar en paréntesis)*

	PER. I 1993M02- 2000M03	PER. II 2000M04- 2012M12	Diferencia
c_1^π	0.4544*	0.5351*	0.0807
(error estándar)	0.0710	0.0851	0.1108
c_1^y	0.0194 *	0.0140 *	-0.0054
(error estándar)	0.0102	0.0078	0.0128
c_1^s	0.0904 *	0.0158 *	-0.0746*
(error estándar)	0.0125	0.0096	0.0158
$c_1^{\pi^*}$	-0.3608	0.0960	0.4568
(error estándar)	0.3691	0.2892	0.4689

Nota: *significativa a 5%, usando la prueba “t”.

Fuentes: cuadros 4 y 5.

El cuadro 7 muestra el impacto acumulado de las principales variables. Al observar los resultados se puede llegar a la conclusión general de que México durante el periodo 2000M04-2012M12 experimentó una disminución en la persistencia de la inflación (medida por la suma de los coeficientes de inflación rezagada). La persistencia de la inflación fue estadísticamente significativa en ambos períodos, así como su diferencia. El efecto sobre la inflación de la brecha del PIB disminuyó durante el segundo período, el efecto fue significativo en los dos períodos así como su diferencia. También se observa una caída en la respuesta de la inflación a los choques del tipo de cambio nominal (medida por la suma de los coeficientes rezagados); los efectos acumulados, así como su diferencia, resultaron estadísticamente significativos. Finalmente, el efecto acumulado de la inflación externa sobre la inflación interna aumentó del primer periodo al segundo, ambos efectos fueron significativos, así como su diferencia.

Cuadro 7

Suma de coeficientes estimados
(errores estándar en paréntesis)

	$\sum_{i=1}^4 c_i^{\pi}$	$\sum_{i=1}^4 c_i^y$	$\sum_{i=1}^4 c_i^s$	$\sum_{i=1}^4 c_i^{\pi*}$
1993M02-2000M03	0.6121*	0.1344*	0.2728*	-3.9134*
(error estándar)	0.0411	0.0297	0.0234	0.8651
2000M04-2012M12	0.3953*	0.0601*	0.0396*	0.5170**
(error estándar)	0.1086	0.0243	0.0176	0.3836
Diferencia:	-0.2168*	-0.0743*	-0.2332*	4.4304*
(error estándar)	0.1161	0.0384	0.0293	0.9463

Nota: *significativa a 5% y **significativa a 1%, usando la prueba “t”.

Fuentes: Cuadros 4 y 5.

El cuadro 8 resume la evolución de los coeficientes de largo plazo, los cuales se obtuvieron de las ecuaciones (2) y (3). Como se muestra en el cuadro, el efectos de largo plazo del tipo de cambio nominal muestra una tendencia descendente, estadísticamente significativa en tanto lo opuesto sucede con el efecto de la inflación en EUA, la tendencia es ascendente y estadísticamente significativa.

Cuadro 8

Estimaciones de los coeficientes traspaso de largo plazo
(errores estándar en paréntesis)¹¹

	PER. I 1993M02-2000M03	PER. II 2000M04-2012M12	Diferencia
$\frac{\sum_{i=1}^4 c_i^s}{1 - \sum_{i=1}^4 c_i^{\pi}}$	0.7033*	0.0655*	-0.6378*
(error estándar)	0.0597	0.0303	0.0669
$\frac{\sum_{i=1}^4 c_i^{\pi*}}{1 - \sum_{i=1}^4 c_i^{\pi}}$	-10.0874*	0.8551**	10.9425*
(error estándar)	2.4164	0.6519	2.5028

Nota: *significativa a 5% y **significativa a 1%, usando la prueba “t”.

Fuentes: Cuadros 4 y 5.

Los resultados coinciden con la mayor parte de lo encontrado por otros autores que utilizan metodologías diferentes, lo que comprueba la robustez de los resultados. ¿Cómo se concilia el hecho de que se registra un descenso en el coeficiente de traspaso con la afirmación de que el

¹¹ Dado que el traspaso de largo plazo es una combinación lineal de los coeficientes estimados, los cálculos de los errores estándar son difíciles de obtener. Estos errores estándar se obtienen con el método *Delta*. *EViews* permite calcular el error estándar a través de este método al utilizar la opción de la prueba de restricciones en los coeficientes (*Wald Test*).

Banco de México sólo puede afectar el tipo de cambio nominal pero no el real? El descenso del coeficiente de traspaso se explica por los numerales 1), 2), 4) y 5) de los determinantes del traspaso.¹² Sin embargo, si el Banco de México quisiera hacer más competitivo el tipo de cambio real devaluando el tipo de cambio nominal, la institución perdería credibilidad en su determinación de combatir la inflación, los agentes económicos tomarían como permanente el cambio de política económica, el coeficiente de traspaso aumentaría y los precios se elevarían. El aumento del traspaso estaría en función de la magnitud de los movimientos que adoptara dicho banco.

Debido a que el propósito de este trabajo es explorar la posibilidad de que el Banco de México pueda utilizar la política cambiaria para hacer más competitiva la economía nacional, a continuación se analiza el efecto del tipo de cambio sobre índices de precios más específicos, que tienen que ver más con la competitividad de la economía mexicana. En particular nos enfocamos en tres índices de precios: de las importaciones, de los bienes de consumo final y de las exportaciones.

5. Calculo del impacto del tipo de cambio nominal sobre otros índices de precios nacionales

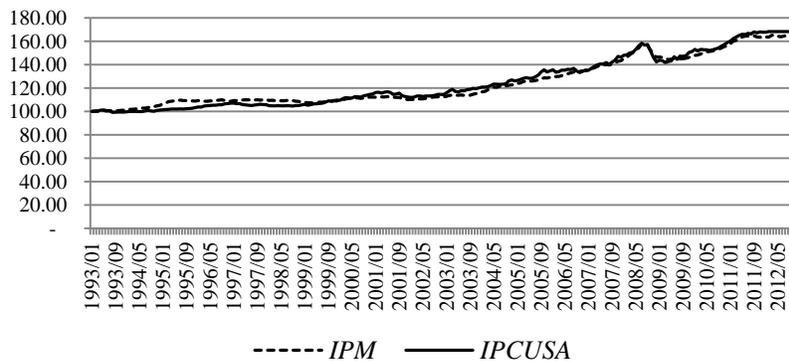
5.1. Efecto del tipo de cambio sobre el precio en pesos de las importaciones

Con el fin de analizar la influencia del tipo de cambio sobre el nivel de competitividad de la economía comenzamos con el análisis del traspaso del tipo de cambio sobre los bienes importados. Este análisis es simple y se puede realizar de manera descriptiva sin necesidad de recurrir a metodologías sofisticadas. En la gráfica 5 se muestra la evolución del índice de precios de las importaciones, expresado en dólares, publicado por el Banco de México y el índice de precios al productor, expresado en dólares, publicado por el *U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics*. Como se muestra, es sorprendente la relación entre estos dos índices durante el periodo ($R^2 = 0.977$), esto es así a pesar de que las importaciones mexicanas procedentes de Estados Unidos en 2011 sólo representaron 50.3% de las importaciones totales mexicanas. Para expresar el índice de precios de las importaciones en dólares, en pesos, sólo tenemos que multiplicar el índice el índice de precios de las importaciones en dólares publicado por el Banco

¹² 1) la política antiinflacionaria ha sido creíble, 2) el nivel de inflación ha disminuido, 4) la volatilidad del tipo de cambio ha disminuido, y 5) la magnitud de los movimientos del tipo de cambio han sido menores que en el pasado.

de México, por el tipo de cambio nominal publicado también por él, por lo que no es de sorprender que el traspaso del tipo de cambio sobre los precios de los bienes importados en pesos sea “completo”.¹³

Gráfica 5
*Índices de precios de las importaciones de México
e índice de precios al consumidor de Estados Unidos
(1993M01-2012M12)*



Notas: IPM: Índice general de precios de las importaciones en dólares; (índice base 1993M01 = 100).
 IPPUSA: *Producer Price Index: Finished Goods*; (índice base 1993M01 = 100).
 Fuentes: Banco de México y U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics.

5.2. *Calculo del efecto de cambios en el tipo de cambio sobre los índices de precios expresados en pesos de otros bienes comerciables*

5.2.1. Metodología de estimación

En el caso de los precios nacionales de los bienes comerciables expresados en pesos, no es necesario controlar por variaciones en el nivel de actividad económica ni por choques de precios externos. La relación de largo plazo para bienes comerciables puede representarse adecuadamente a través de la teoría de la paridad del poder adquisitivo, la cual establece que los precios nacionales de estos bienes son iguales a los precios internacionales multiplicados por el tipo de cambio nominal:

$$P^D = SP^W \tag{4}$$

¹³ No es de sorprender entonces que de Capistrán, Ibarra y Ramos (2012: 16) encuentren al utilizar un modelo VAR que: “el traspaso es prácticamente completo sobre los precios de importaciones (en pesos)”.

donde P^D representa el índice de precios nacional expresado en pesos, S el índice del tipo de cambio nominal (pesos por dólar y P^W el índice de precios de EUA expresado en dolares. Como México es un país tomador de precios y el Banco de México lleva a cabo una política de libre flotación podríamos decir que los precios nacionales de los bienes comerciables dependen del tipo de cambio y de los precios internacionales (S y P^W son variables exógenas). La formulación lineal de la ecuación (4) la podemos expresar como:

$$\ln(P^D) = \theta_1 \ln(S) + \theta_2 \ln(P^W) \quad (5)$$

donde \ln expresa logaritmo natural.

Por sencillez podemos estimar la ecuación (5) con una versión del modelo de corrección de errores (MEC) sugerido por Keele y de Boef (2004). La especificación utilizada es:

$$\Delta \ln P_t^D = \alpha + \beta_0 \Delta \ln S_t + \gamma_0 \Delta \ln P_t^W + \lambda_0 \ln P_{t-1}^D + \beta \lambda_1 \ln S_{t-1} + \lambda_2 \ln P_{t-1}^W + \varepsilon_t \quad (6)$$

Al estimar la ecuación (6) obtendríamos:

$$\Delta \ln P_t^D = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_0 \Delta \ln S_t + \hat{\gamma}_0 \Delta \ln P_t^W + \hat{\lambda}_0 \ln P_{t-1}^D + \hat{\lambda}_1 \ln S_{t-1} + \hat{\lambda}_2 \ln P_{t-1}^W$$

donde “^” representa a los coeficientes estimados. Si reescribimos estos resultados en forma de un modelo de corrección de errores obtendríamos:

$$\Delta \ln P_t^D = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_0 \Delta \ln S_t + \hat{\gamma}_0 \Delta \ln P_t^W + \hat{\lambda}_0 \left(\ln P_{t-1}^D + \frac{\hat{\lambda}_1}{\hat{\lambda}_0} \ln S_{t-1} + \frac{\hat{\lambda}_2}{\hat{\lambda}_0} \ln P_{t-1}^W \right) \quad (7)$$

El vector de cointegración en este modelo quedaría como: $\left[1, \frac{\hat{\lambda}_1}{\hat{\lambda}_0}, \frac{\hat{\lambda}_2}{\hat{\lambda}_0} \right]$, y el estimado de la velocidad a la que se ajustan los precios a su nivel ideal sería $\hat{\lambda}_0$.

El efecto de largo plazo de un cambio en S sobre P^D , viene dado por: $k_S = \frac{\hat{\lambda}_1}{\hat{\lambda}_0}$; en forma similar el efecto de largo plazo de un cambio en P^W sobre P^D está dado por: $k_{P^W} = \frac{\hat{\lambda}_2}{\hat{\lambda}_0}$;

La relación de largo plazo entre los precios nacionales, el tipo de cambio nominal y los precios internacionales sería: $\ln P_{t-1}^D = -\frac{\hat{\lambda}_1}{\hat{\lambda}_0} \ln S_{t-1} - \frac{\hat{\lambda}_2}{\hat{\lambda}_0} \ln P_{t-1}^W$. Finalmente definimos la elasticidad del índice de precios nacionales en relación con el tipo de cambio y con los precios internacionales como: $\varepsilon_{P^D S} = \frac{dP^D}{dS} \frac{S}{P^D} = \frac{\hat{\lambda}_1}{\hat{\lambda}_0}$ y $\varepsilon_{P^D P^W} = \frac{dP^D}{dP^W} \frac{P^W}{P^D} = \frac{\hat{\lambda}_2}{\hat{\lambda}_0}$, respectivamente.

5.2.2. Estimación del impacto de variaciones del tipo de cambio sobre los índices de precios en pesos, de bienes de consumo final y de las exportaciones

A continuación calculamos el impacto de los precios internacionales y el tipo de cambio sobre el índice de precios de bienes de consumo final y del índice de precios de las exportaciones¹⁴. Según el análisis de la sección cuatro lo recomendable es correr el modelo de la ecuación (6) para dos periodos: 1993M02-2000M03 y 2000M04-2012M12. Las variables utilizadas y sus fuentes aparecen en el cuadro A2 del apéndice II. En los cuadros 9 y 10 se presentan los resultados de las pruebas Philips-Perron realizadas tanto en niveles como en primeras diferencias a las variables utilizadas. En estos cuadros se muestra que todas las variables son estacionarias en primeras diferencias.

Cuadro 9
Prueba Philips-Perron en niveles

	<i>Intercepto</i>	<i>Con intercepto y tendencia</i>	<i>Sin tendencia ni intercepto</i>
<i>PCMEX</i>	-3.3284	-1.5203	3.7387
<i>PCUSA</i>	0.6384	-2.3197	3.5048
<i>PEXMEX</i>	-3.4401	-1.9789	3.4395
<i>PIUSA</i>	0.1102	-1.8926	2.6059
<i>TCN</i>	-2.8669	-2.3467	1.8343

Nota: Los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a niveles de significancia de 1%, 5% y 10% son, respectivamente, -3.4576, -2.8734, -2.5732; -3.9969, -3.4287, -3.1378; -2.5747, -1.9422, -1.6158.

¹⁴El contenido importado de las exportaciones es muy alto, por lo que el precio internacional de las materias primas y componentes tienen un efecto directo sobre el precio de las exportaciones. El contenido importado de nuestras exportaciones es tan alto que a nuestro proceso de exportación se le podría definir como “exportación de importaciones”.

Cuadro 10*Prueba Philips-Perron en diferencias*

	<i>Intercepto</i>	<i>Con intercepto y tendencia</i>	<i>Sin tendencia ni intercepto</i>
<i>PCMEX</i>	-5.6451	-6.4422	-4.0965
<i>PCUSA</i>	-12.8750	-12.9280	-12.2820
<i>PEXMEX</i>	-10.6359	-11.0723	-9.7707
<i>PIUSA</i>	-9.2308	-9.2502	-8.8713
<i>TCN</i>	-13.6379	-13.8031	-13.4362

Nota: Los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a niveles de significancia de 1%, 5% y 10% son, respectivamente, -3.4577, -2.8735, -2.5732; -3.9971, -3.4288, -3.1379; -2.5747, -1.9422, -1.6158.

a) Damos inicio con la aplicación del MCE para la relación entre el índice de precios de los bienes de consumo final (*PCMEX*), el índice del tipo de cambio nominal (*TCN*) y el índice de precios de los bienes de consumo final de Estados Unidos (*PCUSA*) para ambos periodos; para ello se utiliza la ecuación (6) donde, además, se consideran variables dicotómicas para lograr normalidad en los residuos.¹⁵ Los resultados para los dos periodos aparecen en el cuadro 11.

Cuadro 11

Índice nacional de precios de bienes de consumo
 $\ln(\text{PCMEX}) = f(\ln(\text{TCN}), \ln(\text{PCUSA}))$

<i>Coefficiente</i>	<i>Variable</i>	<i>1993M02- 2000M03*</i>		<i>2000M04- 2012M12**</i>		<i>Diferencia</i>	<i>Error Std.</i>	<i>t (Dif.)</i>
		<i>Coefficiente estimado</i>	<i>Error Std.</i>	<i>Coefficiente estimado</i>	<i>Error Std.</i>			
α_0	Constante	-0.0439	0.1800	-0.4321	0.2111	0.3882	0.2774	1.40
β_0	$\Delta \ln S_t$	-0.0064	0.0074	0.3073	0.0298	-0.3137	0.0307	-10.22
β_1	$\Delta \ln S_{t-1}$	0.0463	0.0083	0.1768	0.0296	-0.1305	0.0307	-4.25
β_2	$\Delta \ln S_{t-2}$	0.0356	0.0074	0.0674	0.0274	-0.0318	0.0284	-1.12
β_3	$\Delta \ln S_{t-3}$	0.0670	0.0100	-0.0861	0.0263	0.1531	0.0281	5.44
β_4	$\Delta \ln S_{t-4}$	0.0696	0.0073	0.0140	0.0265	0.0556	0.0275	2.02
β_5	$\Delta \ln S_{t-5}$	0.0277	0.0074	-0.0199	0.0269	0.0476	0.0279	1.71
γ_0	$\Delta \ln P_t^W$	0.2428	0.0986	0.5036	0.0775	-0.2608	0.1254	-2.08
γ_1	$\Delta \ln P_{t-1}^W$	0.2015	0.1022	-0.4219	0.1340	0.6234	0.1685	3.70
γ_2	$\Delta \ln P_{t-2}^W$	-0.0417	0.1014	-0.5533	0.0975	0.5116	0.1407	3.64
γ_3	$\Delta \ln P_{t-3}^W$	-0.0104	0.1052	0.0011	0.0856	-0.0115	0.1356	-0.08
γ_4	$\Delta \ln P_{t-4}^W$	0.3567	0.1188	0.0304	0.0851	0.3263	0.1461	2.23
γ_5	$\Delta \ln P_{t-5}^W$	-0.1091	0.1075	-0.1377	0.0864	0.0286	0.1379	0.21
λ_0	$\ln P_{t-1}^D$	-0.0500	0.0045	-0.1375	0.0411	0.0875	0.0413	2.12
λ_1	$\ln S_{t-1}$	0.0517	0.0037	0.1138	0.0313	-0.0621	0.0315	-1.97
λ_2	$\ln P_{t-1}^W$	0.0087	0.0415	0.1256	0.0612	-0.1169	0.0739	-1.58

Notas: * $n=81$, después de ajustes. $R^2 = 0.966$, $\bar{R}^2 = 0.952$; $DW^1: 1.722$, $F: 69.36$ Prob (estadístico F: 000). Criterio de información de Akaike: -8.582. En la prueba de normalidad de los residuos, el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.846$, con probabilidad de 0.655 y valor de curtosis de 2.510. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cinco rezagos, arroja los siguientes resultados: $F = 1.6596 < F_{(4,53)} = 2.5252$, con

¹⁵ Las variables dicotómicas utilizadas para el primer periodo son D1:1996M02, D2:1997M01, D3:1997M12. En tanto que para el segundo periodo son: D1:2002M11, D2:2003M05, D3:2004M05, D4:2005M05, D5:2005M07; D6:2007M05, D7:2010M05, D8:2011M05 y D9:2011M09.

lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de que no hay autocorrelación, al nivel de significancia de 5%. En la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey nos da los siguientes resultados: $F = 0.9720 < F_{(23,57)} = 1.7001$, con lo cual tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad a nivel de significancia de 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado $F: 6.6035 < F_{(1,56)} = 7.077$ a nivel de significancia de 1%, con lo que tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión.

** $n=154$ después de ajustes. $R^2 = 0.50$, $\bar{R}^2 = 0.41$; $DW^1: 1.915$, $F: 5.402$ Prob(estadístico F: 000). Criterio de información de Akaike: -8.094. En la prueba de normalidad de los residuos el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.844$ con probabilidad de 0.656 y valor de curtosis de 2.801. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, arroja el resultado $F = 1.5318 < F_{(4,125)} = 2.4472$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de que no hay autocorrelación, al nivel de significancia de 5%. La prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey nos da por resultado $F = 0.5516 < F_{(24,129)} = 1.5173$, con lo cual tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad a nivel de significancia de 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado $F: 2.1259 < F_{(1,128)} = 3.8415$ a nivel de significancia de 5%, con lo que tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión.

Finalmente se realizó la prueba PP a los residuos de la regresión para comprobar que los residuos son estacionarios. Los resultados aparecen en el cuadro 12.

Cuadro 12
Prueba Philips-Perron en niveles para los residuos

<i>Estimación</i>	<i>Intercepto</i>	<i>Con intercepto y tendencia</i>	<i>Sin tendencia ni intercepto</i>
1993M02-2000M03	-7.6164	-7.5638	-7.6706
2000M04-2012M12	-12.3324	-12.2765	-12.3888

Notas: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a niveles de significancia de 1%, 5% y 10% para el periodo 1993M02-2000M03 son, respectivamente, -3.5144, -2.8981, -2.5864; -4.0769, -3.4670, -3.1602; -2.5942, -1.9449, -1.6141 y para el periodo 2000M04-2012M12: -3.4734, -2.8803, -2.5769; -4.0192, -3.4395, -3.1441; -2.5802, -1.9429, -1.6153.

Cuadro 13
Síntesis de resultados
 $\ln(PCMEX) = f(\ln(TCN), \ln(PCUSA))$

<i>Descripción</i>	<i>Parámetro</i>	<i>1993M02- 2000M03</i>		<i>2000M04- 2012M12</i>		<i>Diferencia</i>	<i>Error Std.</i>	<i>t (Dif.)</i>
		<i>Valor</i>	<i>Error Std.</i>	<i>Valor</i>	<i>Error Std.</i>			
Efecto C.P.	β_0	-0.0064	0.0074	0.0108	0.0126	-0.0172	0.0146	-1.18
Persistencia	$\sum_{i=0}^5 \hat{\beta}_i$	0.2398	0.0225	0.1074	0.0387	0.1324	0.0448	2.96
Efecto C.P.	γ_0	0.2428	0.0986	0.0370	0.0383	0.2058	0.1058	1.95
Persistencia	$\sum_{i=0}^5 \gamma_i$	0.6398	0.2190	0.2424	0.0951	0.3974	0.2388	1.66
Coef. Ajuste	$\hat{\lambda}_0$	-0.0500	0.0045	-0.0437	0.0167	-0.0063	0.0173	-0.36
Elasticidad L.P.	$\hat{\lambda}_1/\hat{\lambda}_0$	-1.0343	0.0546	-0.4920	0.1191	-0.5423	0.1310	-4.14
Elasticidad L.P.	$\hat{\lambda}_2/\hat{\lambda}_0$	-0.1747	0.8226	-1.0376	0.1037	0.8629	0.8291	1.04

La relación de largo plazo estimada para el periodo 1993M02-2000M03 es $\ln PCMEX = 1.0343 \ln TCN + 0.1747 \ln PCUSA$ y las elasticidades del índice de precios de los bienes de

consumo nacionales con respecto al tipo de cambio y a los precios de los bienes de consumo finales de Estados Unidos son, respectivamente, $\varepsilon_{PD_e} = 1.03$ y $\varepsilon_{PD_{PW}} = 0.17$ (sin embargo, esta última elasticidad no resultó significativa). Para el periodo 2000M04-2012M12 la relación de largo plazo estimada es $\ln PC_{MEX} = 0.4920 \ln TCN + 1.0376 \ln PC_{USA}$ y las elasticidades $\varepsilon_{PD_S} = 0.49$ y $\varepsilon_{PD_{PW}} = 1.04$ (ambas resultaron significativas). La diferencia en la elasticidad con respecto al tipo de cambio nominal es significativa entre un periodo y otro, pero no con respecto al precio de los bienes de consumo final de Estados Unidos. No obstante, la elasticidad del índice de precios de los bienes de consumo nacionales con respecto a los precios de los bienes de consumo finales de Estados Unidos en el segundo periodo resultó ser cercana a uno, lo que significa que el cambio en los precios internacionales de los bienes de consumo importados a los bienes nacionales se transmite en forma completa. Esto implica que los cambios en los precios de los bienes importados se perciban como permanentes, pero no así los movimientos del tipo de cambio nominal.

b) Finalmente aplicamos el MCE para la analizar la relación entre el índice de precios de las exportaciones ($PEXMEX$), el índice del tipo de cambio nominal (TCN) y el índice de precios de las materias primas y componentes en Estados Unidos ($PIUSA$) en ambos periodos. Donde también se utilizan variables dicotómicas para lograr normalidad en los residuos.¹⁶ Los resultados para los dos periodos están en el cuadro 14.

¹⁶ Las variables dicotómicas utilizadas para el primer periodo son D1:1998:M09. En tanto que para el segundo tenemos: D1:2008M10, D2:2009M04 y D3:2009M08.

Cuadro 14

Índice de precios de las exportaciones mexicanas
 $\ln(PEXMEX) = f(\ln(TCN), \ln(PIUSA))$

Coeficiente	Variable	1993M02-2000M03*		2000M04-2012M12**		Diferencia	Error Std.	t (Dif.)
		Coeficiente estimado	Error Std.	Coeficiente estimado	Error Std.			
α_0	Constante	-1.6719	1.4129	-0.0028	0.0022	-1.6691	1.4129	-1.18
β_0	$\Delta \ln S_t$	0.1393	0.0294	0.0003	0.0003	0.1390	0.0294	4.73
β_1	$\Delta \ln S_{t-1}$	0.2711	0.0397	0.0003	0.0003	0.2708	0.0397	6.82
β_2	$\Delta \ln S_{t-2}$	0.0245	0.0314	0.0005	0.0003	0.0240	0.0314	0.76
β_3	$\Delta \ln S_{t-3}$	0.1192	0.0302	-0.0000	0.0003	0.1192	0.0302	3.95
β_4	$\Delta \ln S_{t-4}$	0.0440	0.0303	-0.0000	0.0003	0.0440	0.0303	1.45
β_5	$\Delta \ln S_{t-5}$	0.0429	0.0299	-0.0001	0.0003	0.0430	0.0299	1.44
γ_0	$\Delta \ln P_t^W$	0.2818	0.5400	-0.0012	0.0008	0.2830	0.5400	0.52
γ_1	$\Delta \ln P_{t-1}^W$	-0.7644	0.9173	0.0013	0.0014	-0.7657	0.9173	-0.83
γ_2	$\Delta \ln P_{t-2}^W$	-0.5670	0.5525	0.0002	0.0010	-0.5672	0.5525	-1.03
γ_3	$\Delta \ln P_{t-3}^W$	0.4353	0.6318	0.0007	0.0009	0.4346	0.6318	0.69
γ_4	$\Delta \ln P_{t-4}^W$	-0.0538	0.6794	0.0012	0.0009	-0.0550	0.6794	-0.08
γ_5	$\Delta \ln P_{t-5}^W$	-0.4414	0.6487	0.0004	0.0009	-0.4418	0.6487	-0.68
λ_0	$\ln P_{t-1}^D$	-0.0487	0.0292	0.0001	0.0004	-0.0488	0.0292	-1.67
λ_1	$\ln S_{t-1}$	0.0343	0.0334	-0.0001	0.0003	0.0344	0.0334	1.03
λ_2	$\ln P_{t-1}^W$	0.3649	0.2880	0.0006	0.0006	0.3643	0.2880	1.26

Notas: * $n=80$, después de ajustes. $R^2 = 0.822$, $\bar{R}^2 = 0.7767$; DW^1 : 2.0765, F: 18.1750 Prob(estadístico F: 000). Criterio de información de Akaike: -5.7173. En la prueba de normalidad de los residuos el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.4297$, con probabilidad de 0.8068 y valor de curtosis de 2.8289. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, el resultado fue: $F = 0.2010 < F_{(4,59)} = 2.5252$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de que no hay autocorrelación, al nivel de significancia de 5%. La prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey nos da los siguientes resultados: $F = 1.3760 < F_{(16,63)} = 1.8364$, con lo cual tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad a nivel de significancia de 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado $F: 3.5266 < F_{(1,63)} = 4.0012$ a nivel de significancia de 5%, con lo que tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión.

** $n=154$ después de ajustes. $R^2 = 0.749$, $\bar{R}^2 = 0.716$; DW^1 : 2.224, F: 22.411 Prob (estadístico F: 000). Criterio de información de Akaike: -6.6527. En la prueba de normalidad de los residuos el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.9167$, con probabilidad de 0.6323 y valor de curtosis de 2.9889. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cinco rezagos, el resultado fue $F = 1.6582 < F_{(4,131)} = 2.3719$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de que no hay autocorrelación, al nivel de significancia de 5%. La prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey da el resultado $F = 0.9189 < F_{(18,135)} = 1.6664$, con ello tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad a nivel de significancia de 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado $F: 0.8185 < F_{(1,134)} = 3.8415$ a nivel de significancia de 5%, con lo que tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión.

También se realizó la prueba PP a los residuos de la regresión para comprobar que los residuos son estacionarios. Los resultados aparecen en el cuadro 15.

Cuadro 15*Prueba Philips-Perron en niveles para los residuos*

<i>Estimación</i>	<i>Intercepto</i>	<i>Con intercepto y tendencia</i>	<i>Sin tendencia ni intercepto</i>
1993M02-2000M03	-9.4064	-9.3437	-9.4677
2000M04-2012M12	-13.7495	-13.7127	-13.7939

Notas: Los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a niveles de significancia de 1%, 5% y 10% para el periodo 1993M02-2000M02 son, respectivamente, -3.5155, -2.8986, -2.5866; -4.0784, -3.4677, -3.1606; -2.5946, -1.9450, -1.6141. Para el periodo 2000M03-2012M12 son, respectivamente, -3.4734, -2.8803, -2.5769; -4.0192, -3.4395, -3.1441; -2.5802, -1.9429, -1.6153.

Cuadro 16*Síntesis de resultados*

$$\ln PEXMEX = f(\ln(TCN), \ln(PIUSA))$$

<i>Descripción</i>	<i>Parámetro</i>	<i>1993M02- 2000M03</i>		<i>2000M04- 2012M12</i>		<i>Diferencia</i>	<i>Error Std.</i>	<i>t (Dif.)</i>
		<i>Valor</i>	<i>Error Std.</i>	<i>Valor</i>	<i>Error Std.</i>			
Efecto C.P.	β_0	0.1393	0.0294	0.0003	0.0003	0.1390	0.0294	4.73
Persistencia	$\sum_{i=0}^5 \hat{\beta}_i$	0.6409	0.0919	0.4595	0.0820	0.1814	0.1232	1.47
Efecto C.P.	γ_0	0.2818	0.5400	-0.0012	0.0008	0.2830	0.5400	0.52
Persistencia	$\sum_{i=0}^5 \gamma_i$	-1.1154	1.1331	-0.5777	0.1664	-0.5377	1.1453	-0.47
Coef. Ajuste	$\hat{\lambda}_0$	-0.0487	0.0292	0.0001	0.0004	-0.0488	0.0292	-1.67
Elasticidad L.P.	$\hat{\lambda}_1/\hat{\lambda}_0$	-0.7050	0.3080	-0.8276	0.0942	0.1226	0.3221	0.38
Elasticidad L.P.	$\hat{\lambda}_2/\hat{\lambda}_0$	-7.4995	7.3615	-0.9138	0.3194	-6.5857	7.3684	-0.89

La relación de largo plazo estimada para el periodo 1993M02-2000M03 es $\ln PEXMEX = 0.7050 \ln TCN + 7.4995 \ln PIUSA$ y las elasticidades del índice de precios de las exportaciones mexicanas con respecto al tipo de cambio y al índice de precios de las materias primas y componentes en Estados Unidos son, respectivamente, $\varepsilon_{PD_S} = 0.71$ y $\varepsilon_{PD_{PW}} = 7.5$ (aunque esta última no resultó significativamente diferente de cero). Para el periodo 2000M04-2012M12, la relación de largo plazo estimada es $\ln PEXMEX = 0.8276 \ln TCN + 0.9138 \ln PIUSA$ y $\varepsilon_{PD_S} = 0.83$ y $\varepsilon_{PD_{PW}} = 0.91$ son las elasticidades (ambas significativas). La diferencia en la elasticidad entre un periodo y otro con respecto al tipo de cambio nominal y al índice de precios de las materias primas y componentes en Estados Unidos no son significativas. Esto implica que la elasticidad precio de las exportaciones con respecto al tipo de cambio y con respecto al índice de precios de las materias primas y componentes en Estados Unidos no se han modificado significativamente de un periodo a otro, y los movimientos del tipo de cambio y nivel de precios de las materias primas y componentes de Estados Unidos se transmiten a los precios mexicanos de exportación en forma prácticamente completa.

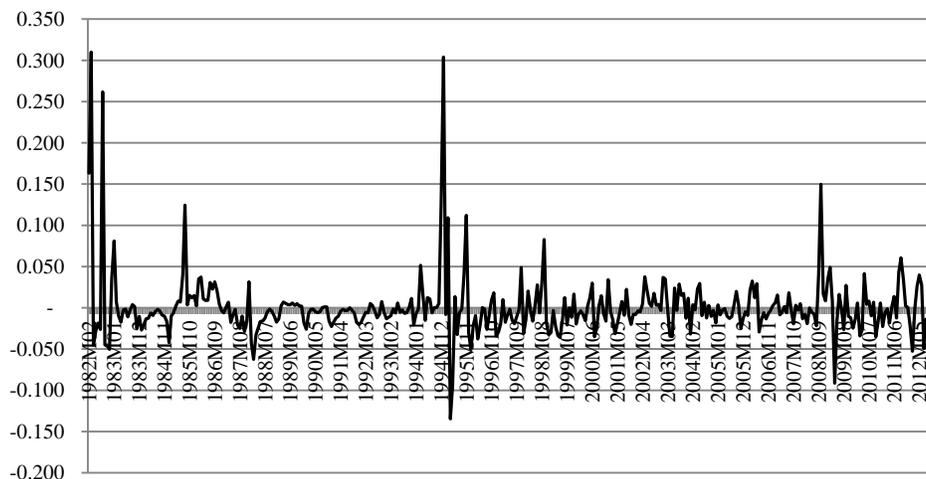
Lo anterior quiere decir que cualquier variación en los precios internacionales se transmite totalmente a los precios de las exportaciones, lo mismo sucede con el tipo de cambio nominal, lo que hace imposible la utilización del tipo de cambio para hacer más competitivas nuestras exportaciones.

6. La teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA)

En esta sección se comprueba la validez de dicha teoría para México. Comenzamos con la versión logarítmica del tipo de cambio, $q_t = s_t + p_t^* - p_t$, donde q_t representa el logaritmo natural del tipo de cambio real (Q) y $s_t + p_t^* - p_t$ son respectivamente los logaritmos del tipo de cambio nominal (S) del índice de precios del consumidor en Estados Unidos (P^*) y del índice de precios en México (P). En términos de tasas de crecimiento el tipo de cambio real puede expresarse como $\Delta q_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t$. Bajo el cumplimiento *ex ante* de la PPA se espera que $[\Delta q_t] = 0$. En la gráfica 6 se presenta el valor observado con datos mensuales durante el periodo 1982-2012 de $\Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t$.

Gráfica 6

Tasa de crecimiento del tipo de cambio real



Fuente: Datos del INEGI y Banco de México .

Dado que la media muestral es un estimador del valor esperado, estimamos con los datos de la gráfica 6 el promedio y el error estándar de los cambios en el tipo de cambio real:

$$E[\Delta q_t] = E[\Delta e_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t] \approx \frac{\sum_{i=0}^n \Delta q_t}{n} = 0.000481 \approx 0^{17}$$

El error estándar de la muestra es 0.038, por lo que no podemos descartar que la media muestral sea estadísticamente diferente de cero. De esto se puede concluir que en el largo plazo, en los últimos 31 años, la PPA se ha cumplido, lo que muestra que no existe margen en el largo plazo para que el Banco Central utilice el tipo de cambio como instrumento de política económica.

7. Conclusiones

La experiencia mexicana confirma lo encontrado por otros autores para otros países, una caída del coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la tasa de inflación posterior a la década de los ochentas, y para México posterior al año 1997. En este análisis se encuentra una caída en el coeficiente de traspaso del tipo de cambio sobre la inflación para el corto y largo plazo durante el periodo 1993M02-2012M12. Se observa una caída estadísticamente significativa en ambos coeficientes del periodo 1993M012-1997M12 al periodo 1998M01-2012M12. Lo anterior puede ser interpretado como que los agentes económicos durante el segundo periodo percibieron los movimientos en el tipo de cambio como transitorios y no ajustaron sus precios en consecuencia.

También se encontró que el traspaso desde los precios de las importaciones, medidos en dólares, sobre los precios de las importaciones, medidos en pesos, es completo en los dos subperiodos considerados. Lo mismo podemos decir del precio de las exportaciones, la elasticidad de este tipo de productos con respecto al tipo de cambio o a los precios de las materias primas y componentes de Estados Unidos es prácticamente uno en ambos casos y no varía significativamente de un periodo a otro.

En el caso de los bienes de consumo final sí encontramos una disminución en la respuesta de los precios de dichos bienes con respecto al tipo de cambio, de una elasticidad cercana a uno en el primer periodo se reduce a la mitad en el segundo. Sin embargo, la elasticidad del precio de los bienes de consumo final en pesos con respecto al precio de los bienes de consumo final en Estados Unidos es cercana a uno en el segundo periodo y la diferencia de elasticidad entre un

¹⁷ $n=376$.

periodo y otro no es significativa. Esto puede interpretarse que los agentes económicos ven las variaciones de precios internacionales como permanentes más no así las del tipo de cambio.

Los resultados encontrados no sugieren que la caída observada en el coeficiente de traspaso pueda considerarse como permanente. Si el nivel de la tasa de inflación y su persistencia se elevan en el futuro (resultado de una política monetaria laxa o de una percepción de falta de voluntad del Banco de México para combatir la inflación¹⁸) observaremos un incremento en el coeficiente de traspaso que, a su vez, daría nuevos ímpetus a las presiones inflacionarias. El coeficiente de traspaso en México se ha reducido en años recientes debido, en gran parte, a que el Banco de México no ha intentado aplicar una política cambiaria orientada al aumento del tipo de cambio real para dar más competitividad a la economía mexicana. Si lo hubiera hecho lo más probable es que el coeficiente de traspaso hubiera aumentado y, por lo tanto, se hubieran anulado los efectos de los cambios en el tipo de cambio nominal sobre el real. Para reforzar este punto mostramos que el comportamiento mensual de los últimos 31 años en México del tipo de cambio real no permite rechazar el cumplimiento de la teoría de la paridad del poder adquisitivo, lo que implica que en el largo plazo el traspaso del tipo de cambio al nivel general de precios es completo. Esto nos lleva a concluir que el Banco de México no está en posibilidades de modificar el tipo de cambio real para dar más competitividad a los sectores comerciables. ¡El Banco de México tiene control sobre el tipo de cambio nominal pero no sobre el tipo de cambio real! Como señala Ize (2010), lograr un tipo de cambio competitivo en las condiciones actuales es, efectivamente, un sueño imposible.

Algunos aspectos de la economía mexicana no tratados en este trabajo pero que ayudan a reducir el coeficiente de traspaso son: el control de los salarios, los cuales sólo aumentan de acuerdo con la inflación estimada por el Gobierno y otro es el hecho de que los consumidores pueden importar directamente.¹⁹

¹⁸ Takhtamanova (2008) muestra que la persistencia de la inflación se ve afectada por la credibilidad del Banco central, y el peso que este coloca sobre la inflación (es decir, la importancia relativa de la inflación frente a otros objetivos).

¹⁹ En efecto, para poder importar se requiere estar registrado en el padrón de importadores, lo que restringe la capacidad de importar directamente de los consumidores y favorece a las grandes empresas importadoras, las cuales administran los precios, con el fin de no crear variaciones innecesarias, establecen precios fijos en pesos y absorben con sus márgenes de ganancia las fluctuaciones cambiarias (siempre y cuando consideren que las variaciones en el tipo de cambio son transitorias).

Referencias

- Ball, L. (1999). Monetary policy rules in an open economy, en John B. Taylor (Comp.), *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press, Chicago.
- Ball, L., Mankiw, N. G., Romer, D. (1988). The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1988.
- 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, Banco de México, Documentos de investigación, núm. 2003-02.
- 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. 79, núm. 4, pp. 813-838.
- Choudhri, E. U. y D. S. Hakura (2006). Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? *Journal of International Money and Finance*, vol. 25, pp. 614-639.
- Conesa, A. (1998). Pass-Through del tipo de cambio y del salario: teoría y evidencia para la industria manufacturera en México, Banco de México, Documentos de investigación, núm. 9803.
- Cortés Espada, J. F. (2013). una estimación del traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a los precios en México, Banco de México, Documentos de investigación, núm. 2013-02.
- Devereux, M. B. y J. Yetman (2010). Price Adjustment and Exchange Rate Pass-Through, *Journal of International Money and Finance*, 29, pp. 181–200.
- Dornbusch, R. (1987). Exchange Rates and Prices, *American Economic Review*, vol. 77.
- Feinberg, R. M. (1986). The interaction of foreign exchange and market power effect on German domestic prices, *Journal of Industrial Economics*, 35.
- Feinberg, R. M. (1989). The effects of foreign exchange rate movements on US domestic prices, *Review of Economics and Statistics*, 71.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (s/f). *Federal Reserve Economic Data*, <<http://research.stlouisfed.org/fred2/>>
- Froot, K. y K. Rogoff (1995). Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates, en G. M. Grossman y K. Rogoff (Comps.), *Handbook of International Economics*, vol. 3, capítulo 32, Elsevier, pp. 1647-1688.
- Garcés, D. (1999). Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México, Documento de Investigación, núm. 07-1999, Banco de México.
- García, C. y J. Restrepo (2001). Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile, Banco Central de Chile Documentos de trabajo, núm. 128.
- Goldberg, P. K. y M. M. Knetter (1997). Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic Literature*, vol. 35, núm. 3, pp. 1243–1272.
- Goldfajn, I. y S. Ribeiro da Costa. (2000). The Pass-through from Depreciation to Inflation: a Panel Study, Banco Central de Brasil, Documentos de investigación, núm. 5,
- Goldfajn, I y R. Valdés (1997). The Aftermath of Appreciations, Banco Central de Chile, Documentos de trabajo, núm. 2.

- 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.
- Gordon, R. (1982), Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment, en M.N. Baily (comp.) *Workers, Jobs and Inflation*, The Brookings Institution, Washington, D.C.,.
- Gordon, R. (1997). Time-Varying NAIRU and its Implications for Monetary Policy, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, núm. 32.
- Hahn, E. (2003). Pass-through of External Shocks to Euro Area Inflation, European Central Bank, Working Paper Series, núm.243.
- Hansen, B.E. (1997). Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests, *Journal of Business and Economic Statistics*, núm. 15, pp. 60-67.
- Hausmann, R., U. Panizza, y E. Stein (2000). Why do Countries Float the Way they Float?, Banco Interamericano de Desarrollo, Departamento de investigación, documento de trabajo, núm. 418.
- Inder, B. A. (1984). Finite-sample power of tests for autocorrelation in models containing lagged dependent variables, *Economics Letters*, vol. 14, núm. 2-3.
- International Monetary Fund (2007). *Mexico: 2007 Article IV Consultation—Staff Report; Staff Supplement; and Public Information Notice on the Executive Board Discussion for Mexico*, IMF Country Report No. 07/379, Washington.
- Ize, Alain (2010) ¿Puede la política macroeconómica ayudar a México a crecer? en N. Lustig (comp.) *Crecimiento económico y equidad, Los grandes problemas de México*, tomo IX , El Colegio de México.
- Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lutkepahl y T. C. Lee (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2a. ed., John Wiley & Sons, Brisbane.
- Keele, Luke y Susana De Boef (2004) Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data, documento de trabajo, núm. 2005-W7, Politics Group, Nuffield College, Oxford University.
- Kim, Jae-Young (2000). Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series, *Journal of Econometrics*, 95.
- King, Maxwell L. y Ping X. Wu (1991). Small-disturbance asymptotic and the Durbin-Watson and related tests in the dynamic regression model, *Journal of Econometrics*, vol. 47, núm. 1.
- Mankiw, N. G., R. Reis (2002). Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian curve, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, núm. 4.
- McCarthy, J. (2000). Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies, Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports, núm. 111.
- Murillo J. L., A. P. Morera y W. Ramos (2001). El *pass-through* del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001, Banco Central de Costa Rica, documento de trabajo, núm. DIE-DM/11-2001-DI.
- Rayner, R. K. (1994) The small-sample power of Durbin's *h* test revisited, *Computational Statistics & Data Analysis*, vol. 17, núm. 1.
- Rodrick, Dani (2007a). The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence, Weatherhead Center for International Affairs, Harvard University, Working Paper, núm. 2008-0141.

- Rodrick, Dani (2008). Normalizing Industrial Policy, The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank on behalf of the Commission on Growth and Development, Working Paper, núm. 3.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, vol 34, pp. 647-668.
- Ros, Jaime (2010). Política fiscal, tipo de cambio y crecimiento en regímenes de alta y baja inflación: la experiencia de México, en N. Lustig (Comp.) *Crecimiento económico y equidad, Los grandes problemas de México*, tomo IX , El Colegio de México.
- Santaella, J. (2002). El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana. La inflación en México, *Gaceta de Economía*, ITAM, pp. 427-466.
- Sargan, J.D. y A. Bhargava (1983). Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk, *Econometrica*, vol. 51, núm. 1.
- 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.
- Staiger, D., J. Stock y M. Watson (1997). The NAIRU, unemployment, and monetary policy, *Journal of Economic Perspectives*, núm. 11, pp. 33-51.
- Stulz, J. (2007). Exchange rate pass-through in Switzerland: Evidence from vector autorregressions, Swiss National Bank, *Economic Studies*, núm. 4.
- Svensson, L. (1998). Open economy inflation targeting, Stockholm University (mimeo).
- Takhtamanova, Y. F. (2008). Understanding changes in exchange rate pass-through, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper, núm. 2008-13.
- Takhtamanova Y. F. (2010). Understanding changes in exchange rate pass-through, *Journal of Macroeconomics*, núm. 32, pp. 1118-1130.
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms, *European Economic Review*, 44 (7), pp. 1389-1408.
- Woo, Wing T. (1984). Exchange rates and the prices of nonfood, nonfuel products, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:1984, pp. 511-536.

Apéndice I

La ecuación (1) con un rezago, puede representarse como:

$$\pi_t = c_{10} + c_{11}\pi_{t-1} + c_{12}\tilde{y}_{t-1} + c_{13}s_{t-1} + c_{14}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (1A)$$

Que puede ser representada por un Vector Auto Regresivo de cuatro variables y un rezago, (VAR (1) con k=4) con ciertas restricciones. El modelo VAR estructural (SVAR) sería el siguiente:

$$\pi_t = b_{10} - b_{11}\tilde{y}_t - b_{12}s_t - b_{13}\pi_t^* + c_{11}\pi_{t-1} + c_{12}\tilde{y}_{t-1} + c_{13}s_{t-1} + c_{14}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_{1t} \quad (2A)$$

$$\tilde{y}_t = b_{20} - b_{21}\pi_t - b_{23}s_t + b_{24}\pi_t^* + c_{21}\pi_{t-1} + c_{22}\tilde{y}_{t-1} + c_{23}s_{t-1} + c_{24}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_{2t} \quad (3A)$$

$$s_t = b_{30} - b_{31}\pi_t - b_{32}\tilde{y}_t - b_{34}\pi_t^* + c_{31}\pi_{t-1} + c_{32}\tilde{y}_{t-1} + c_{33}s_{t-1} + c_{34}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_{3t} \quad (4A)$$

$$\pi_t^* = b_{40} - b_{41}\pi_t - b_{42}\tilde{y}_t - b_{43}s_t + c_{41}\pi_{t-1} + c_{42}\tilde{y}_{t-1} + c_{43}s_{t-1} + c_{44}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_{4t} \quad (5A)$$

En forma matricial

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ \tilde{y}_t \\ s_t \\ \pi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \\ b_{40} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} & c_{14} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} & c_{24} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{34} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \tilde{y}_{t-1} \\ s_{t-1} \\ \pi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (6A)$$

Supuestos:

- $b_{11} = b_{12} = b_{13} = 0$. Los valores contemporáneos de la tasa de utilización de la capacidad productiva, la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal y la tasa de inflación en EUA no afectan la tasa de inflación en México.
- $b_{21} = b_{23} = b_{24} = 0$. Los valores contemporáneos de la tasa de inflación, la tasa de devaluación y la tasa de inflación en EUA no afectan la brecha entre el PIB potencial y el PIB observado. La teoría supone que la brecha afecta los precios nacionales y posiblemente al tipo de cambio pero no a la inversa.
- $b_{31} = b_{32} = b_{34} = 0$. El tipo de cambio nominal está determinado por el Banco Central. El tipo de cambio nominal afecta a los precios pero no a la inversa.
- $b_{41} = b_{42} = b_{43} = 0$. La tasa de inflación en EUA es exógena.

Con los supuestos a), b) c) y d) tenemos, $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0, \forall i \neq j$, lo que justifica utilizar la ecuación (1) y estimarla por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Estos supuestos nos permiten utilizar una sola ecuación en lugar de un VAR y con ello evitar el problema de identificación, problema asociado a los modelos VAR.

Apéndice II

Cuadro A.1

<i>Variable</i>	<i>Fuente*</i>	<i>Descripción</i>
$\pi = \text{INFLACIÓN EN MÉXICO}$	INEGI	$=LN(IPC_{MEXT})-LN(IPC_{MEXT-})$
$\hat{y} = \text{BRECHA DEL PRODUCTO}$	INEGI Y CÁLCULOS PROPIOS	$=(PIB_O-PIB_T)/PIB_T$
$s^0 = \text{TASA DE DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL}$	INEGI, BANCO DE MÉXICO	$=LN(TCN)$
$\pi^* = \text{INFLACIÓN EN EUA}$	INEGI, BANCO DE MÉXICO	$=LN(IPC_{USA})$
$Z^f = LN(\text{ÍNDICE DE PRECIOS DE LOS ALIMENTOS})$	FRED	$=LN(IPC_{USA}: \text{COMIDA})$
$Z^e = LN(\text{ÍNDICE DE PRECIOS DE LA ENERGÍA})$	FRED	$=LN(IPC_{USA}: \text{ENERGÍA})$

Notas: INC_{Mex} es el índice de precios al consumidor de México, PIB_O es el PIB observado y PIB_T es la tendencia del PIB obtenido mediante el filtro Hodrick-Prescott. TCN es el índice de tipo de cambio nominal, IPC_{USA} es el índice de precios consumidor de EUA. $IPC_{USA}: \text{COMIDA}$ e $IPC_{USA}: \text{ENERGÍA}$, son los índices de precios para consumidores urbanos de Estados Unidos de comida y energía, respectivamente.

Fuente: * FRED: Federal Reserve Economic Data. Federal Reserve Bank of St. Louis. <http://research.stlouisfed.org/fred2/>

Cuadro A.2

$PCMEX$	Índice de precios al productor mercancías, bienes de consumo. México. *
$PCUSA$	Índice de precios al productor, bienes terminados, bienes de consumo. EUA. **
$PEXMEX$	Índice de precios al productor mercancías, mercancías exportación. México. *
$PIUSA$	Índice de precios al productor, insumos intermedios, partes y componentes. EUA. **
TCN	Índice del tipo de cambio nominal, pesos por dólar (1993M01=100)***

Fuentes. * INEGI. Índices de precios, **U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics y *** Banco de México: tipos de cambio nominal.