



EL COLEGIO DE MÉXICO
CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

**TESIS PARA OBTENER EL GRADO DE:
MAESTRO DE ECONOMÍA**

**LA EXPERIENCIA MEXICANA CON
LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA EN EL
CORTO Y EL LARGO PLAZO**

**PRESENTA:
ALBERTO CUAUHTÉMOC AYES ZAMUDIO**

PROMOCIÓN 2010-2012

**ASESOR DE TESIS:
DR. JOSÉ MIGUEL TORRES GONZÁLEZ**

MÉXICO, DISTRITO FEDERAL, JULIO DE 2012

AGRADECIMIENTOS

A mis viejos, mis hermanos, mi abuelita y mi tía Xiomara, a mis amigos y compañeros, a mi asesor Miguel, a mis profesores, y a todo aquel que de una u otra manera ha contribuido en esta aventura, que parafraseando a Vasconcelos, fue iniciada con cierta inquietud y temor, y ha sido terminada con satisfacción y un dejo de melancolía.

LA EXPERIENCIA MEXICANA CON LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA EN EL CORTO Y EL LARGO PLAZO

Alberto Cuauhtémoc Ayes Zamudio

Resumen

Partiendo de la idea de que el estudio de la paridad del poder de compra (PPC) en el corto y el largo plazo es de cierta manera equivalente con el estudio del traspaso inflacionario del tipo de cambio, éste se estima para el caso de México utilizando datos mensuales del periodo 1990-2011, aprovechando relaciones de cointegración -determinadas por la técnica de Johansen- entre los índices de precios internos y externos (expresados en pesos después de considerar el tipo cambio). A partir de dichas relaciones de cointegración se construyen ecuaciones dinámicas que consideran la relación de equilibrio de largo plazo así como la dinámica de corto plazo. Son 2 los ejercicios realizados, de un lado se calcula el traspaso por variaciones en el tipo de cambio México-EUA y, adicionalmente, el traspaso es estimado cuando ocurren variaciones en un tipo de cambio multilateral que se construye con los tipos de cambio bilaterales del peso mexicano y las monedas de 10 de los principales socios comerciales de México. En el ejercicio con EUA los índices empleados incluyen todas las etapas de la cadena de distribución: distintos índices de precios al consumidor, 2 índices de precios al productor y un índice de precios de las importaciones, mientras que en el ejercicio con el tipo de cambio multilateral solamente se considera un índice de precios al consumidor, también multilateral. Se encuentra que salvo 2 excepciones, en general en el corto y el largo plazo el traspaso inflacionario es más fuerte en aquellos índices que tienen un mayor componente de bienes comerciables; que las estimaciones del traspaso son muy parecidas cuando se utilizan las variables de EUA o las multilaterales; y que se rechaza la hipótesis de un cambio estructural súbito en las ecuaciones dinámicas empleadas para calcular el traspaso.

Índice general

Resumen

Agradecimientos **i**

Resumen **ii**

1. Introducción **1**

2. Revisión de la literatura **5**

3. Datos y procedimiento econométrico **8**

3.1 Descripción de los datos **8**

3.2 Propiedades de estacionariedad **11**

3.3 Relación de cointegración **12**

3.3.1 Prueba de Johansen **13**

3.4 Estimación y resultados **17**

4. Búsqueda de cambio estructural **24**

5. Conclusiones **26**

6. Bibliografía **28**

1 Introducción

Además del producto interno bruto real y el desempleo, la inflación es una de las variables macroeconómicas más importantes (Mankiw, 2006). Esta última tiene una especial trascendencia para economías que como la mexicana han experimentado hiperinflación (Figura 1).

Después de un desempeño macroeconómico sobresaliente entre 1950 y 1970 en lo que respecta a inflación y crecimiento económico, México se enfrentó a una alta inflación desde el inicio de los setentas. Tras la crisis financiera de 1976 y la primera devaluación del peso en más de 20 años, parecía que se llevaría a cabo una transformación estructural para restaurar el crecimiento y la estabilidad, no obstante, el descubrimiento de grandes reservas petroleras condujeron a un aplazamiento de los ajustes requeridos. Un déficit creciente en el sector público y en la cuenta corriente, conjugados con la suspensión de los flujos de ahorro externo, al igual que el deterioro de los términos de intercambio y la inevitable devaluación que siguió, marcaron en 1982 el comienzo de un periodo caracterizado por una inflación galopante y estancamiento económico que perduraría durante gran parte de la década.

En 1987 el entonces Presidente Miguel de la Madrid y los representantes de los sectores obrero, campesino y empresarial suscribieron el "Pacto de Solidaridad Económica" -sustituido a la postre por el "Pacto para la Estabilidad y el crecimiento Económico" durante el mandato de Carlos Salinas de Gortari- que tenía como una de sus principales objetivos el control de la inflación. Dicha estrategia arrojó resultados muy alentadores que transformaron un panorama caracterizado por una grave inestabilidad de precios por otro en el cual la inflación ocupaba un nivel menor al 20% (Aspe, 1993). Sin embargo, la inestabilidad retornó después de la crisis desatada en 1994 aunque la persistencia de ésta fue mucho menor. Partiendo de las políticas de estabilidad macroeconómica y una vez que se alcanzó una posición fiscal sostenible, el esquema de objetivos de inflación se utilizó como un mecanismo eficiente para imponer disciplina en la política monetaria, lo que sumado a la transparencia en su implementación propició una notable reducción de la inflación que a partir del 2001 nunca ha superado los 2 dígitos (Ramos-Francia y Torres, 2005).

Así pues, el hecho de que la inflación sea una variable económica fundamental, combinado con los hechos de que México es una economía abierta -proceso que inició en 1986 cuando firmó su adhesión al Acuerdo General de Aranceles y Comercio (GATT) y que culminó en 1994 con la

entrada en vigor del TLCAN¹-, y con la adopción del régimen cambiario de libre flotación a finales de 1994 (Figura 3) como consecuencia de la crisis de la balanza de pagos, convierte al traspaso inflacionario del tipo de cambio en un tema que parece no perder relevancia. Es decir, la estimación del impacto de fluctuaciones en el tipo de cambio sobre el nivel de precios tiene obvia trascendencia desde una perspectiva de política económica ya que ello le permitiría a las autoridades correspondientes calcular la política monetaria apropiada para responder.

Si bien existe un debate en torno a los determinantes de la inflación en el corto plazo, de un lado los keynesianos enfatizando el rol de la demanda agregada en la economía, y por el otro los monetaristas, cuya postura se refleja perfectamente con la frase de Friedman (1963) "la inflación es siempre y en cualquier lugar un fenómeno monetario", existe un amplio consenso acerca de que la oferta monetaria parece tener una mayor importancia cuando se trata de comprender este fenómeno en el largo plazo. Los aumentos de la oferta monetaria juegan un rol especial en determinar la inflación no porque el dinero afecte a los precios más directamente que otros factores, sino porque empíricamente la oferta monetaria presenta una mayor variabilidad que otros determinantes de la inflación²(Romer, 2012).

Evidentemente, no solamente factores internos determinan los niveles inflacionarios, también existen factores externos dentro de los cuales se encuentra el tipo de cambio. Son diversas las hipótesis que pretenden explicar en qué medida y por qué variaciones del tipo de cambio afectan los niveles de precios internos. Como se explicará con detalle más adelante, Taylor (2000) explica las variaciones en el grado de traspaso en distintos países a partir de la premisa básica de que éste mantiene una relación positiva con los niveles de inflación. Zorzi et. al. (2007) argumentan que un elemento esencial es el grado de apertura comercial de una economía, esto en un primer vistazo puede llevarnos a pensar en una relación positiva --si un país es más abierto, en mayor medida variaciones en el tipo de cambio serán transmitidas vía importaciones--, no obstante, también debe considerarse que la inflación podría estar negativamente correlacionada con la apertura como fue empíricamente encontrado por Romer³ (1993), es decir, a mayor apertura menor inflación, lo que

1 Lo que se ha evidenciado en un aumento de las importaciones como proporción del PIB, como lo muestra la Figura 2.

2 Los casos extremos de dicha variabilidad han sido comunes en algunas naciones latinoamericanas, México incluido, en las cuales la necesidad de los gobiernos de obtener recursos a partir de la impresión de dinero, es decir, de obtener señoreaje, condujo a espirales inflacionarias.

³ Su análisis incluye países de la OCDE -incluyendo a México-, África, América del Sur, América central y Asia.

combinado con la hipótesis de Taylor implica un menor traspaso. Podría también pensarse en mecanismos que funcionen por variaciones de los precios relativos, por ejemplo, una depreciación provocaría que los bienes internos fueran relativamente más baratos que los bienes en el exterior, con el probable resultado de cambiar los incentivos de los productores nacionales entre vender en el mercado doméstico o exportar, y en caso de que ocurriese lo último, generando presiones inflacionarias por la reducción de la oferta interna.

Adicionalmente debe considerarse la Paridad del Poder de Compra (PPC)⁴, que aunque no sugiere ninguna relación causal de una variable hacia otra, para nuestro análisis puede presentarse como en (1) y (2), es decir, presentando los precios externos como variables exógenas en relación al nivel de precios interno correspondiente, y reflejando el fuerte vínculo entre la PPC y el traspaso inflacionario del tipo de cambio: un cumplimiento total de la PPC significaría un traspaso también total. A partir de la idea anterior surge la equivalencia entre el estudio de la PPC y el estudio del traspaso inflacionario que guía este trabajo.

Debido a su importancia han sido varios los trabajos que han analizado el fenómeno del traspaso inflacionario del tipo de cambio para el caso de nuestro país. Este trabajo se guía principalmente de 2: de Santaella (2002), que analiza este fenómeno durante el periodo 1969-2000 usando la técnica de cointegración de Engle y Granger (1987) para índices de precios al consumidor y al productor; y de Capistrán et. al. (2011), que a partir de un modelo de vector autorregresivo (VAR) analizan el traspaso para distintos índices que representan las diferentes etapas de la cadena de distribución para datos del periodo 1997-2010. Se hablará con mayor detalle de estos artículos en la siguiente sección.

Dicho lo anterior, en este trabajo se analiza el traspaso inflacionario del tipo de cambio en México para el periodo 1990-2011 aprovechando una relación de largo plazo entre los precios internos y los precios externos (en pesos). Esto implica considerar las propiedades de estacionariedad de las variables al momento de modelar y, a diferencia del artículo de Santaella, se emplea un método de búsqueda de relaciones de cointegración más poderoso: el método de Johansen. El ejercicio del traspaso inflacionario del tipo de cambio no solamente se hace con variables pertenecientes a Estados Unidos, sino que también se genera un índice de precios y un tipo de cambio multilateral que se pretende representen de una manera más adecuada la nueva y

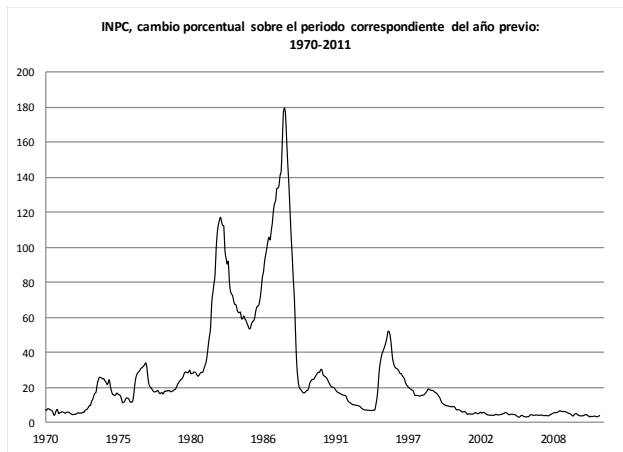
⁴ Ver apartado de Revisión de la literatura

cambiante estructura del comercio exterior del país. Finalmente, a diferencia de los 2 autores mencionados que definen 1995 y 2001, respectivamente, como las fechas para determinar si se ha presentado una modificación en el grado de traspaso con el paso del tiempo --la primera coincide con la adopción en México de un tipo de cambio flexible, mientras que la segunda con la implementación de los objetivos de inflación por parte del Banco de México--, en este trabajo se opta por determinar dicha fecha econométricamente con una prueba de cambio estructural súbito.

Son 3 los principales hallazgos: aunque en general en el corto y el largo plazo el traspaso inflacionario es más fuerte en aquellos índices que tienen un mayor componente de bienes comerciables, el INPP mercancías finales con petróleo y el INPC subyacente mercancías son las excepciones para el ejercicio hecho con variables de EUA, en tanto que cuando el ejercicio es realizado con las variables multilaterales⁵ los resultados son los que se esperan intuitivamente; al comparar los traspasos calculados a partir de ambos ejercicios se observan resultados muy parecidos, lo que indica que la construcción de un índice de precios y un tipo de cambio multilateral es una refinación que aporta muy poco en la estimación del traspaso inflacionario del tipo de cambio; y, por último, se rechaza la hipótesis de un cambio estructural súbito en las ecuaciones dinámicas empleadas para calcular el traspaso, no obstante, resulta interesante que los máximos -global y local- de la prueba Quandt-Andrews están cerca de las fechas utilizadas por Santaella (1995) y Capistrán et. al. (2011).

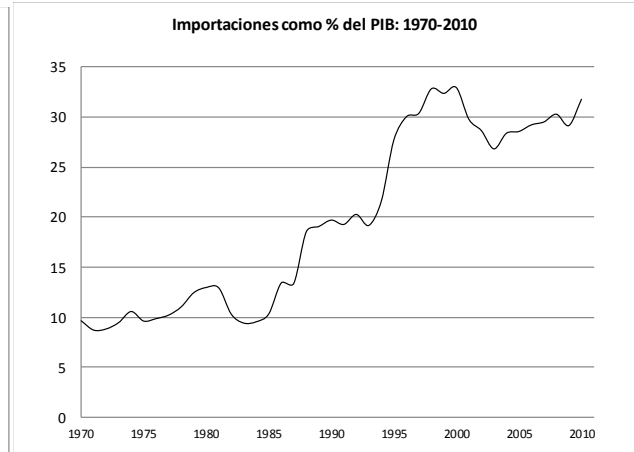
El resto del artículo está organizado de la siguiente manera: en la siguiente sección se hace una revisión de algunos aspectos teóricos acerca de la relación entre los precios internos y externos y la evolución del traspaso inflacionario a lo largo del tiempo, además de revisar brevemente algunos artículos empíricos que han analizado este fenómeno. En la tercera sección se describen los datos, se revisan las propiedades de estacionariedad de las variables, se realizan las estimaciones y se presentan los resultados. En la cuarta sección se busca un cambio estructural en las ecuaciones utilizadas para calcular el traspaso, y la última sección muestra las conclusiones.

⁵ En este ejercicio únicamente se analizan índices de precios al consumidor.



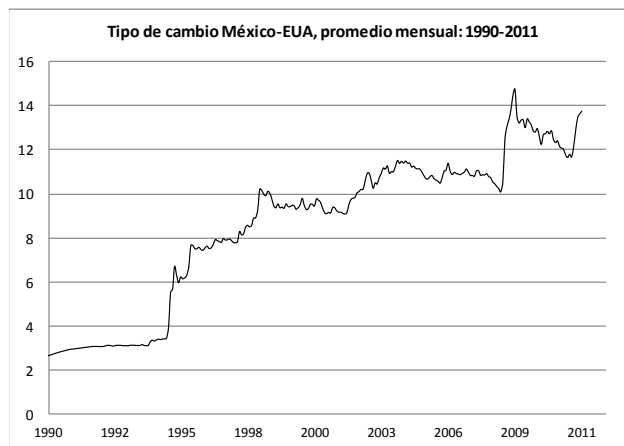
Fuente: elaboración propia con datos del Banco de México

Figura 1



Fuente: elaboración propia con datos de UNcomtrade

Figura 2



Fuente: elaboración propia con datos del Banco de México

Figura 3

2 Revisión de la literatura

En los libros de texto es común que el traspaso inflacionario del tipo de cambio se defina en relación a los precios de las importaciones. Por ejemplo, de acuerdo a Krugman y Obstfeld (2000): "el porcentaje por el cual los precios aumentan cuando la moneda local se deprecia en una unidad porcentual es conocido como el grado de traspaso del tipo de cambio a los precios de las importaciones ",

sin embargo, este concepto fácilmente se puede extender para analizar el efecto que tiene una variación en el tipo de cambio sobre el nivel general de precios al productor y al consumidor.

Así pues, el problema en cuestión lleva irremediamente a la famosa proposición empírica de la PPC que fue originalmente propuesta en el siglo XVI en la escuela de Salamanca, España, y que revivió como concepto de estudio en el siglo XX durante el periodo de entreguerras en el contexto

del debate concerniente al nivel apropiado al cual restablecer las paridades internacionales de los tipos de cambio⁶ (Rogoff, 1996; Taylor y Taylor, 2004). Esta proposición básicamente señala que los niveles generales de precios en diferentes países deberían ser los mismos una vez que sean convertidos a una moneda común, debido a la posibilidad de arbitraje en el mercado de bienes.

Siguiendo a Rogoff (1996) la PPC se puede expresar en 2 formas. En su forma absoluta se requiere que:

$$\sum_{i=1}^n P_i = E \sum_{i=1}^n P_i^* \dots (1)$$

donde P_i es el precio en moneda local del bien i , P_i^* es el precio del bien en moneda extranjera, E es el tipo de cambio y n es el número de bienes considerados⁷. Lo que significa que las sumas son tomadas sobre un índice de precios al consumidor, con todos los problemas que ello conlleva - sobre todo porque no se construyen índices con canastas de bienes estandarizadas a nivel internacional. Y su forma relativa:

$$\sum_{i=1}^n P_{it} / \sum_{i=1}^n P_{it-1} = (E_t / E_{t-1}) (\sum_{i=1}^n P_{it}^* / \sum_{i=1}^n P_{it-1}^*) \dots (2)$$

donde el subíndice t denota el tiempo. Se observa que esta versión de la PPC es más flexible porque requiere únicamente que la tasa de variación del tipo de cambio compense la diferencia entre la inflación interna y la externa. Precisamente por ello es que se recurrirá a esta última versión de la PPC para modelar el traspaso. Se recuerda, como ya se mencionó en la introducción, que el fuerte vínculo existente entre la PPC y el traspaso inflacionario del tipo de cambio nos permite estudiarlos como fenómenos equivalentes.

Otra idea que debe considerarse es el del cambio del grado en que ocurre el traspaso y documentada para el caso de México -véase Santaella (2002) y Capistrán et al (2011). Según Taylor (2000) la disminución observada en distintos países tiene importantes implicaciones para la política monetaria porque afecta tanto los pronósticos de inflación como los efectos de cambios en política monetaria sobre la inflación. Este mismo autor plantea la idea de que la reducción del traspaso inflacionario es debido al ambiente de baja inflación que se ha conseguido en varios países. En otras palabras, la baja inflación y la política monetaria detrás de este fenómeno han

⁶ En uno de varios artículos en que promovía el uso de la PPC, Gustav Cassel (1918) menciona lo siguiente: "De acuerdo a la teoría del comercio internacional que he intentado desarrollar durante el curso de la guerra, el tipo de cambio entre 2 países está principalmente determinado por el cociente entre el poder de compra sobre bienes internos de la moneda de cada país (...) En cada momento la paridad real entre 2 países es representada por este cociente entre el poder de compra de la moneda en un país y el otro. Propongo llamar a esta paridad 'la paridad del poder de compra'."

⁷ Es pues una generalización de la Ley de un Sólo Precio, que plantea que una vez que los precios son convertidos a una moneda común, el mismo bien debería venderse a un mismo precio en diferentes países.

conducido a un menor traspaso a través de una reducción en la persistencia esperada de cambios en los costos y precios: como las empresas perciben los movimientos en el tipo de cambio como transitorios evitarán responder con un ajuste de precios. Esto significa que la reducción en el traspaso puede ser efímera, ya que ésta aumentaría si se retornase a un ambiente con altas expectativas inflacionarias.

Como ya se mencionó, distintos trabajos han examinado el fenómeno del traspaso inflacionario del tipo de cambio para el caso de México. Por ejemplo, Santaella (2002) analiza si el vínculo entre la depreciación del tipo de cambio y la inflación -medida a través del INPC y algunos de sus componentes, así como del INPP- ha continuado vigente o se ha modificado a partir de la instauración del régimen de flotación en diciembre de 1994, usando para ello la técnica de cointegración de 2 etapas de Engle y Granger (1987). En consecuencia, en este artículo se distingue el traspaso en todo el periodo muestral 1969-2000 del observado en el periodo 1996-2000, concluyéndose que en el último se presentó un menor traspaso en el corto y el mediano plazo. En otro trabajo, basándose en un modelo VAR para datos del periodo 1997-2010, Capistrán et. al. (2011) analizan el traspaso para distintos índices que representan las diferentes etapas de la cadena de distribución. A partir de funciones impulso-respuesta identificadas mediante el método recursivo concluyen que el grado de traspaso disminuye a lo largo de la cadena de distribución y, adicionalmente, encuentran que el traspaso a precios al consumidor disminuye sustancialmente a partir del año 2001, que es la fecha en que el Banco de México adoptó el esquema de objetivos de inflación.

En cuanto a estudios del traspaso hechos para otros países, Kim (1998) utiliza un modelo vector de corrección de error (VECM) y encuentra que en EUA el tipo de cambio tiene un significativo impacto positivo en la inflación medida por el índice de precios al productor. En el mismo tenor, Kenny y McGettigan (1998) evalúan el grado del traspaso para los precios de las importaciones de Irlanda, y haciendo uso de la metodología de Johansen confirman la existencia de un traspaso casi completo para los índices de precios de las importaciones y de los precios domésticos en el largo plazo, aunque incompleto en el corto plazo.

En otra vertiente similar a la seguida por Capistrán et. al., McCarthy (1999) evalúa el impacto de tipos de cambio y precios de las importaciones en índices de precios al productor y al consumidor de algunos países industrializados por medio de un VAR recursivo. Las funciones impulso respuesta y descomposiciones de la varianza apuntan hacia 3 ideas: que estos factores externos tienen un efecto modesto sobre la inflación doméstica en el periodo Post-Bretton Woods;

que la apertura, medida como la proporción de importaciones en la demanda doméstica de un país, está correlacionada positivamente con el traspaso, pero la asociación no es particularmente fuerte; y finalmente, la estimación del modelo para diferentes periodos muestrales no sugiere un traspaso más fuerte en los ochentas y noventas que en periodos previos. Al igual que el autor anterior, Stulz (2007) investiga el traspaso inflacionario del tipo de cambio en distintos índices de precios agregados en Suiza a través de un VAR recursivo y utilizando funciones impulso respuesta. La evidencia muestra que el traspaso hacia los precios de las importaciones es sustancial (aunque incompleto), pero muy moderado para los precios al consumidor. Además, el análisis de una submuestra revela que el traspaso ha disminuido en relación a décadas pasadas.

Finalmente, aunque inicialmente plantean la idea de que servicios de distribución como almacenaje, transporte y costos de venta al menudeo proveen algo de aislamiento a los precios de consumo de los bienes comerciables, ya sea porque se diluye el contenido de importaciones en el bien de consumo final o porque los distribuidores pueden ajustar sus márgenes de ganancia para absorber fluctuaciones en el tipo de cambio, Campa y Goldberg (2008) infieren, después de hacer un ejercicio econométrico con datos panel de 21 países miembros de la OCDE --no se incluye a México--, que los cambios en el traspaso hacia precios de bienes de consumo final están asociados principalmente con la evolución de los insumos importados utilizados en la producción --más que con la evolución de los gastos de distribución al nivel de la industria.

3 Datos y procedimiento econométrico

3.1 Descripción de los datos

En este trabajo se utilizan datos mensuales y en logaritmos de 11 países⁸: México, Alemania, Canadá, China, Francia, Italia, Japón, Corea del Sur, Malasia, España y Estados Unidos, y el periodo muestral usado para realizar las distintas estimaciones abarca desde enero de 1990 hasta julio de 2011⁹.

⁸ El traspaso sólo se calculará para México, como se mencionará adelante, la información del resto de los países se utilizará para construir un tipo de cambio y un índice de precios multilateral.

⁹ Aunque para los índices de precios se tienen series más largas --por ejemplo para la mayoría de los precios internos se tienen series desde 1981 e inclusive la serie del INPC está disponible desde 1969--, se seleccionó este periodo muestral porque sólo se tienen datos anuales de las importaciones de México por país de origen desde 1990, indispensables para construir el tipo de cambio y el índice de precios multilateral.

Para México además del INPC se evalúan 10 índices adicionales: el INPC Canasta Básica, el INPC Subyacente, el INPC Subyacente Mercancías, el INPC Subyacente Servicios, el INPC No Subyacente, el INPC No Subyacente Agropecuarios, el INPC No Subyacente Energéticos y Tarifas Autorizadas por el Gobierno, el INPP mercancías excluyendo petróleo, el INNP mercancías con petróleo y el índice general de precios de las importaciones expresado en pesos¹⁰. Todos los datos anteriores relativos a México fueron obtenidos del Banco de México.

Del resto de los países se desprenden 2 ejercicios. Por un lado el estudio del traspaso inflacionario del tipo de cambio se realizó con precios externos exclusivamente de Estados Unidos, y en dicho ejercicio se emplearon el índice de precios al consumidor (Consumer Prices, All items), el índice de precios al productor (Producer prices, All Commodities) y el índice de los precios de las importaciones (Import Prices, All Commodities), todos ellos convertidos a pesos multiplicándolos por el tipo de cambio nominal promedio del periodo. Por otro lado, el ejercicio también se hizo con un tipo de cambio multilateral, es decir, con la finalidad de considerar la nueva dinámica del comercio internacional y sus efectos sobre las importaciones de México se construyó un tipo de cambio nominal efectivo (TCNE)¹¹, que está basado en un promedio ponderado de tipos de cambio bilaterales del peso con las respectivas monedas de los países mencionados. Para ejemplificar lo anterior basta mencionar que mientras en 1996 alrededor del 76% de las importaciones provenían de EUA, dicha cifra se ha reducido a cerca del 50% en los últimos años, en tanto que se ha presentado una emergencia significativa de China, que pasó del 1% en 1990 al 15% en el 2011. Similarmente, aunque en menor medida, Corea del Sur aumentó su participación de poco más de 0.5% a 4 % durante el mismo periodo (Figuras 4 y 5).

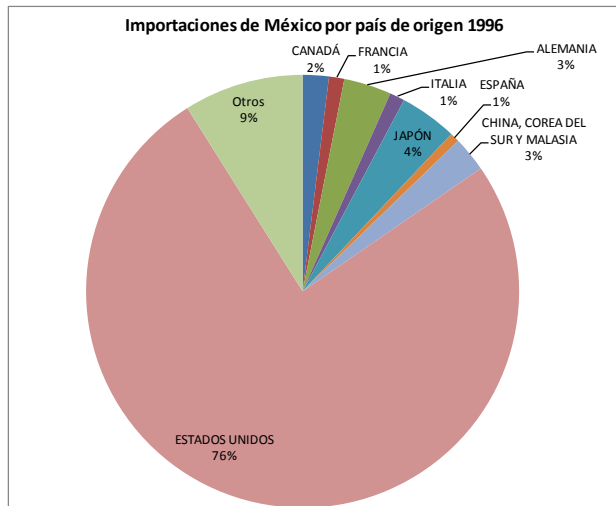
Por ejemplo, el TCNE se elaboró de la siguiente manera:

$$TCNE = \sum_{i=1}^{10} \alpha_i \frac{PESOSMX}{DIVISA_i} \dots (3)$$

¹⁰ La desagregación pudo haber sido diferente y mayor. Se hubiese podido desagregar el índice de precios al consumidor por objeto de gasto o por origen de los bienes; incluso los subíndices empleados en este trabajo pudieron haberse desagregado aún más, pero se estimó que la desagregación elegida era la adecuada porque ilustra claramente cuáles son los índices con un mayor componente de bienes comerciables y se define con precisión su orden a lo largo de la cadena de distribución.

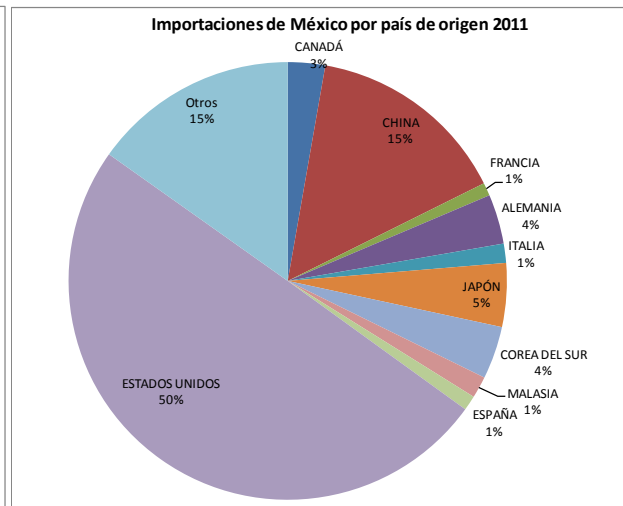
¹¹ Con motivos de simplificar, de aquí en adelante dicho tipo de cambio y el índice de precios que se construyó bajo la misma idea recibirán los apelativos multilateral, resto del mundo o efectivo, indistintamente.

Donde $\sum_{i=1}^{10} \alpha_i = 1$, α corresponde al valor de las importaciones de cada país respecto al total de los países seleccionados e i se refiere a los distintos países extranjeros considerados $i = \{ALE, CAN, CHIN, FRA...\}$. Estos países se eligieron porque son 10 de los principales socios comerciales de México cuando se considera la variable de importaciones: a lo largo de todo el periodo muestral abastecieron más del 80% del total de las importaciones y durante gran parte de los noventa ese porcentaje estuvo en torno al 90% (figuras 4 y 5).



Fuente: elaboración propia con datos de UNcomtrade

Figura 4

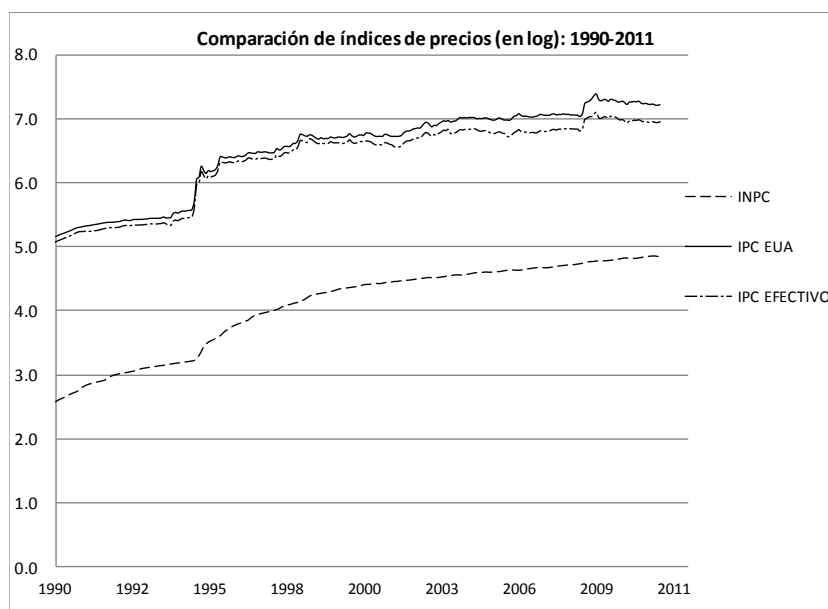


Fuente: elaboración propia con datos de UNcomtrade

Figura 5

Naturalmente también se construyó un índice de precios efectivo -únicamente se usaron precios al consumidor (Consumer Prices, All items)- que considerase la importancia relativa de las importaciones provenientes de los distintos países.

A excepción del índice de precios de China para el cual fue necesario recurrir a la CEIC, que es una base de datos macroeconómica privada especializada en mercados emergentes, el resto de los índices externos se obtuvieron del International Financial Statistics -cuya información proviene de las correspondientes fuentes nacionales-, en tanto que los valores monetarios de las importaciones provenientes de los distintos países se extrajeron de la United Nations Comtrade. Vale indicar que los índices empleados tienen como base el año 2005 y en ningún caso tienen ajuste por estacionalidad --ni se ajusta en el ejercicio empírico. En la figura 6 se muestra el INPC y los índices de precios al consumidor de EUA y el del resto del mundo, se distingue claramente que se abre una brecha entre los últimos 2 a partir de finales de los noventa, que es cuando comienza a declinar la participación de EUA en las importaciones mexicanas.



Fuente: elaboración propia con datos del Banco de México, del IFS y de UNcomtrade

Figura 6

3.2 Propiedades de estacionariedad

Como se pretende trabajar con un modelo de corrección de error lo primero que debe hacerse es determinar si efectivamente las variables exhiben un comportamiento no estacionario¹² a través de alguna prueba de raíces unitarias.

Se eligió la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) que tiene la hipótesis nula de que la variable en cuestión tiene una tendencia estocástica, contra la alternativa de un solo lado de que dicha variable es estacionaria. La forma general de la prueba ADF incluyendo una constante y una tendencia lineal es la siguiente:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + u_t \dots (4)$$

Para la selección del número de rezagos se optó por el criterio de información de Akaike (AIC) debido a que diversos estudios del estadístico ADF sugieren que es mejor tener demasiados rezagos que demasiado pocos (Stock, 1994). En cuanto a la parte determinística incluida en la ecuación de la prueba ADF, después de inspeccionar las gráficas de las distintas series se juzgó que lo más adecuado era incluir un intercepto en todos los casos. No obstante, al obtener los estadísticos de esta prueba sobre las series en primeras diferencias, además de considerar el caso

¹² Se recuerda que en las series de tiempo económicas existen 2 tipos de no estacionariedad: las tendencias estocásticas y los cambios estructurales. En este apartado se analiza la no estacionariedad del primer tipo.

en que se incluye un intercepto, también se tomó en cuenta el caso en que ADF incluye una tendencia lineal. Al final los resultados son los mismos con ambas especificaciones, variando únicamente -en algunas series- los niveles de significancia.

El estadístico ADF, el número de rezagos elegidos y el grado de integración de las distintas variables están en la siguiente tabla:

PRUEBA DICKEY-FULLER AUMENTADA									
Variable	PARTE DETERMINÍSTICA	NIVELES		PRIMERAS DIFERENCIAS			Adicional		Grado de integración
		REZAGOS (AIC)	COEFICIENTE ADF	REZAGOS (AIC)	ADF con Constante	ADF con Tendencia			
INPC	C	13	-2.26	12	-2.56 ***	-3.31 ***		I(1)	
INPC CANASTA BÁSICA	C	13	-1.88	12	-2.46	-2.95		I(2)	
INPC SUBYACENTE	C	13	-2.29	12	-2.66 ***	-3.43 **		I(1)	
INPC SUBYACENTE MERCANCÍAS	C	13	-2.04	12	-2.67 ***	-3.19 ***		I(1)	
INPC SUBYACENTE SERVICIOS	C	13	-2.57					I(0)	
INPC NO SUBYACENTE	C	13	-1.98	12	-2.33	-2.89		I(2)	
INPC NO SUBYACENTE AGROPECUARIOS	C	13	-1.73	12	-2.85 **	-11.10 *		I(1)	
INPC NO SUBYACENTE ENÉRGICOS Y TARIFAS	C	13	-2.72					I(0)	
INPP MERCANCÍAS FINALES EXCLUYENDO PETRÓLEO	C	7	-2.11	7	-2.96 **	-3.83 **		I(1)	
INPP MERCANCÍAS FINALES CON PETRÓLEO	C	8	-1.49	7	-3.44 *	-3.63 **		I(1)	
ÍNDICE GENERAL DEL PRECIO DE LAS IMPORTACIONES	C	1	-1.56	0	-12.36	-12.42		I(1)	
INPCEUA	C	1	-1.94	0	-12.28 *	-12.42 *		I(1)	
INPPEUA	C	1	-1.57	0	-12.74 *	-12.80 *		I(1)	
ÍNDICE DE PRECIOS DE LAS IMPORTACIONES EUA	C	1	-1.51	0	-12.55 *	-12.59 *		I(1)	
INPCEFFECTIVO	C	1	-2.04	0	-12.42 *	-12.58 *		I(1)	

El número de asteriscos indica el nivel de significancia de acuerdo con los valores críticos de MacKinnon (1996): 1% (*), 5%(**) y 10%(***).

La C en la columna PARTE DETERMINÍSTICA indica que se empleó una constante al momento de aplicar la prueba.

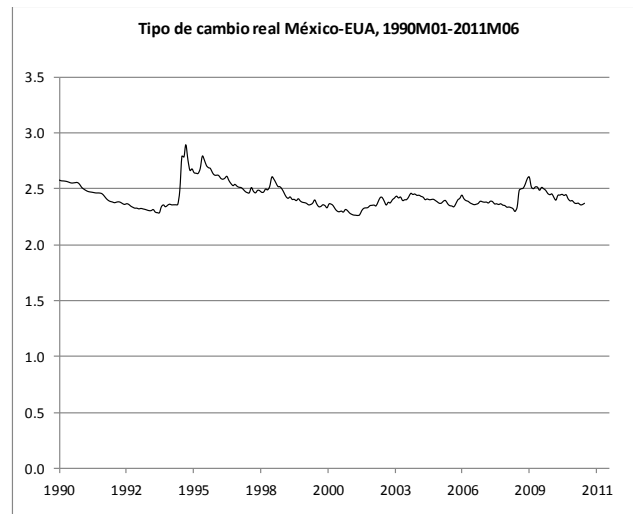
Cuadro 1

Los resultados indican que la mayoría de las variables son no estacionarias e I(1) ya que la prueba ADF no puede rechazar la hipótesis nula de una tendencia estocástica para las series en niveles, en tanto que la hipótesis nula es claramente rechazada cuando las series se toman en primeras diferencias. Las excepciones fueron el INPC canasta básica y el INPC no subyacente que según la prueba ADF son I(2), en tanto que las series INPC subyacente servicios e INPC no subyacente energéticos y tarifas rechazó la hipótesis nula en niveles, indicando que se trata de una serie estacionaria. En consecuencia las 4 últimas series mencionadas se descartan para el análisis posterior.

3.3 Relación de cointegración

Como una prueba previa, simplemente se grafica la diferencia entre el IPC EUA y el INPC, es decir, se obtiene una gráfica del tipo de cambio real. La prueba ADF rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria, lo que significa que el tipo de cambio real es una variable de tipo I(0) y que presenta reversión a la media, lo cual es tomado como evidencia favorable a favor de la PPC. Esto

porque el tipo de cambio real no presenta desviaciones permanentes de algún nivel indicado por la PPC (Santaella, 2002).



Fuente: elaboración propia con datos del Banco de México y del IFS y de UNcomtrade

Figura 7

No obstante, se necesita algo más formal para verificar que efectivamente existan relaciones de cointegración entre los índices de precios internos y externos (ajustados por el tipo de cambio), lo cual se hará en las siguientes subsecciones.

3.3.1 Prueba de Johansen

Para la búsqueda de relaciones de cointegración se implementó la prueba de Johansen¹³ que proporciona estimadores obtenidos por máxima verosimilitud. Se decidió emplear este método porque es considerado el más poderoso: en un artículo de 1994 Gonzalo compara 5 métodos de estimación de vectores de cointegración a través de una simulación de Monte Carlo y determina que la estimación por máxima verosimilitud (Johansen) tiene claramente mejores propiedades que los otros estimadores. Pese a lo anterior, inicialmente también se aplicó el método de estimación basado en mínimos cuadrados ordinarios de Engle y Granger, no obstante, en muchos casos los resultados de cointegración variaban cuando se empleaba el AIC y el criterio de información de Schwarz o Bayesiano (BIC de aquí en adelante) para determinar el número de rezagos en las pruebas de raíces unitarias sobre los residuales, de ahí que se descartase este método.

¹³ Un lector más interesado puede acudir a Johansen (1988), Johansen y Juselius (1990), Johansen (1991) o al libro de texto de Hamilton (1994).

A continuación se hará una breve exposición de la prueba de Johansen. Se tiene un VAR de orden p (ignorando por simplicidad variables determinísticas):

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \dots (5)$$

donde x_t es un vector de k elementos de variables $I(1)$ y ε_t es un vector de innovaciones. Puede describirse como:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \dots (6)$$

donde Δ señala que se toman diferencias de las variables y

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad y \quad \Lambda_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

El teorema de representación de Granger (1987) asevera que si la matriz Π tiene rango reducido $r < k$, entonces existen 2 matrices de dimensión $k \times r$, α y β cada una con rango r tal que $\Pi = \alpha \beta'$ y $\beta' x_t$ es un vector de variables $I(0)$. De lo anterior, r indica cuál es el número de relaciones de cointegración, la matriz β contiene a los vectores de cointegración --i. e. cada columna de β corresponde a un vector de cointegración- y α contiene a los parámetros de ajuste, es decir, aquellos que determinan la velocidad a la que se retorna a la relación de equilibrio de largo plazo en caso de una perturbación. Lo que hace este método es estimar la matriz Π de un VAR irrestricto (en el sentido de que no se hicieron imposiciones previas acerca del rango de Π), y probar si se pueden rechazar las restricciones implicadas por el rango reducido de Π . Es decir, se calculan los valores propios de la matriz Π , y el número de valores propios distintos de cero nos indica cuál es el rango de Π y, en consecuencia, el número de vectores de cointegración. Se aprovecha pues la relación entre el rango de dicha matriz y sus raíces características.

Además, para realizar la prueba se necesita hacer un supuesto acerca de la tendencia subyacente de los datos, es decir, elegir entre algunas de las siguientes especificaciones que determinará que tabla de valores críticos se utilizará de la distribución asintótica -no estándar- de las pruebas estadísticas asociadas con el método de Johansen:

- Modelo 1* *No constantes o tendencias en el espacio de cointegración (CI) y/o los datos*
- Modelo 2* *Constante en el espacio de CI*
- Modelo 3* *Constante en el espacio de CI y tendencia lineal en los datos*
- Modelo 4* *Constante y tendencia lineal en el espacio de CI, y tendencia lineal en los datos*
- Modelo 5* *Constante y tendencia lineal en el espacio de CI, y tendencia cuadrática en los datos*

Johansen sugiere 2 pruebas estadísticas para determinar el rango de cointegración:

Estadístico de la traza:
$$traza(r_0|k) = -T \sum_{i=r_0+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Estadístico del valor propio máximo:
$$\lambda_{max}(r_0) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

donde $\hat{\lambda}_i$ es el i-ésimo valor propio estimado mas grande de la matriz Π y r_0 funciona simplemente como una guía que sirve para determinar si un hipotético número de relaciones de cointegración coincide con el verdadero, esto es, r .

Para determinar el número de relaciones de cointegración r condicional a los supuestos hechos acerca de la tendencia subyacente de los datos, puede procederse secuencialmente de $r_0=0$ a $r_0=k-1$ hasta que falle el rechazo. La diferencia entre ambos estadísticos es que el primero prueba la hipótesis nula de $r \leq r_0$ relaciones de cointegración contra la alternativa de $r \geq r_0+1$ relaciones, mientras que el segundo cambia la hipótesis alternativa de $r \geq r_0+1$ a $r=r_0+1$, con la idea de mejorar el poder de la prueba limitando la alternativa a un rango de cointegración solo uno más que aquel bajo la hipótesis nula. En ambos casos la hipótesis alternativa de k relaciones de cointegración corresponde al caso donde ninguna de las series tiene raíces unitarias.

Así pues, una vez que se precisó que la mayoría de las series no son estacionarias ni estacionarias con tendencia lineal, sino que son series con tendencia estocástica del tipo $I(1)$, el siguiente paso obligado fue determinar si existían relaciones de cointegración entre las variables de precios internos y externos. De no proceder de esa manera, y de existir una relación de cointegración, se podría incurrir en una mala especificación si se hiciesen estimaciones en primeras diferencias. Además, el análisis se enfoca en las relaciones de equilibrio entre las variables en el largo plazo en detrimento de las dinámicas de corto plazo.

Como se mencionó en la subsección previa, la prueba que se utilizó para encontrar las relaciones de cointegración fue la de Johansen y la especificación utilizada fue la del modelo 2, que es la que se emplea si ninguna de las series tiene una tendencia determinística lineal. Asimismo, para determinar cuál sería el número de rezagos empleado en esta prueba se recurrió al BIC en detrimento del AIC con la finalidad de tener especificaciones lo más parsimoniosas posibles -al agregar más rezagos los modelos construidos a partir del AIC tenían un mejor ajuste

según la R^2 y la R^2 -ajustada, no obstante las diferencias en los ajustes no superó el 5% en ninguna de los casos.

Se puede apreciar en los cuadros 2 y 3 que en todas las series de precios internos se encontró una relación de cointegración con los respectivos precios externos, reforzándose mutuamente los estadísticos de la traza y del valor propio máximo. De estas estimaciones se espera que en aquellos índices con un mayor componente de bienes comerciables la evidencia a favor del cumplimiento de la PPC sea más favorable.

En lo que respecta al ejercicio con los índices de EUA, como se suponía, el cumplimiento de la PPC es más fuerte en el caso del índice de precios de las importaciones, le siguen los índices de precios al productor y finalmente los índices de precios al consumidor. Dentro de estos últimos, el único resultado inesperado es que se halló que la PPC se cumple en un mayor grado con el INPC que con el INPC subyacente mercancías, cuando lo que se esperaba era precisamente lo contrario -debido a que el último tiene un mayor componente de bienes comerciables--, es decir, lo que ocurre cuando se utiliza el índice de precios efectivo. Algo interesante que resulta de comparar ambos cuadros, es que la PPC parece cumplirse en mayor medida cuando se utiliza el índice de precios efectivo.

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN					
VARIABLE	MÉXICO-EUA 1990-2011				
	REZAGOS (BIC)	PRUEBA QUE ACEPTA COINTEGRACIÓN	COEFICIENTES DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADOS		
				β_1	β_0
INPC	3	ambas, 1	1.0000	-0.8954 (0.0197)	1.5773 (0.1355)
INPC SUBYACENTE	3	ambas, 1	1.0000	-0.8494 (0.0260)	1.2401 (0.1794)
INPC SUBYACENTE MERCANCÍAS	3	ambas, 1	1.0000	-0.8787 (0.0356)	1.4311 (0.2415)
INPC NO SUBYACENTE AGROPECUARIOS	1	ambas, 1	1.0000	-0.9258 (0.0206)	1.8382 (0.1358)
INPP MERCANCÍAS FINALES EXCLUYENDO PETRÓLEO	4	ambas, 1	1.0000	-0.9129 (0.0207)	1.6846 (0.1415)
INPP MERCANCÍAS FINALES CON PETRÓLEO	1	ambas, 1	1.0000	-0.9720 (0.0194)	2.1146 (0.1300)
ÍNDICE GENERAL DE PRECIOS DE LAS IMPORTACIONES	1	ambas, 1	1.0000	-1.0713 (0.0104)	0.3197 (0.0441)

* En la columna PRUEBA QUE ACEPTA COINTEGRACIÓN se indica si alguna o ambas pruebas, traza y/o valor propio máximo, acepta (n) la existencia de alguna relación de cointegración, y el número a la derecha indica el número de relaciones encontradas.

** Errores estándar en paréntesis

***En lo que respecta a los coeficientes de cointegración, la normalización se hace sobre las variables de la primera columna; la quinta columna (β_1) contiene los coeficientes de la variables correspondiente a EUA o al Resto del mundo según sean el caso, mientras que la última columna (β_0) contiene los distintos coeficientes pertenecientes a la constante

Cuadro 2

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN					
VARIABLE	MÉXICO-RESTO DEL MUNDO 1990-2011				
	REZAGOS (BIC)	PRUEBA QUE ACEPTA COINTEGRACIÓN	COEFICIENTES DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADOS		
				β_1	β_0
INPC	3	ambas, 1	1.0000	-0.9543 (0.0219)	1.7816 (0.1463)
INPC SUBYACENTE	3	ambas, 1	1.0000	-0.9239 (0.0227)	1.5720 (0.1524)
INPC SUBYACENTE MERCANCÍAS	3	ambas, 1	1.0000	-0.9840 (0.0248)	1.9841 (0.1632)
INPC NO SUBYACENTE AGROPECUARIOS	1	ambas, 1	1.0000	-0.9755 (0.0378)	1.9680 (0.2429)

Errores estándar en paréntesis

Cuadro 3

3.4 Estimación y resultados

Una vez que se verifica que existe una relación de largo plazo entre las variables, es decir, que la PPC se cumple en mayor o menor grado de acuerdo al índice de precios empleado, y que es estacionaria, se pueden generar los coeficientes de los términos de corrección de error. Recordemos rápidamente que el valor absoluto de estos coeficientes indica que tan rápidamente algún desequilibrio de la relación de largo plazo se desvanece si solamente se considera el efecto de esta corrección -el equilibrio se alcanza más rápidamente entre mayor sea el valor absoluto del coeficiente. Este término se construye de la siguiente manera para el caso de la relación de cointegración hallada entre un índice de precios interno y uno externo, que denominaremos IP^{INT} e IP^{EXT} respectivamente:

$$CE_{IP^{INT}} = IP^{INT} + \beta_1 * IP^{EXT} + \beta_0 \dots (7)$$

Así pues, para generar tales términos con los coeficientes de los cuadros 2 y 3, simplemente se sustituyen las series de los índices de precios internos y externos correspondientes, multiplicando estos últimos por los respectivos coeficientes β_1 y sumando al final los diferentes coeficientes que pertenecen a las constantes, β_0 , tal y como se muestra en la ecuación (7).

Ya modelada la relación de largo plazo, lo siguiente fue la inclusión de los ajustes dinámicos de corto plazo. Para ello se estimaron modelos que incluyeron el término de corrección de error, diferencias rezagadas de las variables en cuestión, y el efecto contemporáneo de variaciones en el tipo de cambio. Se llegan a especificaciones como la de abajo -aunque posteriormente se descartan los coeficientes no significativos- después de utilizar el BIC para definir el número de rezagos a incluir:

$$\Delta(IP^{INT}) = \alpha_1 * CE_{IP^{INT}}(-1) + \sum_{i=1}^a \gamma_i * \Delta(IP^{INT}(-i)) + \sum_{i=1}^a \theta_i * \Delta(IP^{EXT}(-i)) + \alpha_2 \Delta(IP^{EXT}) \dots (8)$$

donde a señala el máximo número de rezagos incluidos determinado por el BIC.

Los cuadros 4 y 5 muestran los resultados obtenidos para todas las series. Por cuestiones de espacio sólo se incluyen los coeficientes del término de corrección de error, el primer rezago de la diferencia de la variable dependiente (precios internos), y la diferencia de la variable independiente (precios externos)¹⁴.

ESTIMACIÓN DE MCO, ECUACIONES DINÁMICAS							
MÉXICO-EUA							
ÍNDICE	α_1	VIDA MEDIA	γ_1	α_2	R^2		
INPC	-0.0168 *	41	0.5545 *	0.0395 *	0.83		
	(0.0024)		(0.0428)	(0.0394)			
INPC SUBYACENTE	-0.0116 *	59	0.7338 *	0.0330 *	0.89		
	(0.0020)		(0.0533)	(0.0060)			
INPC SUBYACENTE MERCANCÍAS	-0.0092 *	75	0.7421 *	0.0354 *	0.88		
	(0.0021)		(0.0535)	(0.0071)			
INPC NO SUBYACENTE AGROPECUARIOS	-0.0778 *	9	0.2094 *	NA	0.28		
	(0.0090)		(0.0557)				
INPP MERCANCÍAS FINALES EXCLUYENDO PETRÓLEO	-0.0247 *	28	0.4781 *	-0.0281 *	0.81		
	(0.0030)		(0.0562)	(0.0086)			
INPP MERCANCÍAS FINALES CON PETRÓLEO	-0.0308 *	22	0.4092 *	-0.0242 **	0.71		
	(0.0038)		(0.0469)	(0.0113)			
ÍNDICE GENERAL DE PRECIOS DE LAS IMPORTACIONES	-0.0860 *	8	0.5217 *	0.9638 *	0.93		
	(0.0178)		(0.0538)	(0.0163)			

-NA indica que el coeficiente correspondiente resultó ser no significativo

-El número de asteriscos indica el nivel de significancia: 1% (*), 5% (**) y 10% (***)

-Se decidió presentar la R^2 y no la R^2 ajustada porque las diferencias entre ambas son marginales

Cuadro 4

ESTIMACIÓN DE MCO, ECUACIONES DINÁMICAS							
MÉX-RESTO DEL MUNDO							
ÍNDICE	α_1	VIDA MEDIA	γ_1	α_2	R^2		
INPC	-0.0155 *	44	0.5200 *	0.0403 *	0.85		
	(0.0020)		(0.0429)	(0.0069)			
INPC SUBYACENTE	-0.0142 *	49	0.6935 *	0.0343 *	0.89		
	(0.0020)		(0.0523)	(0.0055)			
INPC SUBYACENTE MERCANCÍAS	-0.0150 *	46	0.6959 *	0.0381 *	0.89		
	(0.0026)		(0.0531)	(0.0065)			
INPC NO SUBYACENTE AGROPECUARIOS	-0.0457 *	15	0.2280 *	NA	0.24		
	(0.0068)		(0.0571)				

Cuadro 5

Los resultados de ambos cuadros muestran que los signos de los coeficientes de los distintos términos de corrección de error son negativos, lo cual son buenas noticias porque implica que efectivamente hay convergencia hacia la relación de largo plazo establecida en las relaciones de cointegración.

¹⁴ Los resultados completos están disponibles a solicitud del interesado.

Con los coeficientes de los términos de corrección de error se obtienen las vidas medias¹⁵ de las desviaciones y de nueva cuenta, al comparar los índices de precios al consumidor y al productor, con la única excepción del INPC subyacente mercancías en el ejercicio con EUA, se nota que entre mayor sea el grado de componentes comerciables incluidos en el índice, menor será la vida media de la desviación de la relación de equilibrio de largo plazo.

Al utilizar el BIC para determinar el número de rezagos se obtuvieron modelos muy parsimoniosos, sin embargo, ello no impidió que se obtuvieran R² bastante altas, con la excepción del modelo describiendo el traspaso inflacionario al INPC no subyacente agropecuarios, por lo cual este índice no se incluye en el último análisis. Otra cosa interesante del cuadro es que en todos los casos en que se pueden comparar las R² del ejercicio entre México y el resto del mundo y aquel entre México y EUA, las primeras resultan mayores, es decir, es mejor el ajuste de los modelos que involucran el índice de precios y el tipo de cambio efectivo, aunque ello sólo sea de forma marginal.

Para la obtención del traspaso, siguiendo a Santaella (2002), se hicieron 2 simulaciones dinámicas de ecuaciones como la (8) que son una especie de función impulso-respuesta en el sentido de que consideran el ajuste de los precios internos ante un choque en el tipo de cambio, pero que pese al parecido no son iguales a las funciones impulso-respuesta porque no hay un VAR de por medio. En la primera simulación se estimaron los índices de precios internos utilizando los valores reales tanto de los precios externos como de las condiciones iniciales de los precios internos. La segunda es similar a la anterior, solo que en este caso se incrementó en 100% el valor del tipo de cambio -de manera permanente- a partir del dato real correspondiente al primer dato estimado.

Solo para ejemplificar supongamos que la ecuación dinámica (8) tiene la siguiente forma $\Delta(IP^{INT}) = \alpha_1 * CE_{IP^{INT}}(-1) + \gamma_1 * \Delta(IP^{INT}(-1)) + \theta_1 * \Delta(IP^{EXT}(-1)) + \alpha_2 \Delta(IP^{EXT})$, entonces el IP^{SIM1} se genera reexpresando lo anterior como $IP^{INT} = IP^{INT}(-1) + \Delta(IP^{INT})$. A continuación, el primer valor de IP^{SIM1} se obtiene usando el segundo dato real de IP^{INT} debido a que hay un rezago de esa variable y a que el máximo rezago de las variables en diferencias es 1; el término de corrección de error se construye con los coeficientes del vector de cointegración

¹⁵ La vida media de las desviaciones de la relación de equilibrio de largo plazo se calcula de la siguiente manera: se toma el coeficiente del término de corrección de error α_1 y se sabe que $(1+\alpha_1)^{VM}=0.5$, donde VM es el número de periodos en que tarda en desaparecer la mitad de la desviación de la variable en cuestión del equilibrio. Tomando logaritmos naturales de ambos lados y acomodando términos se llega a $VM=\ln(0.5)/\ln(1+\alpha_1)$ (Kenny y Mcgettigan, 1998).

correspondientes y con los datos reales -los segundos- de IP^{INT} e IP^{EXT} ; y finalmente se utilizan tanto las diferencias de IP^{INT} e IP^{EXT} , según lo indica la ecuación dinámica. Para simular el segundo valor de IP^{SIM1} se hace exactamente lo mismo, sin embargo, ya no se utiliza el tercer dato real de IP^{INT} , sino que se emplea el primer valor de IP^{SIM1} , es decir, para crear la simulación se comienza a utilizar información simulada (nótese que esta simulación siempre usa los valores reales de IP^{EXT}). En cuanto al IP^{SIM2} , se sigue el mismo método, sólo que en este ejercicio la serie de IP^{EXT} es incrementada permanentemente en una unidad a partir de la fecha correspondiente al primer dato simulado.

Así pues, se generan 2 índices denominados IP^{SIM1} e IP^{SIM2} respectivamente, que son los que finalmente determinan el traspaso inflacionario del tipo de cambio κ :

$$\kappa_t = IP_t^{SIM2} - IP_t^{SIM1} \dots(9)$$

Las figuras 8, 9 y 10 muestran el traspaso inflacionario del tipo de cambio para los diferentes índices utilizados. En el ejercicio realizado con EUA (figuras 8 y 10A) se aprecia que el traspaso es casi completo e inmediato para el índice general de precios de las importaciones, al primer mes el traspaso es de 0.9638 y al quinto logra superar la unidad (1.009), lo que indica una ligera sobre-reacción de este índice ante variaciones del tipo de cambio. No ocurre lo mismo con ninguno de los otros índices, donde el traspaso no es completo ni siquiera en el largo plazo --como se observa en las relaciones de cointegración (cuadros 2 y 3).

Aunque inesperadamente se había hallado que la PPC se cumple en una mayor medida con el INPC que con el INPC subyacente mercancías, el traspaso para el segundo es mayor en el corto -a excepción del primer periodo- y mediano plazo, (figura 10A), solamente hasta el tercer año el traspaso para el INPC es mayor, es decir, hasta ese periodo se empieza a imponer la relación de largo plazo. Incluso el traspaso del INPC subyacente mercancías es inicialmente mayor que el traspaso para el INPP mercancías finales con petróleo (figura 10A), solo que en esta comparación el traspaso del último tarda menos tiempo para superar al primero (alrededor de 15 meses).

Para el ejercicio hecho con el tipo de cambio multilateral (figuras 9 y 10B), se observan resultados muy similares en el traspaso para los 3 índices considerados durante los primeros 4 meses, a partir del quinto se abre una pequeña brecha entre el INPC y el INPC subyacente, en tanto que la brecha entre el INPC subyacente mercancías y los 2 anteriores es de mayor tamaño y prácticamente se vuelve constante a partir del mes 15. Salvo el índice de precios de las importaciones, en ninguno de los casos de ambos ejercicios hay convergencia hacia las respectivas

relaciones de equilibrio de largo plazo en un horizonte temporal de 5 años, aunque en general la convergencia hacia esa relación se ha alcanzado en al menos un 90%.

Finalmente en las figuras 10C y 10D se compara el traspaso en el INPC y en el INPC subyacente en la modelación hecha con el tipo de cambio México-EUA y con el tipo de cambio multilateral. Para el primer índice la gráfica del traspaso de cualquier ejercicio es prácticamente un facsímil del otro, en tanto que para el segundo índice se nota una ligera brecha entre los traspaso a partir del mes 20. En consecuencia, parece que la construcción de un índice de precios y un tipo de cambio multilateral, pese a una sustantiva transformación en la estructura del origen de las importaciones mexicanas, aporta muy poco en la estimación del traspaso inflacionario del tipo de cambio

Gráficas¹⁶ del traspaso inflacionario del tipo de cambio en un horizonte temporal de 5 años
Traspaso inflacionario MÉX-EUA:

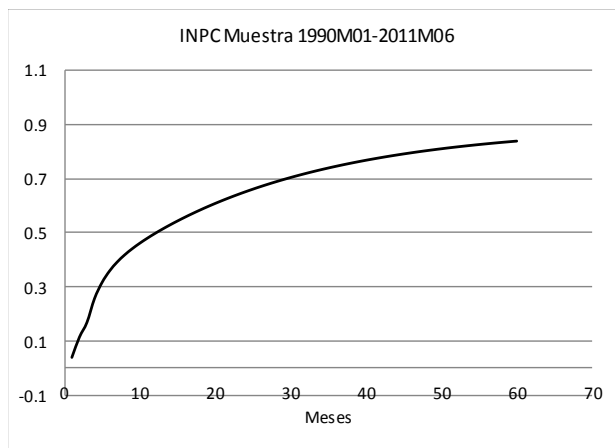


Figura 8A

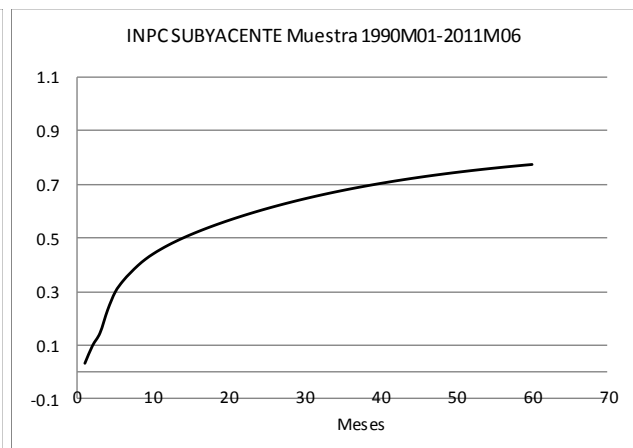


Figura 8B

¹⁶ Elaboración propia con datos del Banco de México, del IFS y de UNcomtrade.

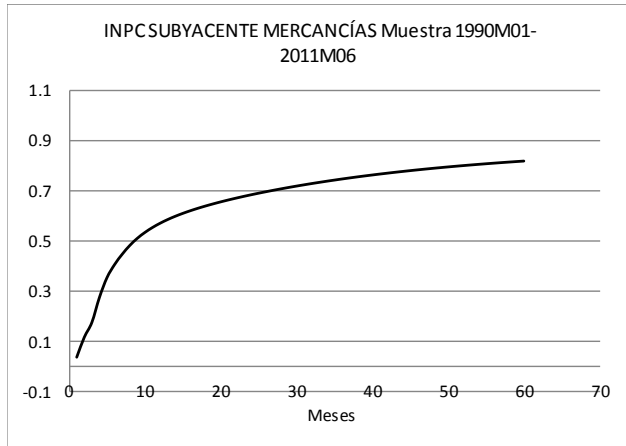


Figura 8C

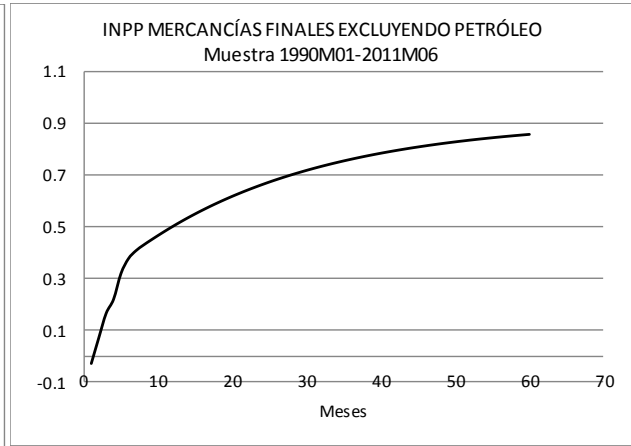


Figura 8D

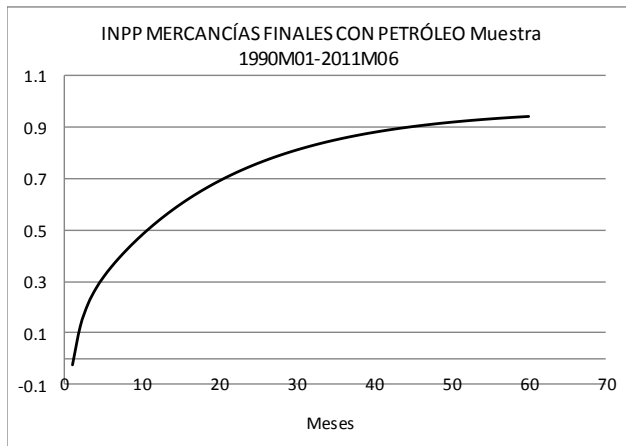


Figura 8E

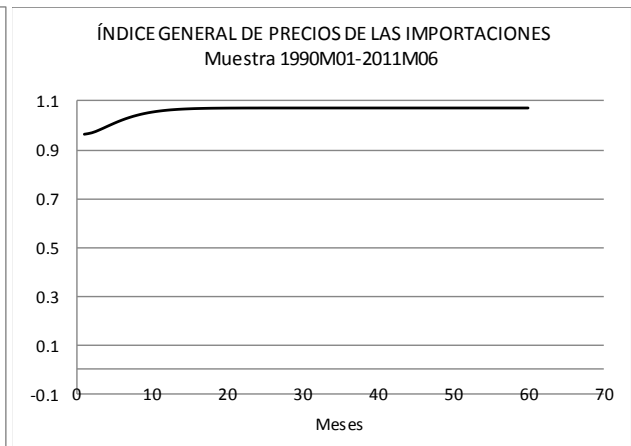


Figura 8F

Traspaso inflacionario MÉX-RESTO DEL MUNDO:

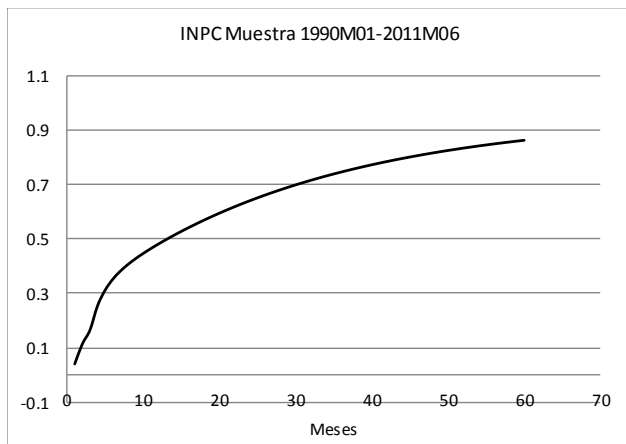


Figura 9A

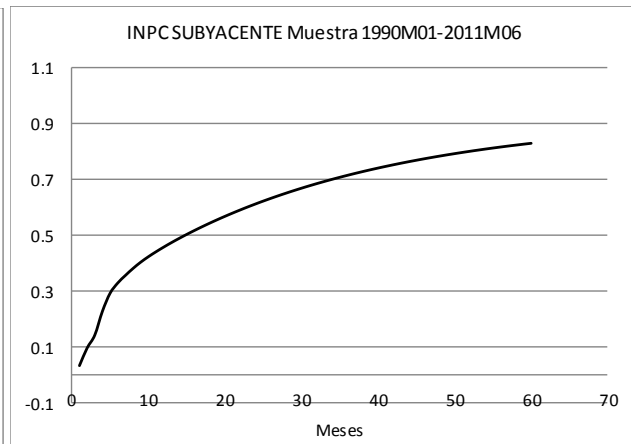


Figura 9B

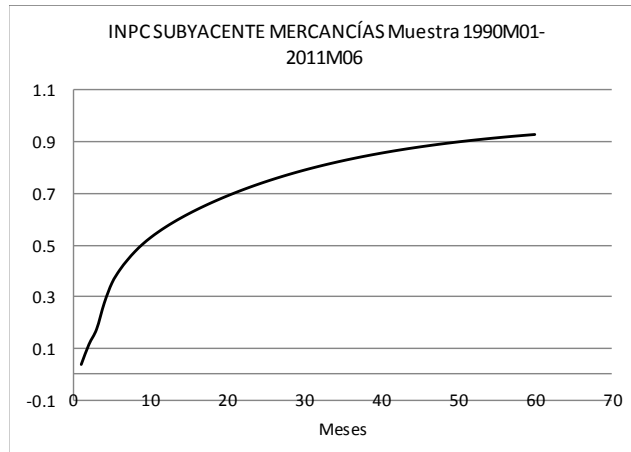


Figura 9C

Comparaciones

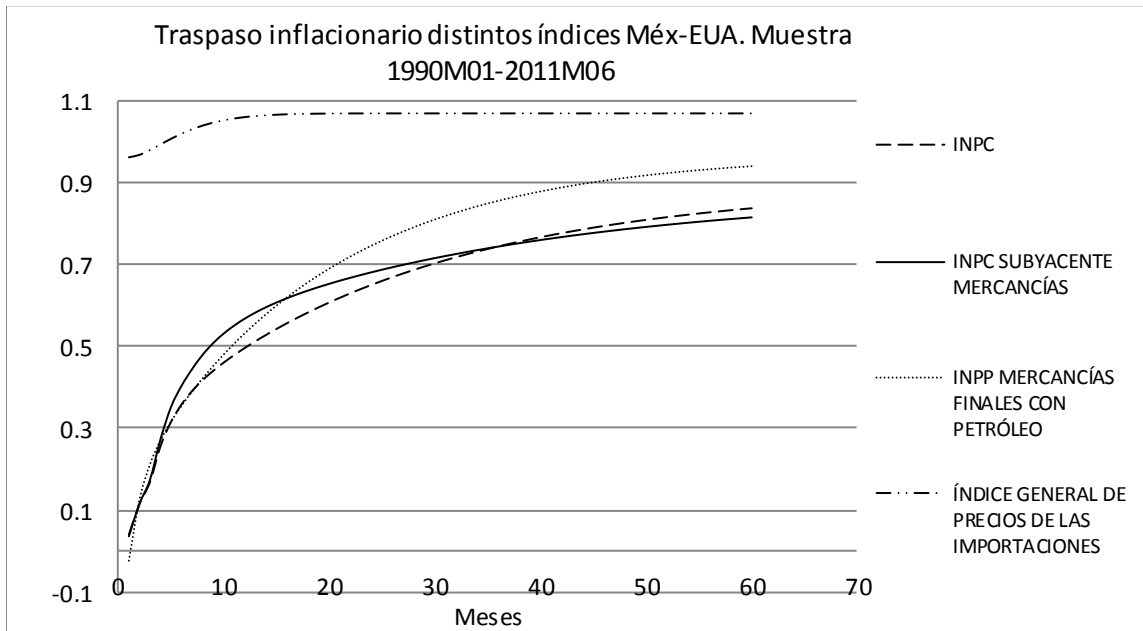


Figura 10A

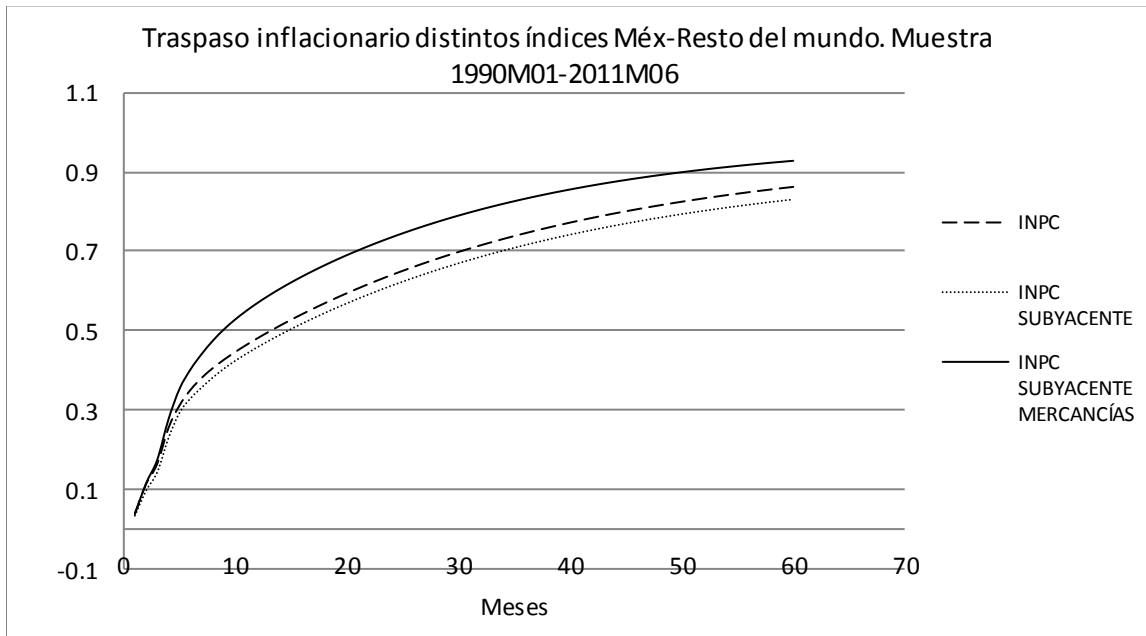


Figura 10B

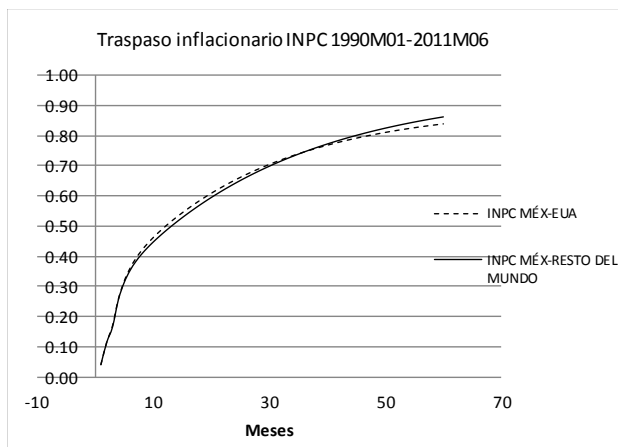


Figura 10C

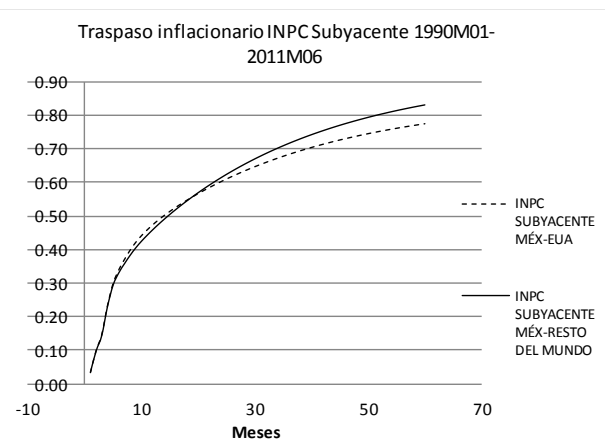
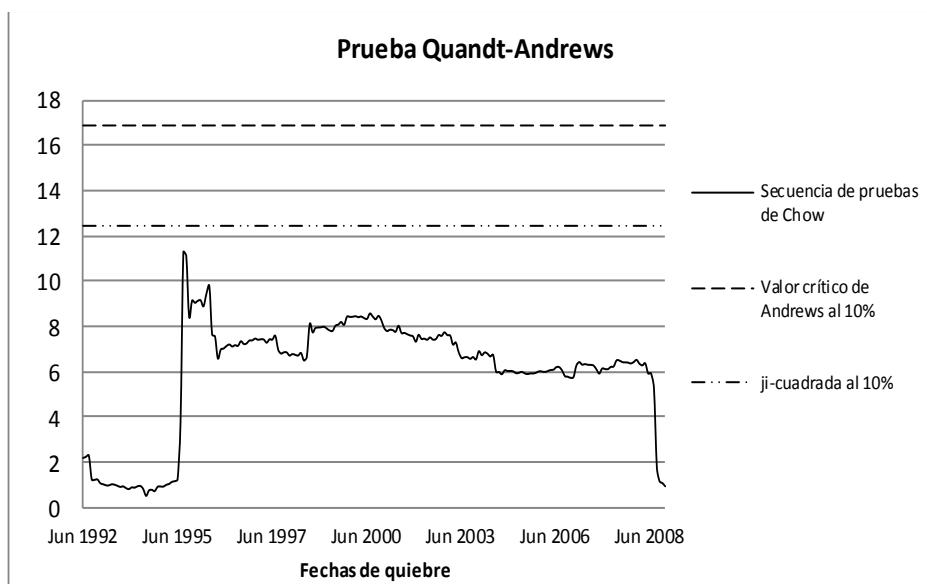


Figura 10D

4 Búsqueda de cambio estructural

Partiendo de las ecuaciones empleadas para calcular el traspaso se aplica la prueba Quandt-Andrews con el propósito de determinar si existe algún cambio estructural súbito, y así, encontrar evidencia de cambios en el grado de traspaso sobre los distintos índices de precios. En un artículo de 2007 Chiquiar et. al. sugieren que la inflación en México ha cambiado de ser un proceso no estacionario a ser uno estacionario alrededor de finales del 2000 o inicios del 2001, lo cual combinado con la volatilidad del tipo de cambio (figura 3) insinúa la posibilidad de una reducción en el traspaso. Esto iría de la mano con la hipótesis de Taylor (2000) que propone que la

disminución en el traspaso inflacionario del tipo de cambio parece estar asociado con un descenso de los niveles de inflación.



Fuente: elaboración propia con datos del Banco de México, IFS y UNcomtrade
 Notas: 1) Aplicada en la ecuación utilizada para calcular el traspaso en el INPC
 2) Se empleó un corte de 10%

El estadístico χ^2 se emplea como valor crítico cuando se conoce a priori la fecha del cambio estructural. Para el asunto del traspaso además de pensar en la fecha ya mencionada, 2001, que fue el año en que el Banco de México comenzó a aplicar sistemáticamente una estrategia fundamentada en objetivos de inflación, también podría considerarse 1995, cuando, como consecuencia de la Crisis del tequila, se pasó de tener un tipo de cambio fijo --que funcionaba como ancla anti-inflacionaria-- a uno de tipo flexible¹⁷ -recordemos que ambas fechas fueron utilizadas por Capistrán et. al.(2012) y Santaella (2002), respectivamente, para precisar variaciones en el grado de traspaso. En contraparte, el valor crítico de Andrews (1993) es usado cuando se desconoce a priori la fecha de cambio estructural¹⁸.

¹⁷ En realidad el cambio ocurrió en diciembre del año anterior, no obstante, lo más probable es que los efectos de dicho cambio se presentasen hasta 1995.

¹⁸ Alguien interesado en cuestiones de cambio estructural puede revisar Hansen (2001) que es una lectura bastante asequible. Para la estimación de cambios estructurales se puede acudir a Bai (1997), que explica como estimar múltiples quiebres con un método secuencial en lugar del método simultáneo comúnmente usado.

Como puede observarse en la figura 11 el máximo global de la secuencia de pruebas Chow, aplicadas a la ecuación utilizada para calcular el traspaso sobre el INPC, está en mayo de 1995 y se tiene un máximo local en octubre de 2000 -ambas fechas cercanas a las propuestas por Santaella y Capistrán et. al.-, no obstante, ninguna de las 2 alcanza alguno de los valores críticos. Por consiguiente se rechaza la hipótesis de un cambio estructural súbito aunque permanece la idea de la probable existencia de un cambio estructural que haya ocurrido de manera lenta y gradual, para lo que sería necesario utilizar una técnica alternativa como el Filtro de Kalman (Harvey, 1989) que está más allá del alcance de este trabajo.

5 Conclusiones

Al estimar el traspaso inflacionario del tipo de cambio aprovechando su equivalencia con la PPC, se encontró -utilizando el método de Johansen- que efectivamente existe una relación de cointegración entre los distintos índices de precios internos y externos empleados en el análisis. Esta relación de cointegración básicamente refleja la PPC en su forma relativa, y los resultados son muy intuitivos en el sentido de que la PPC se cumple en una mayor medida en aquellos índices con un mayor componente de bienes comerciables, con la única excepción del INPC subyacente mercancías para el ejercicio con el tipo de cambio México-EUA.

En el ejercicio mencionado, una vez que se calculó el traspaso partiendo de ecuaciones dinámicas que incluyeran el término de corrección de error, diferencias rezagadas de los índices de precios internos y externos, así como una diferencia contemporánea del índice de precios externo en cuestión, se advierte que, en general, en el corto y mediano plazo el traspaso es mayor para los índices con un mayor componente de bienes comerciables. La excepción es el traspaso sobre el INPP mercancías finales con petróleo que es menor que el traspaso sobre el INPC subyacente mercancías durante los primeros 15 meses, aunque posteriormente es mayor. Igualmente, después de 3 años el traspaso sobre el INPC supera al traspaso sobre el INPC subyacente mercancías, haciéndose valer la relación de largo plazo encontrada con la prueba de Johansen. En lo que respecta al ejercicio con el índice de precios multilateral, los resultados son congruentes con lo que establece la literatura.

Después de analizar y comparar los distintos resultados obtenidos utilizando los tipos de cambio y los índices de precios de EUA y del resto del mundo --por ejemplo en el último parece cumplirse en mayor medida la PPC y las R^2 obtenidas de las ecuaciones dinámicas también son más altas en el ejercicio con el resto del mundo--, todo parece indicar que realizar el ejercicio con un tipo de

cambio multilateral que en primera instancia pretende reflejar la transformación en la estructura del origen de las importaciones mexicanas, aporta muy poco en la estimación del traspaso inflacionario del tipo de cambio

Finalmente, de un lado destaca la proximidad de los máximos global y local obtenidos usando la prueba Quandt-Andrews con las fechas establecidas por Santaella (2002) y Capistrán et. al.(2002), pero por otro lado y más importante aún, debe enfatizarse que aunque no se encontró evidencia de un cambio estructural súbito en las ecuaciones dinámicas que pudiese revelar una modificación en el grado del traspaso inflacionario del tipo de cambio, es palpable la probable existencia de un cambio estructural gradual, dada la volatilidad del tipo de cambio a partir de 1994 y la conversión -según Chiquiar et. al. (2007)- de la inflación en un proceso no estacionario a principios de la década pasada. Como se comentó en el cuerpo principal del artículo, esto requiere el uso del filtro de Kalman y se deja como una investigación futura.

6 Bibliografía:

- *Andrews, Donald W. K. (1993), Tests for parameter instability and structural change with unknown change point, *Econometrica*, pp. 821-856.
- *Aspe Armella, Pedro (1993), El camino mexicano de la transformación económica, Fondo de Cultura Económica, México D.F.
- *Bai, Jushuan (1997), Multiple Breaks one at a time, *Econometric Theory*, Cambridge University Press, pp. 315-352,.
- *Campa, José Manuel and Goldberg Linda S. (2008), Pass-through of exchange rates to consumption prices. What has changed and why?, NBER-EASE, The University of Chicago Press.
- *Capistrán, Carlos, Ramos-Francia y Ibarra-Ramírez Raúl (2011), El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios: un análisis para la economía mexicana, Working papers, Banco de México.
- *Cassel, Gustav (1918), Abnormal Deviations in International Exchanges, *Economic Journal*, pp. 413--15.
- *Chiquiar, Daniel, Noriega, Antonio E. y Ramos-Francia (2007), Time series approach to test a change in inflation persistence: the mexican experience, Working papers, Banco de México.
- *Engle, Robert F. and Granger, C. W. J. (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, pp. 251-276.
- *Friedman, Milton (1963), *Inflation: causes and consequences*, New York, Asia Publishing House.
- *Gonzalo, Jesus (1994), Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships, *Journal of Econometrics*, Elsevier, pp. 203-233.
- *Hamilton, James Douglas (1994), *Time series analysis*, Princeton University, Princeton N. J.
- *Hansen, Bruce E. (2001), The new econometrics of structural change: dating breaks in U.S. labor productivity, *Journal of Economic Perspectives*, pp. 117-128.
- *Harvey, A. C.(1989), *Forecasting structural time series models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- *Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 231-254.
- *Johansen, S.(1991), Estimation and hypothesis of testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, pp.1551-1580.
- *Johansen, S and Juselius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp. 169-210.
- *Kenny, Geoff and Mcgettingan, Donald (1998), Exchange rates and import prices for a small open economy: the case of Ireland, *Applied Economics*, pp.1147-1155.
- *Kim, Ki-Ho (1998), US inflation and the dollar exchange rate: a vector error correction model, *Applied Economics*, pp. 613-619
- *Krugman, Paul, y Obstfeld, Maurice (2000), *International Economics*, Addison Wersley, Reading, Mass.
- *Mankiw, Gregory (2006), *Macroeconomía*, Antoni Bosch, Barcelona, España.
- *Ramos-Francia, Manuel y Torres García, Alberto (2005), Reducción de la inflación a través de un esquema de objetivos de inflación: la experiencia mexicana, Working papers, Banco de México.
- *Rogoff, Kenneth (1996), The purchasing power parity puzzle, *Journal of Economic Literature*, pp. 647-668.
- *Stock, James H.(1994), Deciding between I(1) and I(0), *Journal of Econometrics*, Elsevier, pp. 105-131.
- *Stock, James H. and Watson, Mark W.(2003), *Introduction to econometrics*, Addison Wesley, Boston, Mass.
- *Stock, James H. and Watson, Mark W.(2001), Vector Autoregressions, *Journal of Economic Perspectives*, pp 101-115.
- *Santaella, J.(2002), El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana", en la inflación de México, *Gaceta de Economía ITAM*.

*Stulz, Jonas (2007), Exchange rate pass-through in Switzerland: evidence from vector autoregressions, Swiss National Bank Economic Studies.

*Taylor, J. (2000), Low inflation, pass-through and the pricing power of firms, European Economic Review, pp. 1389-1408.

*Taylor, Alan M. and Taylor Mark P.(2004), The purchasing power parity debate, NBER Working Paper Series.

*Zorzi, Michele Ca ´, Hahn, Elke and S´anchez, Marcelo (2007), Exchange rate pass-through in emerging markets, Working Paper Series, European Central Bank.

Fuentes de datos:

*www.banxico.org.mx/

*www.ceicdata.com/

*www.comtrade.un.org/

*www.elibrary-data.imf.org/