



Centro de Estudios Económicos

www.colmex.mx

El Colegio de México, A.C.

Serie documentos de trabajo

**Efectos de variaciones en el tipo de cambio sobre el
nivel general de precios: México 1980-2011**

José Romero
El Colegio de México

Mayo, 2012

DOCUMENTO DE TRABAJO
Núm. XIII – 2012

EFFECTOS DE VARIACIONES EN EL TIPO DE CAMBIO SOBRE EL NIVEL GENERAL DE PRECIOS: MÉXICO 1980-2011

José Romero
El Colegio de México

Resumen

El presente trabajo, estima para México el coeficiente *pass-through* del tipo cambio sobre el nivel general de precios, para tres periodos: 1980q1-1990q4; 1991q1-2000q4 y 2001q1-2011q4. A partir de un análisis empírico, cuantificamos la evolución del coeficiente de corto y largo plazo así como su proceso de ajuste en el tiempo. Se encuentra una caída del coeficiente después de la década de los ochentas. Sin embargo, 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 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.

Summary

The present paper estimate for Mexico coefficient *pass-through* of the type change on the general level of prices for three periods: 1980q1-1990q4; 1991q1-2000q4 and 2001q1-2011q4. From an empirical analysis, we quantify the evolution of the coefficient of short and long term as well as its process of adjustment over time. We find a drop in the coefficient of *pass-through* after the decade of the 1980s. However, the results do not suggest that the decline observed in the coefficient may be considered as permanent. If the level of the inflation rate and its persistence rise in the future, we will observe an increase in the value of the coefficient of *pass-through*, which in turn would give new impetus to inflationary pressures. These results lead us to conclude that the Bank of Mexico has control on the nominal exchange rate but not on the real exchange rate.

JEL clasificación: E31, E52, F41.

Palabras clave: *pass-through*, traspaso, inflación, tipo de cambio, tipo de cambio real, Banco de México.

Key words: *pass-through*, inflation, exchange rate, real exchange rate, Bank of Mexico.

I. Introducción

En economías abiertas, las fluctuaciones cambiarias influyen sobre el comportamiento de la inflación. Esto hace que determinar la magnitud del “pass-through” (definido como el efecto que tienen las variaciones del tipo de cambio sobre la inflación interna) sea un asunto fundamental para precisar los alcances de las políticas monetaria y cambiaria.

En las últimas tres décadas, la estabilidad de precios ha sido objetivo prioritario de las autoridades monetarias mexicanas, pero sin tomar en consideración cuestiones como la sobrevaluación real de la moneda. En este tema el conocimiento de los factores que determinan el nivel de precios es fundamental y, dentro de estos, los relacionados con el sector externo cobran cada vez más relevancia, toda vez que la economía mexicana durante las últimas tres décadas, se ha ido abriendo al comercio internacional de bienes y de capitales. Esta apertura hace que la economía mexicana se torne cada vez más sensible a los cambios en el entorno mundial. Además, las crisis cambiarias que hemos sufrido y los procesos inflacionarios que les han seguido, hacen que el estudio de la relación entre el tipo de cambio y los precios internos sea fundamental.

No obstante, la experiencia internacional muestra que el pass-through del tipo de cambio a los precios, no ha sido automático ni completo y que la magnitud depende de las condiciones propias de cada economía. Tal es el caso de Brasil, que en 1999 experimentó una devaluación del 60%, en tanto que la inflación anualizada solamente ascendió a 8.5%.¹ Por lo tanto, la creencia de que en países muy abiertos, el grado de traspaso del tipo de cambio a los precios es cercano a la unidad, no es exacta.

¹ Murillo, Morera y Ramos (2001). P.2

El presente trabajo, tiene como objetivo estimar para México el coeficiente *pass-through* del tipo cambio sobre el nivel general de precios, para tres periodos: el primero, 1980q1-1990q4, es un período de apertura comercial limitada y alta inflación, el segundo de 1991q1-2000q4 es un período de mayor apertura comercial y moderada inflación y finalmente 2001q1-2011q4 es un período de total apertura y baja inflación. A partir de un análisis empírico, cuantificamos la evolución del coeficiente de corto y largo plazo, así como su proceso de ajuste en el tiempo.

El documento aborda brevemente los aspectos teóricos más importantes de la relación entre tipo de cambio nominal y precios. Luego se hace una reseña de los principales trabajos realizados sobre este tema. Posteriormente, se expone la metodología utilizada en la investigación. Se prosigue con la estimación de una “curva de Philips” para la economía mexicana y análisis de resultados para los tres períodos antes mencionados. Se concluye discutiendo los principales hallazgos del trabajo.

II. Relación entre el Tipo de Cambio Nominal y los Precios²

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 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 sobre el tipo de cambio real y el efecto de éste sobre la competitividad de la economía.

² Esta sección se basa en el trabajo de Murillo, Morera y Ramos (2001). P.2.

A. El coeficiente de pass-through del tipo de cambio

El efecto de las variaciones del tipo de cambio sobre la inflación interna, es lo que se llama coeficiente de *pass-through*. Si el mismo 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 elló, a medida que la proporción de bienes comerciables dentro de esa canasta aumenta, también aumenta el índice de traspaso del tipo de cambio a los precios internos.

B. El pass-through a nivel teórico

El sustento teórico de los efectos de la depreciación del tipo de cambio sobre la tasa de inflación, esta basado en la "Ley de un solo precio". Esta ley establece que si se cumplen ciertas condiciones, tales como: a) que haya 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 cumple la ley de un solo precio. Bajo estos 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 un 1%. En estas condiciones, las posibilidades de modificar el tipo de cambio real son inexistentes, la autoridad monetaria no tiene

ninguna 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: $P = EP^*$. Donde E es el tipo de cambio nominal, 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 los EUA). De esta manera si esta ley se cumpliera tendríamos que el coeficiente de *pass-through* sería uno y la autoridad monetaria no podría modificar el tipo de cambio real. Esto queda claro al utilizar la definición de tipo de cambio real: $q \equiv \frac{EP^*}{P}$.

El problema con el modelo de paridad de poder adquisitivo, es que en el mundo real no se cumplen los supuestos que lo sustentan. El modelo se abstrae de factores como: 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 no operan competitivamente; d) los bienes no son verdaderamente homogéneos; y e) existencia de impuestos y costos de transporte, entre otros.

Existe una vasta cantidad de estudios empíricos sobre la validez de la ley de un solo precio, llegándose a la conclusión de que solo 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.³ Esto tiene sentido, porque durante episodios de alta inflación la economía está predispuesta para realizar ajustes rápidos en los precios, en respuesta a cualquier perturbación nominal

³ De acuerdo con la compilación hecha por Froot y Rogoff (1995) y Rogoff (1996) la teoría de la paridad del poder adquisitivo tiende a verificarse sólo en economías con alta inflación o hiperinflación.

en el tipo de cambio; bajo estas condiciones, los precios y el tipo de cambio, se mueven en la misma dirección y magnitud⁴, sin afectar prácticamente el tipo de cambio real. En contraste, en economías con baja inflación, la teoría de la paridad no se cumple, lo que implica que una alteración del tipo de cambio nominal tendrá efectos sobre las variables reales, ya que las modificaciones en el tipo de cambio nominal modifican el tipo de cambio real (Yazigi, 2000).

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 enfoque 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 estos bienes y, en consecuencia, sobre el nivel general de precios. Además, el enfoque macroeconómico, establece que los efectos inflacionarios de una devaluación también dependen del nivel en que se encuentra el tipo de cambio real. Si está en equilibrio, se espera que una devaluación produzca un aumento en igual proporción en los precios. Si el tipo de cambio real esta sobre apreciado, se espera

⁴ La evidencia señala que para un conjunto de países que han experimentado episodios de hiperinflación la variación de precios tiende a ser generalmente varias veces superior a la variación en el tipo de cambio nominal. Véase Caves, Frankel y Jones (2007) p. 370.

que la devaluación tenga un efecto menos que proporcional en el nivel general de precios. Lo contrario es de esperarse cuando el tipo de cambio real esté depreciado. (Rincón, 2000).

C. Determinantes del pass-through

A pesar de que la devaluación, afecta directamente el precio de las mercancías importadas, este efecto no necesariamente se transfiere totalmente a los 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 y largo plazo, la inflación se reprime por la intervención del Banco Central. En este caso, la determinación y credibilidad de la autoridad monetaria ayudan a modificar las expectativas de los agentes y reducen el grado de pass-through.

2. Nivel de inflación. A medida que disminuye el nivel de inflación el pass-through 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 de tipo de cambio real, es otro factor relevante en la determinación del tamaño del coeficiente de *pass-through*. 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 estas 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 a ser más cauteloso 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”⁵ y que por lo tanto, sólo modifican sus precios si el beneficio de hacerlo supera estos 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 *pass-through*. Con grandes cambios en la paridad nominal y por lo tanto, en los costos, hay mucho mayores incentivos para los empresarios en 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 *pass-through*.

⁵ Este concepto se define como aquellos costos asociados con el proceso de variar los precios.

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 resultantes 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 pass-through, dado que la concentración de mercado crea rigideces en los precios. Existe evidencia de que mientras más competitivo es el mercado, mayor es el pass-through. 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 and Restrepo (2001).

III. Revisión de Trabajos Anteriores.⁶

El número de trabajos que se han elaborado sobre el tema de “pass-through” es voluminoso.⁷ Hay que aclarar que no existe una definición única del término. Gran parte de la investigación se ha centrado en la relación entre los movimientos en el tipo de cambio nominal y los precios de importación. Una parte más pequeña, pero igualmente importante, se ha concentrado en la transmisión de variaciones en el tipo de cambio sobre el índice general de precios (Bacchetta y Van Wincoop (2003); Campa y Goldberg (2005); Gagnon

⁶ Esta sección está basada en Takhtamanova, Y. F. (2010).

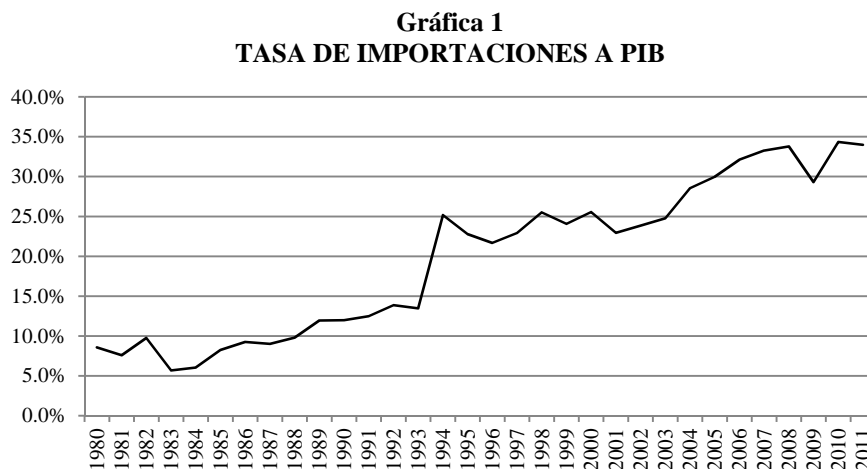
⁷ Para una revisión de los trabajos sobre el impacto del pass-through de la tasa de cambio sobre los precios de importación, véase Goldberg y Knetter (1997). Ejemplos de estudios realizados sobre pass-through a los precios al productor y consumidor véanse Woo (1984), Feinberg (1986, 1989), y McCarthy (2000).

e Ihrig (2004). Como ya se mencionó este documento se ubica la segunda veta, esto es sobre la relación entre el tipo de cambio nominal y la inflación.

Dentro de trabajos recientes destacan: Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2001). Estos autores prueban la hipótesis sugerida por J. Taylor (2000) la cual sostiene que un entorno inflacionario bajo conduce a un pass-through también bajo. Para probar esta hipótesis, el documento deriva una relación de pass-through basada en modelos macroeconómicos de economía abierta. Utilizan una base de información que incluye datos de 71 países para el período 1979 al 2000. Los autores encuentran una fuerte evidencia de una asociación positiva y significativa entre el pass-through y la tasa de inflación. La tasa de inflación, además, domina a otras variables macroeconómicas al explicar diferencias en el pass-through entre países. Por su parte, Devereux, M. B., y Yetman, J. (2010) desarrollan un modelo teórico, que utilizan para evaluar los diferentes determinantes del pass-through. Los autores sostienen que aunque las evidencias recientes señalan bajos niveles de pass-through, hay poco consenso sobre cuál es la explicación. Finalmente Takhtamanova, Y. F. (2010) proporciona más evidencia en apoyo de una disminución en el nivel de pass-through 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 sugiere que parte de la reciente reducción en el coeficiente de pass-through puede atribuirse al bajo entorno inflacionario registrado durante la década de 1990.

IV. Planteamiento Metodológico.⁸

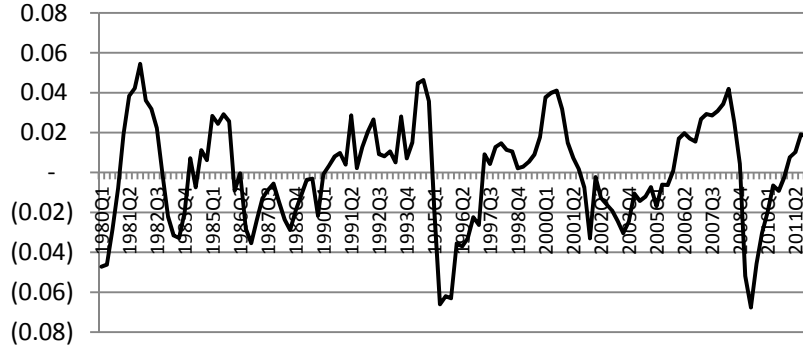
Considerando todo lo demás igual, entre mayor sea la proporción de las importaciones en el ingreso de una economía, más sensible será la inflación a cambios en el tipo de cambio. En México, el grado de penetración de las importaciones ha aumentado considerablemente desde 1980, véase Grafica 1.



Pero además de la apertura comercial, la inflación se ve afectada por el grado de holgura en la economía. Este es un punto muy importante a considerar cuando analizamos el pass-through. En las recesiones se registran caídas en el pass-through y en período inflacionarios aumenta el coeficiente del pass-through. Cuando se han dado devaluaciones mayores como en la década de los ochentas y durante las crisis de 1994 y 2008, el ingreso observado se ha colocado por debajo de su tendencia. Véase Gráfica 2. Esto podría estar siendo explicado por una política contraccionista deliberada encaminada a reducir el pass-through.

⁸ Esta sección está basada en Takhtamanova, Y. F. (2010).

Gráfica 2
BRECHA PORCENTUAL ENTRE EL PIB OBSERVADO Y EL PIB POTENCIAL



Así pues, una curva de Phillips de economía abierta parece ser un modelo adecuado para calcular el pass-through.

A). Modelo empírico

Seguindo a Takhtamanova, Y. F. (2010), utilizamos la siguiente formulación de la curva de Phillips:

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

En la ecuación (1), π denota la tasa de inflación, \tilde{y} representa la tasa de utilización de la capacidad productiva en la economía, q representa el logaritmo del tipo de cambio real,⁹ y Z^F y Z^E representan variables de choques: logaritmos de los precios de los alimentos y energía. $c_0, c_i^\pi, c_i^y, c_i^q, c_i^{Z^F}$ y $c_i^{Z^E}$ son constantes.

Este modelo es consistente con la bibliografía existente sobre la curva de Phillips para una economía abierta, como en Ball (1999), Svensson (1998), Gordon (1997) y Staiger et al (1997). La ecuación (1) permite también incluir la inercia de la inflación. En este sentido

⁹ $q \equiv \frac{EP^*}{P}$, donde P es el índice de precios al consumidor de México, E es el índice del tipo de cambio nominal y P^* es el índice de precios extranjero.

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. Como en Ball (1999), Svensson (1998) y Razin y Yuen (2001), la tasa de inflación está influenciada por el tipo de cambio real. En particular, una apreciación real de la moneda doméstica pone una presión a la baja en la tasa de inflación.

El impacto inicial de la tasa de cambio sobre inflación se mide por c_1^q (el subíndice “1” se refiere a pass-through de corto plazo del tipo de cambio real). El impacto total de la variación de la tasa de cambio sobre inflación (el pass trough de largo plazo del tipo de cambio) se puede derivar de (1) como:¹⁰

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

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 período 1980q1–2011q3. Las series empleadas son tasas de inflación; la brecha entre el PIB observado y PIB potencial; la tasa de crecimiento de tipo de cambio real y las tasas de crecimiento de los precios de los alimentos y la energía. En el apéndice se proporciona información sobre la construcción de las series y las fuentes utilizadas. La tasa de inflación se calcula como la tasa de crecimiento anualizada del índice de precios al consumidor, la tasa de utilización de la capacidad productiva la obtenemos dividiendo el *PIB* observado entre el PIB potencial (aproximamos el PIB potencial con la tendencia del PIB obtenida por el método del filtro Hodrick-Prescott); el tipo de cambio real lo obtuvimos directamente de la base de datos del banco de México (tipo de cambio real con respecto a 111 países).

¹⁰ Judge et al. (1988)

Las variables de choques de oferta son, la tasa de crecimiento de los precios de los alimentos y de la energía.

Para comprobar la hipótesis de que el pass-through depende de los niveles de inflación, dividimos el período 1980-2011 en tres periodos de acuerdo al comportamiento de la tasa de inflación, el tipo de cambio y la brecha entre el PIB observado y su tendencia. Véase Cuadro 1.

Cuadro 1.

Cuadro 1
PRINCIPALES DETERMINANTES DE LA INFLACIÓN

	1980-1990		1991-2000		2001-2011	
	PROMEDIO	DES. ESTÁNDAR	PROMEDIO	DES. ESTÁNDAR	PROMEDIO	DES. ESTÁNDAR
π	11.95%	7.12%	4.14%	3.03%	1.09%	0.84%
\hat{y}	-0.25%	2.49%	0.42%	2.85%	-0.23%	2.41%
Δq	0.71%	9.59%	-1.07%	9.78%	0.47%	5.40%
ΔTCN	11.30%	12.33%	2.95%	8.84%	0.79%	5.20%
π^*	1.22%	0.72%	0.66%	0.19%	0.61%	0.66%
ΔZ^F	1.10%	0.70%	0.58%	0.31%	0.71%	0.50%
ΔZ^E	0.71%	3.39%	0.39%	2.52%	1.51%	6.60%

Donde Δtcn es la tasa de depreciación nominal y π^* es la tasa de inflación en EUA. $q \equiv \frac{EP^*}{P}$.

El primer período (1980-1990), es el de más alta inflación y más alta tasa de depreciación nominal del peso. En este periodo, se destaca también que en promedio, el ingreso nacional estuvo por debajo de su tendencia. Además, esta década estuvo marcada por elevación en los precios de los alimentos y una moderada alza en los precios de la energía. Como resultado de todos estos elementos se dio una depreciación real de la moneda ($\Delta q > 0$).

El segundo período (1991-2000) es una etapa de moderada inflación y depreciación de la moneda. En contraste con el período anterior, esta etapa estuvo caracterizada por una tasa de crecimiento superior a su tendencia y tasas moderadas de crecimiento en los índices de precios de los alimentos y la energía. Como resultado de todos estos elementos se registra una apreciación del tipo de cambio real ($\Delta q < 0$).

El tercer periodo (2001-2011) registra la menor tasa de inflación de los tres considerados y una tasa de depreciación de la moneda inferior a la inflación. Esta etapa, al igual que la primera, se caracterizó por una tasa de crecimiento inferior a su tendencia. Además se registraron moderadas tasas de crecimiento en los precios de los alimentos y elevación en la tasa de crecimiento en los precios de la energía. Todos estos elementos dieron como resultado una depreciación real de la moneda ($\Delta q > 0$).

A continuación llevamos a cabo la estimación de la ecuación (1) para los tres periodos y la estimación de los valores del pass-through de corto y largo plazo (ecuación 2) en cada periodo.

V. Estimación

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) para el período 19880q2-1990q4 son los siguientes:¹¹

¹¹ Para obtener normalidad en los residuos se agregó una variable dicotómica: $DI: 1988q2=1$

Cuadro 2
RESULTADOS (1980q2-1990q4)

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTD.	ESTADÍSTICO-T	PROB.
<i>C</i>	0.043	0.040	1.080	0.295
π (-1)	0.670	0.153	4.384	0.000
π (-2)	0.050	0.182	0.276	0.786
π (-3)	0.020	0.174	0.115	0.910
π (-4)	0.132	0.164	0.808	0.430
\tilde{y} (-1)	-0.041	0.667	-0.061	0.952
\tilde{y} (-2)	0.301	0.709	0.425	0.676
\tilde{y} (-3)	-0.020	0.706	-0.028	0.978
\tilde{y} (-4)	-0.936	0.555	-1.687	0.110
ΔQ (-1)	0.123	0.088	1.399	0.180
ΔQ (-2)	0.214	0.093	2.306	0.034
ΔQ (-3)	0.087	0.108	0.805	0.432
ΔQ (-4)	0.047	0.089	0.531	0.602
ΔZ^f (-1)	-3.053	1.657	-1.843	0.083
ΔZ^f (-2)	-0.287	1.454	-0.197	0.846
ΔZ^f (-3)	-0.504	1.309	-0.385	0.705
ΔZ^f (-4)	1.085	1.228	0.883	0.389
ΔZ^e (-1)	0.043	0.040	1.080	0.295
ΔZ^e (-2)	0.670	0.153	4.384	0.000
ΔZ^e (-3)	0.050	0.182	0.276	0.786
ΔZ^e (-4)	0.020	0.174	0.115	0.910
<i>D1</i>	0.132	0.164	0.808	0.430

$n=39$, después de ajustes. $R^2 = 0.91$, $\bar{R}^2 = 0.80$; DW^{12} : 1.59. Criterio de información de Akaike: -3.71. En la prueba de normalidad de los residuos, el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.1511$, con probabilidad de 0.9272 y valor de curtosis de 3.24. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, arroja los siguientes resultados: $F = 3.072 < F_{(4,13)} = 3.18$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula, al nivel de significancia del 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arroja el resultado siguiente: $F=0.167 < F_{(1,16)} = 4.49$ al nivel de 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 siguientes resultados: $F: 0.858 < F_{(21,17)} = 2.10$ por lo que no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad al nivel de 5%.

¹² Inder (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. Véanse también King y Wu (1991); Rayner (1994) sobre el poder del estadístico Durbin Watson en presencia de variables endógenas rezagadas.

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) para el período 19891q1-2000q4 son los siguientes:¹³

Cuadro 3
RESULTADOS (1991Q1-2000Q4)

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTD.	ESTADÍSTICO-T	PROB.
<i>C</i>	0.022	0.016	1.391	0.185
$\pi(-1)$	0.273	0.212	1.291	0.216
$\pi(-2)$	-0.193	0.232	-0.834	0.418
$\pi(-3)$	0.047	0.196	0.238	0.815
$\pi(-4)$	0.351	0.149	2.352	0.033
$\tilde{y}(-1)$	-0.363	0.171	-2.130	0.050
$\tilde{y}(-2)$	-0.028	0.194	-0.145	0.887
$\tilde{y}(-3)$	0.462	0.185	2.493	0.025
$\tilde{y}(-4)$	-0.277	0.140	-1.984	0.066
$\Delta Q(-1)$	0.167	0.024	6.957	-
$\Delta Q(-2)$	0.168	0.046	3.682	0.002
$\Delta Q(-3)$	0.039	0.051	0.768	0.454
$\Delta Q(-4)$	0.095	0.041	2.335	0.034
$\Delta Z^F(-1)$	0.427	0.857	0.498	0.625
$\Delta Z^F(-2)$	-0.168	0.841	-0.199	0.845
$\Delta Z^F(-3)$	1.059	0.645	1.644	0.121
$\Delta Z^F(-4)$	-0.358	0.633	-0.566	0.580
$\Delta Z^E(-1)$	0.067	0.090	0.741	0.470
$\Delta Z^E(-2)$	-0.053	0.081	-0.655	0.522
$\Delta Z^E(-3)$	-0.048	0.102	-0.467	0.647
$\Delta Z^E(-4)$	0.021	0.102	0.202	0.843
<i>D1</i>	-0.041	0.013	-3.081	0.008
<i>D2</i>	-0.030	0.013	-2.347	0.033
<i>D3</i>	-0.026	0.013	-2.060	0.057

$n=40$, después de ajustes. $R^2 = 0.96$, $\bar{R}^2 = 0.89$; DW^{14} : 2.34. Criterio de información de Akaike: - 6.10. En la prueba de normalidad de los residuos, el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.3643$, con probabilidad de 0.8335 y valor de curtosis de 3.125. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, arroja los siguientes resultados: $F = 0.8351 < F_{(4,12)} = 3.26$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula, al nivel de significancia del 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado siguiente: $F = 5.9574 < F_{(1,15)} = 8.68$ al nivel de 1% 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 siguientes resultados: $F = 0.4864 < F_{(23,16)} = 2.24$ por lo que no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad al nivel de 5%.

¹³ Para obtener normalidad en los residuos se agregaron tres variables dicotómicas: *D1*: 1994q3=1, *D2*: 1995q1=1 y *D3*: 1998q4=1.

¹⁴Véase nota 12.

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) para el período 2001q1-2011q3 son los siguientes:¹⁵

Cuadro 4
RESULTADOS (2001Q1-2011Q3)

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTD.	ESTADÍSTICO-T	PROB.
C	0.005	0.008	0.608	0.549
$\pi(-1)$	-0.172	0.183	-0.940	0.358
$\pi(-2)$	-0.238	0.188	-1.266	0.220
$\pi(-3)$	0.134	0.188	0.712	0.484
$\pi(-4)$	0.432	0.181	2.384	0.027
$\tilde{y}(-1)$	0.011	0.160	0.070	0.945
$\tilde{y}(-2)$	0.176	0.181	0.968	0.344
$\tilde{y}(-3)$	-0.163	0.186	-0.876	0.391
$\tilde{y}(-4)$	0.061	0.112	0.539	0.596
$\Delta Q(-1)$	0.025	0.032	0.789	0.439
$\Delta Q(-2)$	0.002	0.027	0.063	0.950
$\Delta Q(-3)$	0.013	0.028	0.468	0.645
$\Delta Q(-4)$	0.009	0.033	0.269	0.791
$\Delta Z^F(-1)$	-0.331	0.545	-0.608	0.550
$\Delta Z^F(-2)$	0.130	0.531	0.244	0.809
$\Delta Z^F(-3)$	0.403	0.532	0.758	0.457
$\Delta Z^F(-4)$	0.170	0.545	0.313	0.758
$\Delta Z^E(-1)$	0.016	0.026	0.609	0.549
$\Delta Z^E(-2)$	0.005	0.029	0.174	0.863
$\Delta Z^E(-3)$	0.022	0.029	0.752	0.461
$\Delta Z^E(-4)$	-0.014	0.028	-0.493	0.627
D1	0.021	0.009	2.257	0.035
D2	-0.028	0.009	-2.999	0.007

$n=44$, después de ajustes. $R^2 = 0.61$ $\bar{R}^2 = 0.21$; DW¹⁶: 2.10. Criterio de información de Akaike: -6.57. En la prueba de normalidad de los residuos, el coeficiente Jarque Bera fue JB=0.9959, con probabilidad de 0.6078 y valor de curtosis de 2.9807. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, arroja los siguientes resultados: $F = 0.4438 < F_{(4,17)} = 2.96$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula, al nivel de significancia del 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojo el resultado siguiente: $F=2.51 < F_{(1,20)} = 4.35$ al nivel de 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 siguientes resultados: $F: 1.1548 < F_{(20,22)} = 2.07$ por lo que no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad al nivel de 5%.

Los resultados de las tres regresiones pueden ser combinados para realizar comparaciones de resultados entre periodos, además de calcular los valores de los coeficientes de pass-through de corto y largo plazo para cada período:

¹⁵ Para lograr normalidad en los residuos se agregaron tres variables dicotómicas: D1: 2010q2 =1, y D2: 2011q4 =1

¹⁶Véase nota 12.

Cuadro 5
SUMA DE COEFICIENTES ESTIMADOS
(Errores Estándar en Paréntesis)

$$\pi_t = c_0 + \sum_{i=1}^4 c_i^{\pi} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i^y \tilde{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i^q \Delta q_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i^{ZF} \Delta Z_{t-i}^F + \sum_{i=1}^4 c_i^{ZE} \Delta Z_{t-i}^E + \varepsilon_t$$

$\sum_{i=1}^4 c_i^{\pi}$			$\sum_{i=1}^4 c_i^y$			$\sum_{i=1}^4 c_i^q$		
PER. I	PER. II	PER. III	PER. I	PER. II	PER. III	PER. I	PER. II	PER. III
1980Q2-1990Q4	1991Q1-2000Q4	2001Q1-2011Q3	1980Q2-1990Q4	1991Q1-2000Q4	2001Q1-2011Q3	1980Q2-1990Q4	1991Q1-2000Q4	2001Q1-2011Q3
0.872	0.533	0.156	-0.696	-0.144	0.085	0.462	0.306	0.049
(0.171)	(0.229)	(0.484)	(0.535)	(0.190)	(0.102)	(0.088)	(0.081)	(0.059)

Fuentes: Cuadros 2,3 y 4.

En el Cuadro 5 se muestra el impacto acumulado de las principales variables. Observando estos resultados, uno puede llegar a una conclusión general que de 1980 al 2011 México ha experimentado una disminución en la persistencia de la inflación (medida por la suma de los coeficientes de inflación rezagada). La disminución de la persistencia de la inflación, fue estadísticamente significativa por lo menos durante el primero y segundo periodo. El efecto sobre la inflación de la brecha del PIB no resultó significativo en ninguno de los tres períodos. Sin embargo, observamos una caída en la respuesta de los choques del tipo de cambio (medida por la suma de los coeficientes rezagados del tipo de cambio real); esta disminución en la respuesta resultó significativa durante el primero y segundo periodo.

Cuadro 6
ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES PASS-through DE CORTO PLAZO
(Errores estándar en paréntesis)

PER. I	PER. II	PER. III
1980Q2-1990Q4	1991Q1-2000Q4	2001Q1-2011Q3
0.123	0.169	0.025
(0.088)	(0.024)	(0.032)

Fuentes: Cuadros 2,3 y 4.

A corto plazo el efecto de un cambio en la tasa del tipo de cambio real, sobre la inflación se mantuvo estadísticamente constante durante el primero y segundo período y disminuyó a prácticamente cero en el tercer período. Véase cuadro 6.

Cuadro 7
ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES PASS-THROUGH DE LARGO PLAZO
(Errores estándar en paréntesis)¹⁷

PER. I 1980Q2-1990Q4	PER. II 1991Q1-2000Q4	PER. III 2001Q1-2011Q3
3.680	0.989	0.058
(4.501)	(0.415)	(0.079)

Fuentes: Cuadros 2,3 y 4.

El cuadro 7 resume la evolución del coeficiente de largo plazo [obtenido utilizando la ecuación (2)]. Como se muestra en el cuadro 7, el efecto de largo plazo muestra una tendencia descendente a lo largo de los tres períodos aunque solo en el segundo período resultó estadísticamente significativo.

VI. 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 (por ejemplo, Cunnigham y Haldane, (2000); Garcia y Restrepo (2001); McCarthy, 1999). Este trabajo analizó el coeficiente de traspaso del tipo de cambio sobre la inflación para el corto y largo plazo y encuentra una caída en ambos coeficientes.

Sin embargo, 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

¹⁷ Dado que el pass-through 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 utilizando el método Delta. EViews permite calcular el error estándar a través de este método, utilizando la opción de la prueba de restricciones en los coeficientes (Wald Test).

inflación y su persistencia se elevan en el futuro (como resultado de una política monetaria laxa o como resultado 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. Véase Taylor (2000).

El coeficiente de traspaso, se ha reducido años recientes en México en gran parte debido a que el Banco de México no ha intentado aplicar una política cambiaria orientada a aumentar el tipo de cambio real [$\Delta q = \Delta \left(\frac{ep^*}{p} \right)$] para dar más competitividad a la economía mexicana. Si lo hubiera hecho, lo más probable es que el pass-through hubiera aumentado y por lo tanto se hubieran anulado los efectos de los cambios en el tipo de cambio nominal sobre el real. Esto es el Banco de México no esta 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!

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

Referencias.

1. Bacchetta, P., van Wincoop, E., (2003). Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates. *Journal of the European Economic Association* 1 (2-3), 662–670.
2. Ball, L., (1999). Monetary policy rules in an open economy. In: Taylor, John B. (Ed.), *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press, Chicago.
3. Ball, L., Mankiw, N. G., Romer, D., (1988). The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off, *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 1.
4. Campa, J. M., Goldberg, L. S., (2005). Exchange-rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics* 87 (4), 679–690.
5. Caves E. R., J. A. Frankel y R. W. Jones (2007). *World Trade and Payments, An Introduction, Tenth Edition*. Addison Wesley, Massachusetts.
6. Choudri, E y Hakura, D. (2001). *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?*. Washington DC: Fondo Monetario Internacional. Working Paper N°194.
7. Cunnigham, Alastair, Haldane, Andrew G., (2000). The Monetary Transmission Mechanism in the United Kingdom: Pass Through and Policy Rules, Central Bank of Chile Working Papers, No. 83.
8. Devereux, M.B y J. Yetman, (2010), Price Adjustment and Exchange Rate Pass-Through. *Journal of International Money and Finance* 29, 181–200
9. Dornbusch, R. (1987). *Exchange Rates and Prices*. *American Economic Review*, vol 77.
10. Froot, K y Rogoff, K., (1995). *Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates*. *Handbook of International Economics*, vol 3.
11. Gagnon, J., Ihrig, J., (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance and Economics* 9 (4), 315–338.
12. Garcia, Restrepo, (2001). Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile, Central Bank of Chile Working Papers, No. 128.
13. Goldfajn, I. y Valdés, R., (1997). *The Aftermath of Appreciations*. Chile: Banco Central de Chile. Documento de trabajo, N°2.
14. Gordon, R., (1997). Time-varying NAIRU and its implications for monetary policy. *Journal of Economic Perspectives* 11 (Winter), 32.
15. Inder, B. A. (1984). “Finite-sample power of tests for autocorrelation in models containing lagged dependent variables,” *Economics Letters*, Volume 14, Issues 2-3.

16. Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lutkepahl y T. C. Lee, (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, segunda edición, John Wiley & Sons, Brisbane.
17. King, Maxwell L. and Ping X. Wu (1991) Small-disturbance asymptotic and the Durbin-Watson and related tests in the dynamic regression model *Journal of Econometrics* Volume 47, Issue 1, January.
18. Mankiw, N. G., Reis, R., (2002). Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian curve. *Quarterly Journal of Economics* 117 (4).
19. McCarthy, Jonathan, (1999). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized countries, Federal Reserve Bank of New York Working Papers.
20. Murillo J. L., A. P. Morera Martinelli y W. Ramos González, (2001). El pass-through del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001. Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica.
21. Rayner, R. K. (1994) “ The small-sample power of Durbin's *h* test revisited”. *Computational Statistics & Data Analysis* Volume 17, Issue 1, January.
22. Razin, A., Yuen, Chi-Wa, (2001). The ‘New Keynesian’ Phillips Curve: Closed Economy vs. Open Economy, NBER Working Papers, No. 8313.
23. Rincón, H., (2000). *Devaluación y Precios Agregados en Colombia, 1980-1998*. Bogota: Banco de la República.
24. Rogoff, K., (1996). *The Purchasing Power Parity Puzzle*. *Journal of International Economics*, vol 34.
25. Staiger, D., Stock, J., Watson, M., (1997). The NAIRU, unemployment, and monetary policy. *Journal of Economic Perspectives* 11 (Winter), 33–51.
26. Svensson, L., (1998). Open Economy Inflation Targeting, Stockholm University, manuscript.
27. Takhtamanova, Y. F., (2008). Understanding changes in exchange rate pass-through. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2008-13.
28. Takhtamanova Y. F. (2010), Understanding changes in exchange rate pass-through. *Journal of Macroeconomics* 32 1118–1130
29. Taylor, J., (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review* 44 (7), 1389–1408.
30. Yazigi, P., (2000). *El Traspaso De Movimientos de Tipo de Cambio Nominal A Inflación: Un Análisis Para La Economía Chilena*. Seminario de Título. Facultad de Economía. Pontificia Universidad Católica de Chile.

Apéndice

VARIABLE	FUENTE*	DESCRIPCIÓN
π = INFLACIÓN	INEGI	$=LN(IPC_{MEXt})-LN(IPC_{MEXt-1})$
\tilde{y} = BRECHA DEL PRODUCTO	INEGI Y CÁLCULOS PROPIOS	$=(PIB_O-PIB_T)/PIB_T$
$q = LN$ (TIPO DE CAMBIO REAL)	INEGI, BANCO DE MÉXICO	$=LN(TCR_{111})$
$Z^F = LN$ (ÍNDICE DE PRECIOS DE LOS ALIMENTOS)	FRED	$=LN(IPC_{USA}: COMIDA)$
$Z^E = LN$ (ÍNDICE DE PRECIOS DE LA ENERGÍA)	FRED	$=LN(IPC_{USA}: ENERGÍA)$

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

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. TCR_{111} : es el índice de tipo de cambio real, con precios consumidor y con respecto a 111 países. $IPC_{USA}: COMIDA$ e $IPC_{USA}: ENERGÍA$, son los índices de precios para consumidores urbanos de Estados Unidos de comida y energía respectivamente.