



BANCO DE GUATEMALA

Documentos de Trabajo

CENTRAL BANK OF GUATEMALA

Working Papers

No. 83

**EL TRASPASO INFLACIONARIO DEL TIPO DE
CAMBIO Y LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA:
LA EXPERIENCIA MEXICANA***

Año 2004

Autor:

Julio Alfonso Santaella Castell

*Trabajo declarado publicable por el Jurado Calificador del Certamen
Permanente de Investigación sobre Temas de Interés de la Banca Central, Dr.
Manuel Noriega Morales, Edición XV





BANCO DE GUATEMALA

La serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala es una publicación que divulga los trabajos de investigación económica realizados por el personal del Banco Central o por personas ajenas a la institución, bajo encargo de la misma. El propósito de esta serie de documentos es aportar investigación técnica sobre temas relevantes, tratando de presentar nuevos puntos de vista que sirvan de análisis y discusión. Los Documentos de Trabajo contienen conclusiones de carácter preliminar, las cuales están sujetas a modificación, de conformidad con el intercambio de ideas y de la retroalimentación que reciban los autores.

La publicación de Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros de la Junta Monetaria del Banco de Guatemala. Por lo tanto, la metodología, el análisis y las conclusiones que dichos documentos contengan son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no necesariamente representan la opinión del Banco de Guatemala o de las autoridades de la institución.

*****©*****

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is a publication that contains economic research documents produced by the Central Bank staff or by external researchers, upon the Bank's request. The publication's purpose is to provide technical economic research about relevant topics, trying to present new points of view that can be used for analysis and discussion. Such working papers contain preliminary conclusions, which are subject to being modified according to the exchange of ideas, and to feedback provided to the authors.

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is not subject to previous approval by the Central Bank Board. Therefore, their methodologies, analysis and conclusions are of exclusive responsibility of their authors, and do not necessarily represent the opinion of either the Central Bank or its authorities.

El traspaso inflacionario del tipo de cambio y la paridad del poder de compra: la experiencia mexicana*

Julio Alfonso Santaella Castell**

1. Introducción

La gran mayoría de los economistas acepta que hay una estrecha relación entre el tipo de cambio y el nivel general de precios. En México son pocos los que dudan de la validez de esta relación y, en consecuencia, creen que el tipo de cambio ha sido un determinante importante de la evolución de los precios. Con ver la simple correlación entre la depreciación del tipo de cambio con la inflación, puede confirmarse lo anterior (Gráfica 1: véase ésta, así como los cuadros, al final del documento). La experiencia histórica mexicana hace patente que cada devaluación ha sido sucedida por una escalada inflacionaria.

La experiencia mexicana ha sido forjada principalmente en regímenes cambiarios de tipos de cambio predeterminados. En ellos, el tipo de cambio juega un papel como ancla nominal de la economía, por lo que el tipo de cambio incluso llegó a utilizarse con fines desinflacionarios en el pasado mexicano. El ejemplo más notable del uso del tipo de cambio como instrumento de desinflación, ocurre durante la época de los Pactos que se originaron a partir de 1987 con el objeto de erradicar el espectro de la hiperinflación.

Sin embargo, desde 1995 está vigente en México un régimen de flotación. En gran medida, los agentes económicos han venido aprendiendo la forma de trabajar de un sistema de flotación cambiaria. Un cambio fundamental de este régimen es que el tipo de cambio deja de ser una variable de control de la política económica —si es que alguna vez verdaderamente lo fue— y pasa a ser determinado por las fuerzas del mercado. No obstante, a pesar de haber perdido su categoría como instrumento de política económica, sigue latente la idea de que el tipo de cambio tiene un impacto sobre el nivel general de precios.

En este contexto se inserta el presente trabajo. El propósito de esta investigación es estudiar el traspaso inflacionario de los movimientos en el tipo de cambio nominal, el llamado en inglés *pass-through* del tipo de cambio. Como se ve en la Gráfica 1, este tema puede resultar trivial si se ve en un contexto de largo plazo, pero cobra relevancia en el reciente régimen de flotación. Previamente, la economía mexicana estaba acostumbrada tanto a movimientos discretos (devaluaciones) del tipo de cambio, como a sendas predeterminadas (tablitas) para la paridad peso-dólar. Todos estos movimientos fueron en la misma dirección (siempre depreciando) y permanentes. El régimen de flotación cambiaria ha cambiado radicalmente todo esto. Los movimientos del tipo de cambio que dicta el mercado se comportarán como el precio de un activo,¹ el cual suel-

* Este trabajo fue recomendado como publicable en el XV Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central *Doctor Manuel Noriega Morales*, Edición 2003-2004.

** Economista mexicano

¹ Una de las referencias clásicas es Michael Mussa (1976).

tener oscilaciones continuas, algunas veces con períodos de volatilidad, pero dichas fluctuaciones pueden ser transitorias. En el caso mexicano esto ha significado una conducta del tipo de cambio totalmente distinta a la acostumbrada. El ejemplo más notorio es que el peso mexicano, bajo el régimen de flotación, ha registrado incluso apreciaciones nominales, lo cual resultaba inaudito previamente. Por lo tanto, el régimen cambiario flexible ha cuestionado si la antigua relación entre los precios y el tipo de cambio —el traspaso— sigue vigente o ha cambiado. Concretamente, ha habido temor de que cualquier modificación del tipo de cambio nominal se transmita inmediatamente al nivel general de precios, generando una espiral de depreciación-inflación-depreciación-etc. Lo anterior resulta pertinente dada la más reciente depreciación del peso mexicano, iniciada a mediados de 2002.

La relación entre los precios y el tipo de cambio lleva inmediatamente a considerar a la paridad del poder de compra (PPC). Como se discute en la Sección 2, la PPC es un postulado que establece una relación directa y estrecha entre el tipo de cambio y el nivel de precios. Como en el caso de las tasas de inflación y depreciación, también se ve una relación muy cercana entre los niveles de precios internos y externos (en pesos) en el caso mexicano (Gráfica 2). Esta relación, como es conocido, tendrá implicaciones para el traspaso inflacionario del tipo de cambio. Luego de un somero repaso teórico, la Sección 3 revisa la verificación empírica de la paridad del poder de compra. Se reseñan, ademáás, los estudios que han investigado la aplicación de la PPC o que estimaron el traspaso cambiario para el caso de México.

La parte medular de este trabajo se presenta en la Sección 4, que se divide en dos partes. La primera parte verifica la aplicabilidad de la paridad del poder de compra para la experiencia mexicana durante el período 1969-2000 usando técnicas de cointegración. Una novedad de estas estimaciones, a diferencia de estudios anteriores, es la presentación de estimaciones para los índices de precios especiales al consumo, correspondientes a la inflación subyacente, subyacente de servicios y subyacente de mercancías, además de considerar también los precios al productor. La segunda parte de la Sección 4 aborda directamente el cálculo del traspaso inflacionario del tipo

de cambio, partiendo de los resultados de la PPC. Para ello se postula una ecuación para la inflación de corto plazo como mecanismo de corrección de errores, que es estimada y simulada dinámicamente. En este ejercicio, se distingue la conducta reciente del traspaso en el período 1996-2003 de la observada durante todo el período muestral 1969-2003. Los resultados de este trabajo confirman que efectivamente se ha presentado un menor traspaso inflacionario (en el corto y mediano plazo) del tipo de cambio durante 1996-2003 que en períodos anteriores. Finalmente, la Sección 5 concluye con un sumario y discusión de posibles extensiones.

2. Marco teórico

Antes de proceder con el trabajo econométrico, es importante repasar brevemente el fundamento conceptual del traspaso cambiario y su relación con la PPC.

2.1 Definición de traspaso inflacionario del tipo de cambio

Se define como traspaso inflacionario del tipo de cambio (*pass-through*) a la elasticidad de un índice de precios con respecto al tipo de cambio nominal. Denotando al traspaso como γ tenemos que es igual a:

$$\gamma = \frac{d \log P}{d \log E} \quad (1)$$

en donde $d\log$ es un operador de diferencial logarítmico, P denota un índice de precios y E es el tipo de cambio nominal en unidades de moneda doméstica por divisa extranjera. Dependiendo de los horizontes de referencia, el traspaso inflacionario del tipo de cambio puede definirse para distintos plazos, desde un traspaso de impacto o de muy corto plazo, hasta un traspaso más prolongado de largo plazo.

Se han utilizado diversos índices de precios para referirse al traspaso inflacionario del tipo de cambio. En la literatura moderna sobre el traspaso, motivada por las sugerencias de Rudiger Dornbusch (1987a) y Paul Krugman (1987) sobre el poder de mercado en la fijación de precios, el índice de precios relevante ha sido el de los productos comerciables. Concretamente, el interés ha sido en estudiar cómo se modifican los precios de las importaciones o de las exportaciones de una economía con perturbaciones en el

tipo de cambio. Sin embargo y por extensión, también se ha utilizado el término de traspaso para estudiar el efecto del tipo de cambio sobre índices de precios de mayor generalidad, como son los precios al consumidor o el deflactor del PIB. Este trabajo se desarrollará sobre esta última vertiente que emplea índices de precios de mayor cobertura.

De la misma forma, al inicio se utilizó el término traspaso asociándolo exclusivamente con el tipo de cambio. Poco después el concepto también se ha extendido a los costos laborales para hablar de un traspaso inflacionario de los salarios, etc.

2.2 Paridad del poder de compra

Cómo se mencionó en la introducción, el estudio del traspaso cambiario invoca inmediatamente la validez de la paridad del poder de compra (PPC). No es el objeto de este trabajo exponer nuevamente la PPC, sus requisitos, sus violaciones, etc., pues es una teoría sumamente conocida desde que Gustav Cassel la popularizó al finalizar la Primera Guerra Mundial.² Conviene únicamente mencionar que la PPC es una condición de arbitraje, una extensión de la Ley de Un Solo Precio (LUSP) para una canasta de bienes que están comprendidos en el índice de precios agregado. En su versión absoluta (o fuerte) la PPC se escribe como:

$$P = E P^*, \quad (2)$$

en la que P^* representa un índice de precios en el extranjero. La PPC absoluta postula la igualdad de precio de una canasta de bienes domésticos y una canasta de bienes extranjeros cuando se expresan en la misma moneda.

Una versión menos rígida de la PPC es su versión relativa (o débil) que puede resumirse como:

$$d \log P = d \log E + d \log P^*, \quad (3)$$

en la que solamente se requiere que la tasa de inflación y de depreciación cambiaria se igualen, una vez ajustada la inflación importada desde el exterior. La simpleza y el

² Las referencias obligadas sobre la PPC son Lawrence Officer (1982) y Rüdiger Dornbusch (1987b) a la que podemos agregar a Kenneth Rogoff (1996) para tener una lista muy selecta.

atractivo de esta versión relativa de la PPC es lo que la hace tan popular como referencia empírica de la relación entre precios y tipos de cambio.

Tanto en la versión absoluta como en la relativa se manifiesta *ipso facto* la relación que guarda el traspaso inflacionario del tipo de cambio con la paridad del poder de compra: de cumplirse la PPC el traspaso será unitario ($\gamma=1$). Es decir, bajo ambas versiones de la PPC, una depreciación del tipo de cambio estará asociada *ceteris paribus* con una tasa de inflación de la misma magnitud.

Debe reconocerse que la PPC, como condición de arbitraje, no establece una causalidad entre sus componentes. De esta forma, la PPC puede interpretarse como una teoría para la determinación de los precios —como lo sugieren las ecuaciones (2) y (3) en las que se despeja el nivel de precios doméstico— o como una teoría de la determinación del tipo de cambio, cuando despeja para E . Esta ambivalencia en cuanto a la PPC se vuelve pertinente dependiendo del contexto del régimen cambiario.

2.3 Tipo de cambio real

Otro concepto muy relacionado con el traspaso cambiario —y por ende con la PPC— es el tipo de cambio real, definido como:

$$TCR \equiv \frac{EP^*}{P}, \quad (4)$$

es decir, TCR es el precio relativo de las canastas de bienes domésticos en términos de canastas de bienes extranjeros. Frecuentemente se asocia al TCR con el precio relativo de los bienes comerciables en términos de bienes no comerciables (Sebastián Edwards (1989)).

Un traspaso unitario ($\gamma=1$) estaría asociado con depreciaciones nominales que se cancelan, en un determinado horizonte, por incrementos en los precios domésticos, de tal suerte que el tipo de cambio real no se modifica *ceteris paribus*. Por supuesto, un caso en que esto ocurre es bajo la PPC. Específicamente, como es conocido, la PPC tiene como implicación que el tipo de cambio real será constante para la versión relativa, e igual a la unidad para la PPC absoluta. Sin embargo, en ausencia de la PPC,

depreciaciones del tipo de cambio nominal conducirán a depreciaciones del tipo de cambio real y tendrán, por ende, un traspaso menor al unitario.

2.4 Violaciones a la paridad del poder de compra

Son bien sabidas las razones por las cuales puede rechazarse teórica y empíricamente la paridad del poder de compra.³ Si pensamos que la PPC tiene su origen en un concepto de arbitraje, es natural que la existencia de productos que difícilmente pueden ser arbitrados —esto es, principalmente bienes no comerciables— impida el cumplimiento de la paridad adquisitiva especialmente en su versión absoluta. Esta razón, por supuesto, lleva a considerar que índices de precios de bienes mayormente comerciables —como el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP)— son los candidatos ideales para que se cumpla la PPC. Por su parte, los índices con fuerte componente de bienes no comerciables —como el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC)— estarían, al menos en principio, en desventaja para sujetarse a la PPC. Otros impedimentos al arbitraje internacional, como los aranceles comerciales, las cuotas de importación, las restricciones voluntarias a las exportaciones, los costos de transporte, los estándares nacionales de higiene o calidad, etc., también podrían crear desviaciones de la PPC. Por otra parte, dado que la PPC se expresa en términos de índices de precios, hereda inmediatamente todas las dificultades inherentes que aquejan estos índices: falta de ajuste por calidad, dificultad para incorporar nuevos productos, captura limitada de los patrones de sustitución en el gasto, ponderadores diferentes entre países, etc.

Aemás de la dificultad en el arbitraje internacional, existe toda una serie bien conocida de razones por la cual, al menos teóricamente, es difícil el cumplimiento de la PPC. Brevemente pueden mencionarse las siguientes razones: diferenciales de productividad en los bienes comerciables que induzcan el llamado efecto Balassa-Samuelson; la existencia de gobiernos que ejercen recursos sustanciales sobre la economía sesgando los valores relativos de los bienes comerciables y los no comerciables; la presencia de rigideces nominales, especialmente de precios

que impiden el ajuste inmediato hacia la PPC; la existencia de recursos naturales que provocan la llamada enfermedad holandesa (*Dutch disease*); los efectos riqueza de la acumulación de activos internacionales externos a través de los balances en cuenta corriente; la discriminación de mercados por exportadores con poder de mercado en el fenómeno llamado fijación de precios por mercado de destino (*pricing to market*). Esta última razón para desviaciones de la PPC ha cobrado impulso recientemente, luego de que Krugman (1987) acuñó el término de fijación de precios por mercado de destino, y de que Dornbusch (1987a) propuso un modelo para explicar el fenómeno. Lo que es peculiar de esta literatura, es que la violación de la PPC—o para ser más precisos, de la LUSP—radica en los bienes comerciables y no en los bienes no comerciables.⁴

La existencia de estas limitaciones teóricas para el cumplimiento de la paridad del poder de compra sugiere que esta paridad difícilmente podría darse en el corto plazo, como afirmarían los proponentes originales de la PPC. Sin embargo y con la notable excepción del efecto Balassa-Samuelson, es posible pensar que la gran mayoría de estas limitaciones se superan en el largo plazo, lo que permitiría que la PPC se llegara a verificar en horizontes más prolongados. La posibilidad de que en el largo plazo todas las magnitudes nominales registren un crecimiento balanceado no resulta tan impensable. Este tema nos lleva a considerar la evidencia empírica sobre la PPC.

3. Verificación de la paridad del poder de compra

Luego de revisar el contexto teórico de la PPC, se discuten ahora los temas respecto a su verificación empírica. En esta sección se tocan primero los distintos enfoques metodológicos para probar la aplicación de la PPC y después se mencionan los resultados generales de la evidencia global y para México.

3.1 Pruebas de la paridad del poder de compra y evidencia global

La evidencia sobre el cumplimiento de la paridad del poder de compra es sujeto de amplio e inagotable debate.⁵

⁴ Véanse los artículos de Pinelopi Goldberg y Michael Knetter (1997) y Jayant Menon (1995) para reseñas de esta literatura.

⁵ Añada a las referencias anteriores, los estudios de Janice Boucher Breuer (1994) y Kenneth Froot; así como los de Kenneth Rogoff (1995) y los trabajos citados en ellos.

³ Además de las referencias clásicas citadas anteriormente, puede verse cualquier texto de economía internacional.

Sin remontarnos mucho y tratando de ser breves, puede sintetizarse que la PPC encontró apoyo empírico durante estudios realizados en los años setenta para los regímenes de flotación, vigentes al inicio del régimen posterior a Bretton Woods de los años setenta y para el período entreguerras de los años veinte. Sin embargo, a estos éxitos iniciales siguió rápidamente un fracaso que parecía rotundo a mediados de los años setenta y ochenta, al utilizar una mayor muestra del período de flotación y con los fuertes movimientos en los tipos de cambio real de aquella época. A la oleada negativa de resultados para la PPC siguió una nueva oleada positiva aunque fuertemente debatida, con un aparente resurgimiento de la PPC en los noventa y en años recientes al utilizar series de tiempo mucho más largas, que combinan regímenes cambiarios, y al emplear nuevas técnicas econométricas.

La primera generación de pruebas para la versión absoluta de la PPC, que fue muy popular en los años setenta, puede especificarse como:

$$\log P_t = \alpha^A + \beta^A (\log E_t + \log P_t^*) + u_t \quad (5)$$

en la que u_t es un error aleatorio con las propiedades estadísticas tradicionales. Cabe destacar que en la mayoría de los estudios de la PPC para los países industriales, en (5) se especificaba al tipo de cambio nominal en función de la razón de precios. Asimismo, en la forma de especificar a (5) se restringe a que tanto el tipo de cambio como el índice de precios externo en moneda extranjera tengan el mismo coeficiente.

La ecuación correspondiente para la verificación empírica de la versión relativa de la PPC sería:

$$d \log P_t = \alpha^R + \beta^R (d \log E_t + d \log P_t^*) + u_t. \quad (6)$$

Comparando las ecuaciones (5) y (6) con (2) y (3) se obtienen las implicaciones para poder verificar el cumplimiento empírico de la PPC. La hipótesis nula bajo

la PPC, en su versión absoluta, es que $\beta^A = 1$ y $\alpha^A = 0$; y bajo la PPC, relativa a la hipótesis nula, en (15) se restringe a que $\beta^A = 1$ ó, alternativamente, en (16) a que $\beta^R = 1$ y $\alpha^R = 0$. El hecho de que los precios domésticos y externos (ajustados por tipo de cambio) se muevan en la misma magnitud porcentual —es decir, que la elasticidad de los precios internos con respecto a los precios externos sea unitaria— es conocido como la propiedad de proporcionalidad u homogeneidad de la PPC. Por supuesto, la completa proporcionalidad corresponde a un traspaso unitario del tipo de cambio a los precios internos. A su vez, la particularidad de que tanto los precios externos P^* como el tipo de cambio E tengan el mismo impacto sobre los precios domésticos P , es conocido como la propiedad de simetría de la PPC. Ejemplos de trabajos de esta primera generación son los de Jacob Frenkel (1978, 1981) y Paul Krugman (1978).

La segunda generación de pruebas para verificar la paridad del poder de compra comenzó a utilizarse frecuentemente a partir de los años ochenta. Se basa en la definición del tipo de cambio real definido por (4) pero normalmente especificado en logaritmos:

$$\log TCR_t \equiv \log E_t + \log P_t^* - \log P_t. \quad (7)$$

El énfasis de esta segunda generación se centra sobre las propiedades de la serie de tiempo del logaritmo del tipo de cambio real. Un tipo de cambio real estacionario revierte a la media y se ha tomado como evidencia a favor de la PPC. Es decir, el tipo de cambio real no presenta desviaciones permanentes de algún nivel indicado por la PPC. En cambio, un tipo de cambio real que contenga una raíz unitaria—como una caminata al azar—no converge a la media y por lo tanto violaría la PPC. En este último caso, cualquier desviación de la PPC sería permanente. En esta segunda generación no suelen verificarse las propiedades de simetría y proporcionalidad que impone la PPC original, pues al trabajar directamente con el tipo de cambio real, se asumen implícitamente. Ejemplos de trabajo de esta generación son los de Richard Roll (1979), Michael Darby (1983) y Richard Meese y Kenneth Rogoff (1988), entre muchos otros.

La tercera generación de pruebas sobre la PPC ha integrado los avances econométricos de las últimas décadas sobre estimación con series de tiempo no estacionarias, especialmente las técnicas de cointegración y estimación con datos a panel. La idea fundamental que ha motivado esta tercera generación proviene de la dificultad en rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias en el tipo de cambio real debido al bajo poder estadístico de las pruebas convencionales. Se ha tratado, entonces, de incrementar el poder de las pruebas extendiendo las muestras. Asimismo, los nuevos estudios han destacado el uso de períodos muestrales mucho más largos, sin restringirse únicamente al período de reciente flotación.

En lo que corresponde a la cointegración, este concepto parece perfecto para probar la PPC pues establece la existencia de una relación de largo plazo entre las variables cointegradas. El énfasis de estos trabajos por lo general radica en probar la existencia de la relación de largo plazo entre los precios internos y los externos, y por lo general sin probar las propiedades de simetría y proporcionalidad de la PPC. Diversas técnicas se han utilizado en este grupo de trabajos, pero las más comunes han sido el método de dos etapas de Robert Engle y Clive Granger (1987) y el estimador de máxima verosimilitud de Soren Johansen (1991). Ejemplos de estudios de esta tercera generación abordando la cointegración son Dean Corbae y Sam Ouliaris (1988), Yoonbai Kim (1990) y Yin-wong Cheung y Kon Lai (1993). Precisamente esta metodología será la utilizada en este trabajo, como se describe más adelante.

El otro gran grupo de trabajos de la tercera generación corresponde a los que intentan probar la paridad del poder de compra empleando datos a panel. La inclusión de un componente de sección cruzada es una forma alternativa de extender la muestra e incrementar el poder de las pruebas en la hipótesis nula de las raíces unitarias. Este enfoque se utiliza, entre otros trabajos, en Jeffrey Frankel y Andrew Rose (1996) y Adrian Fleissig y Jack Strauss (2000).

El debate sobre la paridad del poder de compra no ha concluido. Conforme se ensamblan nuevas muestras y se desarrollan nuevas técnicas económicas, la PPC vuelve a ser reconsiderada. Entre los estudios recientes a favor de

la PPC se encuentran los de Benjamin Cheng (1999) y Biing-Shen Kuo y Anne Mikkola (1999), mientras que una muestra de escepticismo contra la evidencia moderna puede verse en Paul O'Connell (1998) y Charles Engel (2000). Sin embargo, a pesar de la interminable controversia, parece haber emergido un consenso reciente sobre ciertos aspectos específicos relativos a la PPC. Como lo pone Kenneth Rogoff (1996), la evidencia sugiere que la PPC es una proposición que tiende a cumplirse en el muy largo plazo; para que las desviaciones de la PPC se cierren en un 50%, toma un lapso extremadamente prolongado: de tres a cinco años.⁶ Finalmente, parece que es más fácil encontrar evidencia a favor de la PPC para períodos muy prolongados, para episodios de alta inflación y para regímenes de tipo de cambio predeterminados.

3.1 Revisión de la literatura para el caso mexicano

Como en otras economías, y se desprende de la discusión anterior, el caso mexicano tampoco ha arrojado un consenso sobre el cumplimiento de la paridad del poder de compra. En esta sección se hace una reseña de algunos trabajos que han abordado el tema de la PPC directamente, o de forma tangencial con implicaciones para el traspaso inflacionario del tipo de cambio. No se pretende que esta reseña sea exhaustiva, sino simplemente representativa.

Uno de los primeros trabajos publicados que verifican el cumplimiento de la PPC para el caso mexicano es el de Inder Ruprah (1982). Utiliza tres índices de precios (consumidor, productor y deflactor del PIB) para México y Estados Unidos para el período 1950-1981. Los resultados de varios modelos estimados por mínimos cuadrados ordinarios son adversos a la PPC, tanto en el concepto de proporcionalidad como en el de simetría.

Darryl McLeod y John Welch (1992) estudian la relación entre los precios al consumidor de México y los

⁶ En un artículo reciente, Alan Taylor (2001) argumenta que la baja velocidad de reversión estimada del coeficiente autorregresivo del tipo de cambio real es debida a problemas de desagregación temporal y de no linealidad en el modelo fundamental.

precios al mayoreo de Estados Unidos (controlando por el tipo de cambio) para el período 1961-1991. Inicialmente, rechazan la hipótesis nula de una raíz unitaria para el tipo de cambio real. Además, la razón de varianza y el coeficiente de persistencia sugieren una reversión media de tres a cuatro años del tipo de cambio real. Usando la metodología de Johansen, también encuentran evidencia de una relación de cointegración entre los precios internos y los externos, en la que no se pueden rechazar las hipótesis asociadas a la PPC de simetría y proporcionalidad.

Antonio Avalos y Fausto Hernández (1995) rechazan el cumplimiento de la PPC para México usando el INPC y el INPP para el período 1961-1994 en contextos bilateral y multilateral. Una prueba de autocorrelación rechaza que el tipo de cambio real sea ruido blanco en el corto plazo, y para el largo plazo estiman que el tipo de cambio real es una variable no estacionaria. Finalmente, no encuentran evidencia de cointegración entre el logaritmo del tipo de cambio nominal y el diferencial logarítmico entre los índices de precios de México y EUA.

Los estudios de Luis Miguel Galindo (1995ab) muestran evidencia mixta pero resultan muy reveladores de la importancia del período muestral utilizado. Cuando Galindo (1995a) se circscribe a series mensuales para 1986-1990, encuentra que sus resultados tienden a rechazar la PPC en su versión absoluta. Concretamente, no encuentra evidencia de una relación cointegradora entre la razón de precios al consumidor México-Estados Unidos y el tipo de cambio nominal. Aún con esta muestra, sostiene que es factible que la PPC se mantenga en su versión relativa. Pero cuando Galindo (1995b) expande su muestra para usar series anuales que abarcan 1958-1993, la historia es muy diferente. En primera instancia, rechaza la presencia de raíces unitarias en el tipo de cambio real; y en segunda, encuentra una relación de cointegración a la Johansen entre el tipo de cambio nominal y la razón de precios México-Estados Unidos. De hecho, no puede rechazar la hipótesis de proporcionalidad de la PPC (la simetría está impuesta).

Pablo Mejía y José Carlos González (1996) estudian la PPC para el período 1940-1994 y miden los tipos de cambio real deflactando los precios al consumidor en México con los precios al consumidor y con los precios al mayoreo de

Estados Unidos. Además, también consideran la razón de los deflactores del PIB, ajustando por el tipo de cambio nominal. Encuentran que los tres indicadores del tipo de cambio real son estacionarios, lo que interpretan como evidencia a favor de la PPC. Posteriormente y siguiendo a Engle y Granger, encuentran que los precios al consumidor en México están cointegrados tanto con los precios al consumidor como con los precios al productor en Estados Unidos. No encuentran evidencia de cointegración para los deflactores.

Alejandro Pérez-López (1996) también realiza un estudio econométrico sobre la inflación en México que tiene implicaciones para la PPC. Utilizando los precios al consumidor para México y Estados Unidos de 1981-1995, especifica dos modelos de inflación: en el primero es un promedio ponderado de ponderado de salarios domésticos y precios externos; y en el segundo depende exclusivamente de los precios externos. Estos modelos se estiman en diferencias logarítmicas por mínimos cuadrados ordinarios y restringidos (para obtener homogeneidad de primer grado) así como permitiendo rezagos polinomiales. Pérez-López concluye que el modelo que incluye a los salarios, además de los precios externos, es superior al modelo que los excluye. Para el modelo más general, los coeficientes de largo plazo para las variaciones de largo plazo en salarios y precios externos son alrededor de 0.6 y 0.4 respectivamente, en tanto que para el modelo que sólo incluye a los precios externos, estima un coeficiente de largo plazo del orden de 0.8. En cuanto al traspaso inflacionario estimado en el modelo más general, Pérez-López calcula que es de 0.55 para los salarios acumulado después de siete meses, mientras que para los precios externos es de 0.43 acumulado después de ocho meses.

En una vertiente un tanto diferente a los estudios anteriores, en el espíritu de la segunda generación mencionada en la sección previa, Antonio Noriega y Lorena Medina (2000) verifican la estacionariedad del tipo de cambio real para la economía mexicana durante el período 1925-1994. La novedad de su análisis es la propuesta y utilización de una metodología para permitir la existencia de un número desconocido de cambios estructurales en la serie analizada. La evidencia presentada por Noriega y

Medina indica que el tipo de cambio real en México es estacionario, una vez que uno permite un cambio estructural en 1981, fecha determinada por su algoritmo de estimación.

A su vez, Charles Engel (2001) motiva su estudio sobre la elección de regímenes monetarios óptimos para México con evidencia sobre la LUSP. De acuerdo con sus cálculos, aproximadamente un 90% de la varianza en los cambios mensuales del tipo de cambio real se deben a la varianza de lo que interpreta como desviaciones de la LUSP, reflejando la importancia de las variaciones del tipo de cambio nominal sobre el tipo de cambio real.⁷ Sin embargo, Engel utiliza precios al consumidor que difícilmente pueden identificarse con bienes comerciables puros. Asimismo, dado que busca motivar rigideces de precios en el corto plazo, únicamente analiza horizontes de hasta dos años.

Un trabajo distinto es el de John Rogers y Hayden Smith (2001), quienes estudian la variabilidad de los precios relativos de bienes similares usando información de ciudades en Canadá, Estados Unidos y México. Encuentran, como Charles Engel y John Rogers (1996), que la variabilidad de los precios relativos entre ciudades está positivamente relacionada con la distancia entre ellas. Sin embargo, la variabilidad entre ciudades en lados distintos de las fronteras, es mucho mayor de lo que se puede atribuir solamente a la distancia física. Este fenómeno —lo que llaman “el ancho de la frontera”— es mayor para la frontera entre México y EU que entre Canadá y EU.

Daniel Garcés (2002) estima un modelo econométrico para explicar la determinación de la inflación en México durante el periodo 1985-1998. Usando técnicas de cointegración, estima una relación de largo plazo homogénea de grado uno entre el INPC, las remuneraciones laborales en el sector manufacturero y los precios al consumidor en Estados Unidos trasformados a pesos. Garcés rechaza la PPC pues, de acuerdo con sus estimaciones, la elasticidad del nivel general de precios en México con respecto a los precios externos (ajustados por el tipo de cambio) es de tan

sólo 0.63.⁸ La diferencia con la unidad (0.36) corresponde a la elasticidad del INPC con respecto a las remuneraciones. Posteriormente estima a la inflación con un modelo de corrección de errores, al que se añaden como variables independientes los precios de los bienes públicos y la brecha del producto. Sus ejercicios indican que la velocidad de convergencia de la inflación es mayor cuando se trata de ajustar choques a los salarios que con choques al tipo de cambio.

También hay estudios del traspaso cambiario sobre los precios de los bienes comerciables para el caso mexicano, más en el espíritu de la discriminación de precios por mercado de destino. Andrés Conesa (1998) estudia el traspaso cambiario sobre los precios de las manufacturas mexicanas para 1987-1995 y su relación con la concentración industrial y con la intensidad de la mano de obra en la producción. José Antonio González (1998) investiga el traspaso sobre los precios de las importaciones mexicanas y cómo se modificó este traspaso con la liberalización comercial. En cuanto a los precios de las exportaciones mexicanas, Juan Pablo Graf (1995) y Luis Chalico y Enrique Seira (2001) estudian los precios de diversas fracciones arancelarias.

Además de los estudios anteriores, también pueden citarse trabajos como los de Sebastián Edwards (1989) y Andrew Warner (1997) que estiman ecuaciones para el tipo de cambio real y que implícitamente constituyen evidencia en contra de la PPC. Asimismo, existen otros trabajos que incluyen a México dentro de una muestra de múltiples países. Edwards (1989), Javier Astete y Carlos Oliva (1992) reafirman los resultados poco concluyentes para México. Peter Liu (1992), Carlos Conejo y Michael Shields (1993), Saeid Madhavi y Su Zhou (1994), Mohsen Bahmani-Oskooee (1995), Peter Liu y Paul Burkett (1995), Fernando Seabra (1995) y Linda Kamas (1996) encuentran evidencia favorable para la PPC. Moisés Orozco (1996) tiene resultados adversos a la PPC.

Como puede apreciarse, y en similitud a la experiencia internacional, tampoco en el caso de México puede decirse

⁷ Esta fuerte correlación entre los tipos de cambio real y nominal se documentó en el trabajo de Michael Mussa (1986) y se ha convertido en una de las regularidades empíricas más robustas de los regímenes de flotación.

⁸ Cabe destacar que Garcés rechaza la hipótesis de que el tipo de cambio real posea una raíz unitaria.

que hay un consenso sobre la aplicación empírica de la PPC. Por un lado, de la pequeña muestra de estudios reseñados aquí, McLeod y Welch (1992), Galindo (1995b), Mejía y González (1996) y Noriega y Medina (2000) encuentran evidencia que tiende a apoyar a la PPC. Por el otro, Ruprah (1982), Avalos y Hernández (1995), Pérez-López (1996), Engel (2001), Rogers y Smith (2001) y Garcés (2002) se inclinan en contra de la PPC. La varianza de resultados refleja los diferentes índices de precios usados, las técnicas empleadas, pero, principalmente, el período muestral. Como en el caso de la mayoría de los países industriales, la evidencia parece ser más favorable para México cuando se utilizan períodos considerablemente prolongados.

4. Nuevas estimaciones para México: PPC y traspaso

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones realizadas para el caso mexicano. Primero se investiga el posible cumplimiento de la paridad del poder de compra y después se discute el traspaso inflacionario del tipo de cambio. En cuanto al último tema, se explora la posibilidad de que en los últimos años el traspaso se haya modificado. La estrategia econometrística sigue la metodología en dos etapas sugerida por Engle y Granger (1987). Es decir, primero se trabaja con la relación de cointegración que describe el largo plazo, y posteriormente se utiliza un modelo de corrección de errores para describir la dinámica de corto plazo de los precios.

4.1 Descripción de la muestra

En este estudio se utilizaron básicamente tres variables: índices de precios internos, externos y el tipo de cambio nominal. Como índice de precios interno se utilizó principalmente al Índice Nacional de Precios al Consumidor, aunque también se usó el Índice Nacional de Precios al Productor sin petróleo y sin servicios y varios subíndices de los precios al consumidor: índice de precios subyacentes, índice de precios subyacentes de mercancías e índice de precios subyacentes de servicios. El uso de estos índices especiales al consumidor es una de las novedades de este trabajo. Como se discutió antes, la selección del índice de precios supuestamente condiciona fuertemente la posibilidad de confirmar o rechazar la PPC, principalmente por su cobertura e inclusión de bienes no comerciables. En este

sentido, usar el INPC constituye un mayor obstáculo que el uso del INPP para encontrar evidencia a favor de la PPC por su mayor contenido de bienes no comerciables. De la misma forma, el índice de precios subyacentes de mercancías debería estar más sujeto a la PPC que el índice de precios subyacentes de servicios. Sin embargo, debido a que el INPC es el índice líder en la discusión de la inflación, resulta un candidato obvio para ser analizado. Los índices de precios se obtuvieron de la página electrónica del Banco de México (www.banxico.org.mx).

Para los precios externos, se utilizó el índice de precios al consumidor en Estados Unidos (Consumer Price Index, All Urban Consumers) extraído de la página electrónica de la Oficina de Estadísticas Laborales (Bureau of Labor Statistics: www.bls.gov). También se utilizaron índices de precios al productor (Producer Price Index, Commodities, Finished Goods). Podría discutirse la conveniencia de utilizar otros países para construir un índice de precios externos que fuera multilateral. Sin embargo, se optó por la especificación bilateral con los Estados Unidos porque este país es el mayor socio comercial de México por muchos órdenes de magnitud: el 89% de las exportaciones de México en 2002 tuvieron como destino Estados Unidos.

Finalmente, con respecto al tipo de cambio nominal, se tomó un índice de la paridad peso-dólar de la página del Banco de México. Los precios externos se convirtieron a pesos multiplicando por el tipo de cambio nominal y normalizando nuevamente.

Toda la información estadística utilizada tiene frecuencia mensual y cubre el período 1969-2003, aunque para los subíndices de los precios al consumidor, los datos solamente están disponibles a partir de 1982 y el INPP a partir de 1981. Los índices utilizados tienen como base 100 a junio de 2002 y ninguna de las series tiene ajuste por estacionalidad. En forma adicional, se construyó un índice de tipo de cambio real con los precios al consumidor mencionados anteriormente. El Cuadro 1 documenta la notación utilizada en el trabajo empírico de esta investigación.

Como paso inicial y queda claro de la discusión en la Sección 3, es importante indagar sobre las propiedades de estacionariedad de las distintas series de tiempo utilizadas. El Cuadro 2 reporta los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) y de Phillips-Perron (PP) para verificar la presencia de raíces unitarias. Siguiendo las sugerencias de Hamilton (1994), las pruebas incluyeron una tendencia para aquellas series que visualmente la manifiestan, o un intercepto en su defecto. El número de rezagos (para DFA) o el ancho de banda (para la PP) se obtuvo con el criterio de información de Schwartz y con el procedimiento de Newey-West, respectivamente. La especificación final de la prueba se indica en el Cuadro 2.

Los resultados de la estacionariedad de las series son, de por sí, muy interesantes. Ambas pruebas de raíces unitarias arrojan fundamentalmente los mismos resultados, aunque con distintos grados de significancia. Para ninguno de los índices de precios domésticos y externos es posible rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria para la serie en niveles, pero la misma hipótesis nula se rechaza —en la mayoría de los casos holgadamente— para las primeras diferencias. Puede concluirse con bastante confianza que las series que capturan los niveles generales de precios, domésticos y externos, son I(1). Puede verificarse también que mientras mayor es el período muestral de las pruebas, se rechaza con mayor facilidad la presencia de raíces unitarias en las primeras diferencias.

La notable excepción del Cuadro 2 es el tipo de cambio real (LTCR) que se dibuja en la Gráfica 3. A diferencia del resto de las series, para el (logaritmo del) tipo de cambio real puede rechazarse al 5% de significancia la hipótesis nula de una raíz unitaria en los niveles en la prueba ADF (al 10% en la PP). Esto significa que el tipo de cambio real parece ser una serie estacionaria I(0). Este resultado es muy importante porque inmediatamente, como se discutió en la Sección 3, la estacionariedad del tipo de cambio real implicaría que presenta una reversión a su media, lo que se tomaría como evidencia favorable para la PPC.

4.2 Paridad del poder de compra

Una vez verificado que los índices de precios tienen el mismo orden de integración, se estimaron relaciones de

cointegración para verificar el cumplimiento de la PPC. Al usar directamente los precios externos medidos en pesos, se impuso la simetría del efecto de tipo de cambio y de los precios externos sobre los precios domésticos. La especificación corresponde a la ecuación (5) de la Sección 3, que se repite aquí para el logaritmo del INPC en la notación econométrica de este trabajo:

$$LPC = C(1)*LEUPC + C(2). \quad (8)$$

En la ecuación (8) C(i) corresponde a los parámetros a estimar y se deja en forma implícita el error aleatorio, el cual se supone que tiene las propiedades acostumbradas. Formulaciones similares a (8) se utilizan para los demás índices.

El Cuadro 3 tiene los resultados de las estimaciones de Mínimos Cuadrados Ordinarios en la primera etapa de la metodología de Engle y Granger para los precios al consumidor en su índice general e índices especiales. Lo primero que debe destacarse es el enorme ajuste que tiene estas estimaciones, con la menor R^2 ajustada siendo de 0.986. La prueba DFA indica que los residuales de estas regresiones, aunque altamente correlacionados serialmente según la Durbin Watson, son estacionarios. La estacionariedad de los residuales verifica la cointegración entre los precios domésticos y los precios externos. El Cuadro 3 muestra también los resultados de la prueba de hipótesis de restringir el coeficiente de los precios externos a la unidad ($H_0: C(1)=1$). En todos los casos se rechaza estadísticamente la hipótesis de proporcionalidad que se desprende de la PPC original.

También resulta de interés comparar los resultados obtenidos para los distintos índices de precios al consumidor. En primer lugar, todos los índices se encuentran cointegrados con los precios externos a pesar de estimarse en períodos muestrales diferentes y a su diversa cobertura de bienes no comerciables. Aunque para todos se rechaza la hipótesis de proporcionalidad, de hecho los coeficientes obtenidos oscilan entre 0.9891 y 1.0805, por lo que económicamente no parecen estar muy lejos de la PPC. Como era de esperarse, podría argumentarse que la PPC se cumple en mayor medida para el índice de precios subyacente de las mercancías,

dado que la hipótesis nula de proporcionalidad se rechaza con menos facilidad y a que el estadístico DFA de los residuales es mayor. Por el contrario, el índice de precios subyacentes de servicios rechaza la proporcionalidad más fácilmente y posee el menor estadístico DFA, lo que podría decir que se encuentra menos sujeto a la PPC.

Con el objeto de verificar qué tan robustas son las estimaciones bajo el método de Engle y Granger, se estimó la relación de cointegración para el INPC con el procedimiento de Johansen (1991) aprovechando que tiene el mayor periodo muestral disponible. El Cuadro 4 tiene los resultados de estas estimaciones. La prueba de eigenvalores indica que puede rechazarse la hipótesis de cero vectores de cointegración, pero no la de un único vector, por lo que se confirma la cointegración entre los precios internos (al consumidor) y los precios externos. Al normalizar los coeficientes, la estimación del coeficiente C(1) de Johansen es de 0.9894 mientras que con el método de Engle y Granger se estimó 0.9891. Puede decirse que ambos métodos llegan a la misma conclusión. Se optó por utilizar las estimaciones de Engle y Granger por la sencillez que implican para el cálculo del traspaso inflacionario del tipo de cambio.

Finalmente, también se investigó la hipótesis de la PPC entre los precios al productor para ambos países. Las estimaciones de mínimos cuadrados, siguiendo nuevamente a Engle y Granger, se encuentran en el Cuadro 5. Los resultados ~~confirman~~ los hallazgos anteriores, e incluso como era de esperarse, son todavía más favorables. El ajuste es altísimo y los residuales resultan indudablemente estacionarios lo que verifica la cointegración entre los precios al productor internos y externos. En este caso, y como se esperaría al considerar el mayor componente de bienes comerciables en estos índices, se rechaza la hipótesis nula de que el coeficiente sea igual a uno con menor nivel de significancia.

En conclusión, la evidencia presentada aquí es favorable a la PPC en su forma relativa, aunque en sentido estadístico estricto no se acepta la proporcionalidad. La relación de cointegración para el índice general de precios al consumidor es la siguiente:

$$LPC = 0.98909 \text{ LEUPC} - 0.14679, \quad (9)$$

mientras que las relaciones análogas para los otros índices de precios pueden leerse en los Cuadros 3 y 5.

Los resultados aquí presentados a favor de la PPC encuentran eco en los trabajos de McLeod y Welch (1992), Galindo (1995b), Mejía y González (1996) y Noriega y Medina (2000). ¿Cómo pueden reconciliarse estos resultados con los de trabajos que incluyen a los salarios como determinante del nivel de precios, como los de Pérez-López (1996) y Garcés (2002), y que prácticamente por construcción impiden la PPC? En términos generales, puede argumentarse que uno esperaría que los salarios fueran endógenos, determinándose en el mercado de trabajo. Con salarios endógenos, como lo demuestra el mismo Pérez-López (1996), los precios no dependen más de los salarios y la PPC, que estaría latente detrás del modelo para un período suficientemente largo de estimación, podría hacerse manifiesta.

4.3 Estimación del traspaso inflacionario del tipo de cambio y regímenes cambiarios

La evidencia anterior a favor de la PPC implica que el traspaso inflacionario del tipo de cambio debería ser unitario en el largo plazo. Sin embargo, es de sumo interés académico y para la política económica estimar el traspaso en el corto y mediano plazo. Por supuesto, esta pregunta gira alrededor del tema de la duración de las desviaciones de la PPC. Además, como se mencionó en la introducción, en los últimos años se ha tenido la sospecha de que el régimen de flotación en México pudiera haber modificado el traspaso inflacionario del tipo de cambio.

Para atacar este problema se estimó una ecuación dinámica para la inflación especificando un mecanismo de corrección de errores. Este procedimiento surge naturalmente de la equivalencia entre la cointegración y la corrección de errores que demuestran Engle y Granger (1987). Se recordará brevemente que el método de Engle y Granger consiste en una primera etapa en estimar una relación de cointegración, es decir, en niveles que corresponde a las estimaciones de la sección anterior. Con dichas estimaciones se determina un componente de corrección de errores, que corresponde

a los residuales. En la segunda etapa se estima la relación dinámica de corto plazo que tiene por objeto describir el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Esta especificación incorpora la corrección de los errores (residuales) de la primera etapa.

Concretamente, en el caso de las estimaciones de este trabajo, el término de corrección de errores para el índice general de precios al consumidor corresponde a los residuales de la estimación de la segunda columna del Cuadro 3, y entonces se define como:

$$CE = LPC - 0.98909 LEUPC + 0.14679, \quad (10)$$

y la ecuación dinámica para el INPC se especifica como:

$$DLPC = C(1)*CE(-1)+C(2)*DLPC(-1)+C(3)*DLEUPC+C(4). \quad (11)$$

El Cuadro 6 muestra los resultados de la estimación para el índice general de los precios al consumidor. Es importante destacar que el Cuadro 6 reporta estimaciones para dos períodos muestrales diferentes: el período completo 1969-2003 y el subperíodo reciente 1996-2003, en el que el régimen de flotación ha estado vigente. También vale la pena subrayar que para ambos períodos se utilizó el mismo término de corrección de errores definido por la ecuación (10). El supuesto detrás de esta estrategia de estimación es que la relación de largo plazo compatible con la PPC y descrita por (9) es estable y no sufrió modificaciones al cambiar al régimen de flotación cambiaria.

Los resultados del Cuadro 6 son muy interesantes. Centrando la discusión primero en la estimación del período muestral completo, el ajuste es bueno, considerando lo parsimonioso de la especificación y la ausencia de variables ficticias estacionales. La primera observación importante es que el coeficiente C(1), asociado al término de corrección de errores CE, tiene el signo negativo esperado y es altamente significativo, lo cual confirma la cointegración entre los precios al consumidor entre México y Estados Unidos. El coeficiente estimado (-0.0208) implica que toma 33 meses para cerrar la mitad de las desviaciones de la PPC de operar exclusivamente este mecanismo. Esta media vida de las desviaciones de la PPC está en el límite inferior del rango

reportado por Rogoff (1996) de 3 a 5 años, que suele estimarse del coeficiente autorregresivo del tipo de cambio real.

Los otros coeficientes en esta estimación para 1969-2003 también son de interés. El coeficiente autorregresivo para la diferencia logarítmica del índice general del consumo (0.6773) es también altamente significativo. Asimismo, el coeficiente estimado para el diferencial logarítmico de los precios externos (0.1018) también es muy significativo. Este coeficiente, además, representa el traspaso inmediato o de impacto, de un cambio en el tipo de cambio sobre la tasa de inflación. Por supuesto, un movimiento en el tipo de cambio origina una desviación con respecto a la PPC *ceteris paribus*, lo que retroalimentará el traspaso inflacionario del tipo de cambio a partir de los siguientes períodos. Eso es lo que estimamos más adelante.

En cuanto a la estimación para el período de flotación 1996-2003, pueden hacerse las siguientes observaciones. El término de corrección de error sigue siendo altamente significativo y con el signo correcto. El coeficiente estimado para este período (-0.0274) es ligeramente mayor en valor absoluto que el coeficiente estimado para período muestral completo (-0.0208), lo que implicaría una media vida para las desviaciones de la PPC de 25 meses, en vez de 33 meses. El coeficiente autorregresivo de la inflación interna (0.4410) también es significativo y positivo, aunque sustancialmente menor que para el período muestral completo (0.6773), lo que sugiere que la inflación ha sido menos persistente en este período. Por último y muy importante para el traspaso inflacionario, el coeficiente estimado para el diferencial logarítmico de los precios externos (0.0254) es prácticamente la quinta parte del estimado para todo el período muestral (0.1018). Es más, para 1996-2003 resulta estadísticamente indistinguible de cero. Este resultado afectará el cálculo del traspaso más adelante.

Los Cuadros 7 a 9 reportan los resultados de estimaciones similares del modelo de corrección de errores para los índices de precios subyacentes al consumidor, y el Cuadro 10 para el INPP. En todos los casos se eligió una especificación idéntica a la ecuación (11) en la que el

término de corrección de errores equivalente a (10) puede computarse de las estimaciones de cointegración provenientes de los Cuadros 3 y 5. También en este caso se estimaron los modelos para el período muestral completo (1981-2003 o 1982-2003 según el índice) y el período reciente 1996-2003 de flotación.

En todos los casos los resultados son muy similares a las estimaciones para el INPC. Para el período muestral completo, todos los coeficientes tienen el signo esperado y son altamente significativos. En particular, los coeficientes asociados al término de corrección de errores son significativamente negativos, corroborando la cointegración entre los precios internos y los externos (medidos en pesos). Destaca que este coeficiente es sustancialmente más alto (en valor absoluto) para los precios al productor (-0.0329) y para los precios subyacentes de mercancías (-0.0206) que para los precios subyacentes (-0.0158) y los precios subyacentes de servicios (-0.0156). En cuanto a los coeficientes autorregresivos, estos indican que la inflación es más persistente para los precios subyacentes (0.7856) y los precios subyacentes de mercancías (0.7849) que para los precios subyacentes de servicios (0.7001) y los precios al productor (0.5560). Por último, como era de esperarse, los coeficientes asociados al diferencial logarítmico de los precios externos resultan sustancialmente mayores para los precios al productor (0.1772) y los precios subyacentes de mercancías (0.1172) que los asociados a los precios subyacentes (0.1006) y los precios subyacentes de servicios (0.0883).

Las estimaciones para el período más reciente 1996-2003, correspondiente al régimen de tipo de cambio flotante, presentan particularidades similares que las estimaciones para el INPC. En todos los casos los coeficientes de la inflación rezagada y de la inflación externa disminuyen con respecto al período muestral completo. Cabe destacar que el coeficiente C(3), vinculado a los precios externos, tampoco resulta significativamente distinto de cero para los precios subyacentes y los precios subyacentes de servicios al consumidor. Por su parte, el coeficiente del término de corrección de error aumenta (en valor absoluto) para los precios subyacentes, mientras que disminuye para el resto.

Para la estimación del traspaso inflacionario del tipo de cambio se simularon ecuaciones similares a la siguiente:

$$\begin{aligned} \text{LPC} = \text{LPC}(-1) + C(1)*[\text{LPC}(-1) - C(2)*\text{LEUPC}(-1) - C(3)] \\ + C(4)*\text{DLPC}(-1) + C(5)*\text{DLEUPC} + C(6), \end{aligned} \quad (12)$$

que es la correspondiente al INPC.

La ecuación (12) consolida en una sola ecuación diferencial en LPC, las ecuaciones de equilibrio de largo plazo (8) y de dinámica de corto plazo (11). Este procedimiento es distinto a la simple consideración exclusiva del coeficiente de ajuste de corrección de error o del coeficiente autorregresivo del tipo de cambio real. En la metodología de este trabajo se permite que, además de la corrección de errores, el nivel de precios se retroalimente dinámicamente de acuerdo con los otros términos de la ecuación: inflación rezagada e inflación importada contemporánea. Conviene aclarar que la media vida citada por, entre muchos otros, Rogoff (1996), corresponde únicamente a la simulación estática de la misma ecuación.

Se realizaron dos simulaciones dinámicas de las ecuaciones como (12) tomando en cada una los coeficientes estimados para los dos períodos. La primera consistió en una simulación de los índices de precios, tomando como datos los valores históricos de los precios externos y tipo de cambio, así como las condiciones iniciales de los distintos precios internos. Esta primera simulación genera un índice de precios base que se denomina LPC^{base} . La segunda simulación es igual a la anterior, excepto que se incrementó en un 100% el valor del tipo de cambio en forma permanente a partir de un período determinado, para simular el ajuste de los precios ante esta perturbación. Es decir:

$$\text{LEUPC}^{\text{sim}} = \text{LEUPC}^{\text{base}} + 1, \quad (13)$$

donde los superíndices indican si se trata de los precios externos alterados (sim) o de la serie histórica (base). Tomando los precios externos alterados, se genera con (12) una nueva trayectoria simulada para el índice de precios interno, denominada LPC^{sim} . Finalmente, el traspaso inflacionario del tipo de cambio se calculó

tomando la diferencia entre el segundo y primer tipo de simulaciones:

$$\gamma = \text{LPC}^{\text{sim}} - \text{LPC}^{\text{base}}. \quad (14)$$

El Cuadro 11 tiene las estimaciones del coeficiente de traspaso inflacionario del tipo de cambio para todos los índices de precios. También se reportan los traspasos para los dos períodos de estimación. Como puede apreciarse, para el caso del INPC durante el período muestral completo de 1969-2003, el traspaso de impacto (correspondiente al primer período) proviene exclusivamente del término del incremento contemporáneo en los precios externos. Este traspaso de impacto se estima en 0.1018, que quiere decir que poco más de un décimo del cambio en el tipo de cambio se traspasará inmediatamente al índice general de precios al consumidor en México. A partir del segundo período, comienzan a operar dos influencias más sobre la inflación y el traspaso. Por un lado, cualquier cambio en los precios externos ocasiona una desviación de la relación de equilibrio de largo plazo (PPC) y por lo tanto, la inflación tenderá a buscar corregir esta desviación en el nivel de precios con respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo. En segundo lugar, la inflación tiene una dinámica propia con un elemento autorregresivo importante, por lo que las inflaciones pasadas generan un ímpetu, por encima de la misma corrección de errores. Estas dos influencias ocasionan que el traspaso vaya creciendo conforme se incrementa el número de períodos. Para el tercer período, el traspaso es de 0.2651; y en el sexto mes, de 0.4425. Puede apreciarse que estos traspasos son relativamente rápidos y elevados. Ya para el final del primer año, el traspaso es de 0.6639; al final del segundo año, de 0.8684; y del tercero, 0.9439. En el largo plazo, por supuesto, el traspaso vendrá dado por el coeficiente del vector de cointegración (0.9891).

El caso del traspaso inflacionario del tipo de cambio que se calcula para el INPC en el período de flotación 1996-2003, los resultados son muy interesantes. Antes de entrar en detalles vale la pena destacar que, en el largo plazo, por supuesto, el traspaso será el mismo entre los dos períodos puesto que se impuso que la relación de cointegración fuera la misma para ambos períodos muestrales. No obstante, las estimaciones de la dinámica de la inflación producen dos

efectos sobre el traspaso en el corto y mediano plazo que van en dirección contraria, y se manifiestan en el Cuadro 11. Por un lado, la mayor velocidad de ajuste para cerrar el término de corrección de errores tiende a acelerar el traspaso inflacionario en el corto plazo. Pero por otro lado, los coeficientes dinámicos tanto de la inflación rezagada como de la inflación externa contemporánea, son menores, lo que tiende a disminuir el traspaso en el corto plazo. Los resultados del Cuadro 11 indican que este segundo efecto domina al primero y, por lo tanto, el traspaso inflacionario del tipo de cambio se calcula menor para el período 1996-2003 que para todo el período muestral. Concretamente, el traspaso de impacto para el INPC es de sólo 0.0254 (comparado con 0.1018 para 1969-2003), mientras que a 3 y 6 meses asciende a 0.1050 y 0.2301 respectivamente (0.2651 y 0.4425 estimados para 1969-2003). El traspaso sigue siendo menor para el período de flotación 1996-2003 que para el período muestral completo 1969-2003 a lo largo del mediano plazo, y no es sino hasta el final del sexto año, cuando el traspaso casi se iguala: 0.9655 para 1996-2003 y 0.9867 para 1969-2003.

Los traspasos calculados para los otros índices de precios fundamentalmente confirman mucho los resultados anteriores y reafirman el patrón del índice general de precios al consumidor. Puede observarse que el traspaso en el corto plazo es muy diferente de acuerdo con el índice de precios seleccionado. Tomando los cálculos del período muestral completo y como era de esperarse, luego de 3 y 6 meses el traspaso es mayor para los índices de precios con fuerte contenido de bienes comerciables. Por ejemplo, a 3 meses, los traspasos para el INPP (0.3974) o para los precios subyacentes de mercancías (0.3310) son considerablemente mayores que para el INPC (0.2651) o para los precios subyacentes de servicios (0.2340). En el mediano plazo, conforme transcurre el tiempo, los traspasos se van igualando gradualmente entre los distintos índices de precios. Además, se confirma que para todos los índices de precios, el traspaso en el corto y mediano plazo es menor para el período de flotación 1996-2003 que para el período muestral completo. Por ejemplo, luego de 3 meses, el traspaso para el índice de precios subyacente durante 1996-2003 es de 0.0959 en vez de 0.2817 durante 1969-2003, mientras que para el INPP es de 0.2648 en 1996-2003 comparado con 0.3974. Nuevamente, dado que se impone que en el largo plazo se mantiene la misma relación de largo plazo, el traspaso se igualaría entre los distintos períodos muestrales.

5. Conclusiones

Este trabajo estudió el traspaso inflacionario del tipo de cambio (*pass-through*) en México con especial énfasis en la posibilidad de que este traspaso hubiera cambiado con el régimen de flotación en vigor desde 1995. Como punto de partida, se probó la aplicación empírica de la paridad del poder de compra. En las estimaciones se distinguió entre distintos índices de precios: consumidor y productor y los distintos subíndices del índice de precios subyacentes al consumidor (mercancías y servicios). El período de estimación es 1969-2003 para el INPC, pero para el INPP se partió desde 1981 y para los índices subyacentes desde 1982.

Los resultados obtenidos fueron, en principio, bastante favorables para la PPC relativa. Para empezar, se rechaza que el tipo de cambio real posea una raíz unitaria, lo que confirma su reversión a la media. Posteriormente, se encontró que en todos los casos es posible hallar un vector de cointegración entre el índice de precios interno y el índice de precios externo (ajustado por el tipo de cambio). Las pruebas estadísticas rechazan la propiedad de proporcionalidad (coeficiente unitario) para los precios externos. Aún en el caso de los precios al consumidor en los que se rechaza estadísticamente la proporcionalidad, los coeficientes estimados no parecen estar muy alejados, en un sentido económico, de lo propuesto por la PPC. Por ejemplo, para el INPC se estima un coeficiente de 0.9891, prácticamente igual a la unidad.

Para poder calcular el traspaso inflacionario del tipo de cambio, se estimaron modelos de corrección de errores para describir el ajuste dinámico de los índices de precios. Estas estimaciones se hicieron tanto para el período muestral completo como para el subperíodo 1996-2003. Los resultados de este ejercicio arrojan que existe una reversión hacia la PPC comparable con el valor inferior del rango encontrado para otros países. Para el período de flotación, se encuentra que el coeficiente asociado a la corrección de errores es en principio mayor, pero el resto de los términos que describen la dinámica son muchísimo menores. El efecto neto de estos dos resultados, es que el traspaso inflacionario del tipo de cambio en el corto y mediano plazo sea mucho menor para el período 1996-2003 que

para el período muestral completo. Según las estimaciones del traspaso inflacionario del tipo de cambio para 1969-2003, un 44.3% de una perturbación permanente en el tipo de cambio se trasladaría al INPC luego de 6 meses y 66.4% luego de un año. En contraste, para las estimaciones del período reciente de flotación 1996-2000, solamente 23.0% de las perturbaciones permanentes del tipo de cambio se traspasan al INPC después de 6 meses, y 43.5% después de un año.

En cuanto a las diferencias del traspaso inflacionario del tipo de cambio por índices de precios en el corto y mediano plazo, se encuentran los resultados intuitivamente más convencionales. Los precios subyacentes de mercancías y al productor, que son los que tienen mayor componente de bienes comerciables, tienen un traspaso mucho mayor que el resto de los índices, especialmente el índice de precios subyacente de servicios, altamente concentrado en bienes no comerciables. En el largo plazo, dado que todos los índices están prácticamente en el vecindario de la PPC, los traspasos tienden a igualarse entre los distintos índices de precios.

Resulta importante discutir con mayor detalle el potencial inflacionario del tipo de cambio durante el período de flotación 1996-2003. Los cálculos de esta investigación muestran que, efectivamente, el traspaso inflacionario del tipo de cambio es menor que en períodos anteriores. Sin embargo, es importante recalcar que esto solamente corresponde al traspaso de corto y mediano plazo, pues la estrategia de estimación empleada en esta investigación indicaría que en el largo plazo no ha cambiado el traspaso. También vale la pena aclarar que el cálculo de traspaso considera, por construcción, que los choques al tipo de cambio son permanentes. Este supuesto tiene una relevancia fundamental para el régimen de flotación, pues bajo este régimen es posible que gran parte de las fluctuaciones cambiarias consistan en choques transitorios al tipo de cambio. En la medida que alguna fracción de los movimientos del tipo de cambio se revierta, el traspaso inflacionario disminuye por encima de las estimaciones de este trabajo.

Además, hay otro tema fundamental al considerar la paridad del poder de compra durante el período 1996-2003.

Como se mencionó anteriormente, bajo un régimen de tipo de cambio flotante, la paridad se vuelve endógena. Si recordamos que estrictamente hablando la PPC no establece una dirección de causalidad de precios a tipo de cambio o viceversa, es muy probable que con el régimen de flotación el tipo de cambio juegue un mayor papel que antes en el ajuste hacia el cumplimiento de la paridad adquisitiva en el largo plazo. En principio, esto puede reforzar la idea de que el tipo de cambio (flotante) revierta parte de sus oscilaciones para mantener una relación con los fundamentos económicos.

Un tema relacionado al anterior, pero más fundamental, es la interpretación de encontrar evidencia a favor de la paridad del poder de compra para un período muestral prolongado como el de este trabajo. Sería erróneo interpretar tajantemente a la PPC como una ecuación para la determinación del nivel general de precios, en virtud de que no se establece relación causal alguna y de que la muestra cubre diversos regímenes cambiarios. Parece preferible tomar esta evidencia como prueba de que en el muy largo plazo prevalece una homogeneidad en las variables nominales, de tal suerte que tienden a manifestar un crecimiento secular balanceado.

El estudio que aquí se presenta no es la última palabra sobre la paridad del poder de compra, ni sobre el traspaso inflacionario del tipo de cambio. Como se reseñó en el trabajo, conforme se ensamblan nuevas muestras y se introducen avances estadísticos en las estimaciones, la relación entre precios y tipo de cambio vuelve a ser examinada. En el caso concreto del trabajo de esta investigación, pues también resulta susceptible de incorporar refinamientos estadísticos. Además de que el paso del tiempo permite naturalmente ampliar la muestra, viene a la mente considerar detenidamente la posibilidad de algún cambio estructural, como lo sugieren Noriega y Medina (2000). Los resultados de las estimaciones de mínimos cuadrados recursivos son ilustrativos de que los coeficientes estimados en la dinámica de corto plazo, pueden estar modificándose. También resultaría conveniente enriquecer la dinámica de los modelos de corrección de errores estimados, puesto que aquí se optó por especificaciones mínimas que podrían ser mejoradas, especialmente para propósitos de pronóstico. Finalmente, puede ser de interés

investigar la causalidad entre precios y tipo de cambio, que aunque la PPC no esclarece, podría dar señales sobre la conducta económica bajo distintos regímenes cambiarios.

Bibliografía

- Astete, Javier; y Carlos Oliva (1992). *Componente no estacionaria y la paridad del poder de compra en 12 países latinoamericanos*. Cuadernos de Economía, Año 29, No. 88 (Diciembre), 481-504.
- Ávalos, Antonio; y Fausto Hernández (1995). *Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México*. Economía Mexicana. Nueva Época, Vol. 4, No. 2 (segundo semestre), 239-263.
- Bahmani-Oskooee, Molisen (1995). *Real and nominal effective exchange rates for 22 LDCs: 1971:1-1990:4*. Applied Economics, Vol. 27 (Julio), 591-604.
- Boucher Breuer, Janice (1994). *An assessment of the evidence on purchasing power parity*, en "Estimating equilibrium exchange rates". Ed. John Williamson, Institute for International Economics, Washington.
- Conejo, Carlos; y Michael Shields (1993). *Relative PPP and the long-run terms of trade for five latin american countries: a cointegration approach*. Applied Economics, Vol. 25 (Diciembre), 1511-1515.
- Conesa, Andrés (1998). *Pass-through del tipo de cambio y del salario: teoría y evidencia para la industria manufacturera en México*. Documento No. 9803, Serie Documentos de Investigación, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México, México.
- Corbae, Dean; y Sam Ouliaris (1988). *Cointegration and tests of purchasing power parity*. Review of Economics and Statistics, Vol. 70, No. 3 (Agosto), 508-521.
- Chalico, Luis; y Enrique Seira (2001). *Discriminación de precios por exportadores mexicanos*. Tesis de licenciatura, Instituto Tecnológico Autónomo de México, México.
- Cheng, Benjamin (1999). *Beyond the purchasing power parity: testing for cointegrating and causality between*

- exchange rates, prices and interest rates.* Journal of International Money and Finance, Vol. 18, No. 6 (Diciembre), 911-924.
- Cheung, Yin-wong; y Kon Lai (1993). *Long-run purchasing power parity during the recent float.* Journal of International Economics, Vol. 34, No. 1 (Febrero), 181-192.
- Darby, Michael (1983). *Movements in purchasing power parity: the short and the long runs* en “*The international transmission of inflation*”. Ed. Michael Darby y James Lothian, U. of Chicago Press, Chicago.
- Dornbusch, Rudiger (1987a). *Exchange rates and prices.* American Economic Review, Vol. 77, No. 1 (Marzo), 93-106.
- Dornbusch, Rudiger (1987b). *Purchasing power parity* en “*The New Palgrave: Dictionary of Economics*”. Ed. John Eatwell, Murray Milgate y Peter Newman, MacMillan, Londres.
- Edwards, Sebastian (1989). *Real exchange rates, devaluation and adjustment: exchange rate policy in developing countries.* MIT Press, Cambridge.
- Engel, Charles (2000). *Long-run PPP may not hold after all.* Journal of International Economics, Vol. 57, No. 2 (Agosto), 243-273.
- Engel, Charles (2001). *Optimal exchange rate policy: the influence of price setting and asset markets.* Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 33, No. 2 (Mayo), Parte 2, 518-541.
- Engel, Charles; y John Rogers (1996). *How wide is the border?* American Economic Review, Vol. 86, No. 5 (Diciembre), 1112-1125.
- Engle, Robert; y Clive Granger (1987). *Cointegration and error correction: representation, estimation and testing.* Econometrica, Vol. 55 (Marzo), 251-276.
- Fleissig, Adrian; y Jack Strauss (2000). *Panel unit root tests of purchasing power parity for price indexes* Journal of International Money and Finance, Vol. 19, No. 4 (Agosto), 489-506.
- Frankel, Jeffrey; y Andrew Rose (1996). *A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries.* Journal of International Economics, Vol. 40, No. 1 (Febrero), 209-224.
- Frenkel, Jacob (1978). *Purchasing power parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s.* Journal of International Economics, Vol. 8, No. 2 (Mayo), 169-191.
- Frenkel, Jacob (1981). *The collapse of purchasing power parity during the 1970s.* European Economic Review, Vol. 16, No. 1 (Mayo), 145-165.
- Froot, Kenneth; y Kenneth Rogoff (1995). *Perspectives on PPP and long-run real exchange rates* en “*Handbook of International Economics*”. Vol. III, Ed. Gene Grossman y Kenneth Rogoff, Elsevier, Amsterdam.
- Galindo, Luis Miguel (1995a). *Una nota sobre el tipo de cambio en México.* Investigación Económica, No. 212 (Abril-Junio 1995), 113-124.
- Galindo, Luis Miguel (1995b). *Postscriptum: una nota sobre el tipo de cambio en México.* Investigación Económica, No. 212 (Abril-Junio 1995), 125-134.
- Garcés, Daniel (2002). *Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México. La inflación en México.* Volumen Especial, Gaceta de Economía, Instituto Tecnológico Autónomo de México, México, D. F.
- Goldberg, Pinelopi; y Michael Knetter (1997). *Goods prices and exchange rates: What have we learned?* Journal of Economic Literature, Vol. 35, No. 3 (Septiembre), 1243-1272.
- González, José Antonio (1998). *Regímenes cambiarios y el traspaso del tipo de cambio: ¿Hay un enigma mexicano?* El Trimestre Económico, Vol. 65(1), No. 257 (Enero-Marzo), 49-97.
- Graf, Juan Pablo (1995). *Comportamiento de los precios de exportación de productos manufacturados: México,*

1980-1994. Documento No. 9505, Serie Documentos de Investigación, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México, México.

Hamilton, James (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press, Princeton.

Johansen, Soren (1991). *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. *Econometrica*, Vol. 59, No. 6 (Noviembre), 1551-1580.

Kamas, Linda (1996). *Monetary and exchange rate effects on inflation in Latin America*. Presentación en la Reunión Anual de la Latin American and Caribbean Association, Octubre, México.

Kim, Yoonbai (1990). *Purchasing power parity in the long run: a cointegration approach*. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 22, No. 4 (Noviembre), 491-503.

Krugman, Paul (1978). *Purchasing power parity and exchange rates: another look at the evidence*. *Journal of International Economics*, Vol. 8, No. 3 (Agosto), 397-407.

Krugman, Paul (1987). *Pricing to market when the exchange rate changes en “Real-financial linkages among open economies”*. Eds. Sven Arndt y David Richardson, MIT Press, Cambridge.

Kuo, Biing-Shen; y Anne Mikkola (1999). *Re-examining long-run purchasing power parity*. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 2 (Abril), 251-266.

Liu, Peter (1992). *Purchasing power parity in Latin America: a co-integration analysis*. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 128, No. 4, 662-680.

Liu, Peter, y Paul Burkett (1995). *Instability in short-run adjustments to purchasing power parity: results for selected Latin American countries*. *Applied Economics*, Vol 27, (Octubre), 973-983.

Madhavi, Saeid, y Su Zhou (1994). *Purchasing power parity in high-inflation countries: further evidence*. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, (Verano), 403-422.

McLeod, Darryl; y John Welch (1992). *El libre comercio y el peso*. *Economía Mexicana, Nueva Época*, Vol. I, No. 1 (Enero-Junio), 193-235.

Meese, Richard; y Kenneth Rogoff (1988). *What is real? The exchange-rate interest differential relation over the modern floating-rate period*. *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 4 (Septiembre), 933-948.

Mejía, Pablo; y José Carlos González (1996). *La paridad del poder de compra en el largo plazo: el caso de México*. *Economía Mexicana, Nueva Época*, Vol. V, No. 1 (Enero-Junio), 37-62.

Menon, Jayant (1995). *Exchange rate pass-through*. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 9, No.2 (Junio), 197-231.

Mussa, Michael (1976). *The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating*. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78 (Mayo), 229-248.

Mussa, Michael (1986). *Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: evidence and implications*. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 25 (Otoño), 117-214.

Noriega, Antonio; y Lorena Medina (2000). *Testing for stationarity in real exchange rates under an unknown number of structural breaks: theory and evidence*. Documento de Trabajo, Escuela de Economía, Universidad de Guanajuato.

O'Connel, Paul (1998). *The overvaluation of purchasing power parity*. *Journal of International Economics*, Vol. 44, No. 1 (Febrero), 1-19.

Officer, Lawrence (1982). *Purchasing power parity and exchange rates: theory, evidence and relevance*. JAI Press, Greenwich.

Orozco, Moisés (1996). *Una investigación sobre la paridad del poder de compra en el largo plazo: los casos de Chile y México*. Tesis de licenciatura, Instituto Tecnológico Autónomo de México, México.

Pérez-López, Alejandro (1996). *Un estudio econométrico sobre la inflación en México*. Documento No. 9604, Serie Documentos de Investigación, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México, México.

Rogers, John; y Hayden Smith (2001). *Border effects within the NAFTA countries*. International Finance Discussion Papers, No. 698 (Marzo), Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D. C.

Rogoff , Kenneth (1996). *The purchasing power parity puzzle*. Journal of Economic Literature, Vol. 34, No. 2 (Junio), 647-668.

Roll, Richard (1979). *Violations of purchasing power parity and their implications for efficient international commodity markets*. En Marshall Sarnat y Giorgio Szégo, editors, *International Finance and Trade*, Ballinger, Cambridge.

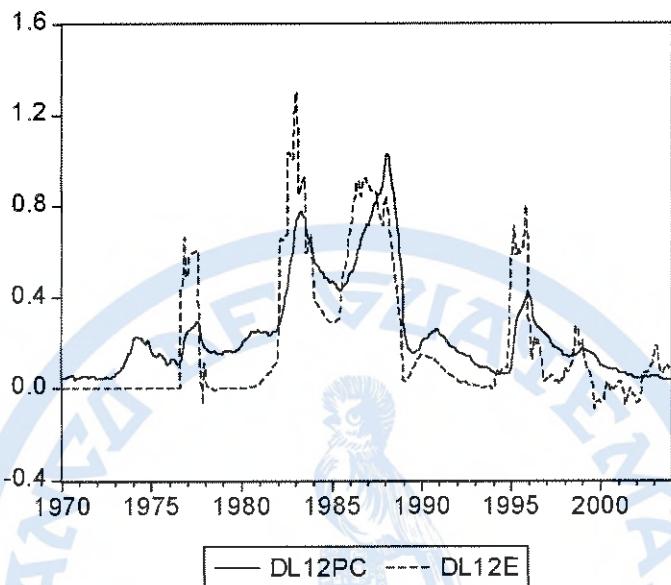
Ruprah, Inder (1982). *El teorema de la paridad del poder adquisitivo: inflación y tipo de cambio*. Economía Mexicana, No. 4, 61-75.

Seabra, Fernando (1995). *Short-run exchange rate uncertainty in Latin America*. Applied Economics, Vol. 27, (Mayo), 441-450.

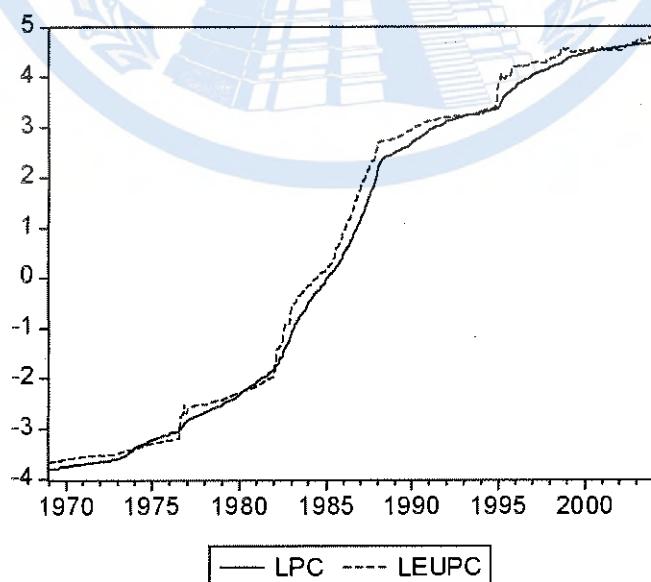
Taylor, Alan (2001). *Potential pitfalls for the purchasing power parity? Sampling and specification Biases in mean-reversion tests of the law of one price*. Econometrica, Vol. 69, No. 2 (Marzo), 473-498.

Warner, Andrew (1997). *Mexico's 1994 exchange rate crisis interpreted in light of the non-traded model*. Documento de Trabajo NBER No. 6165, Cambridge.

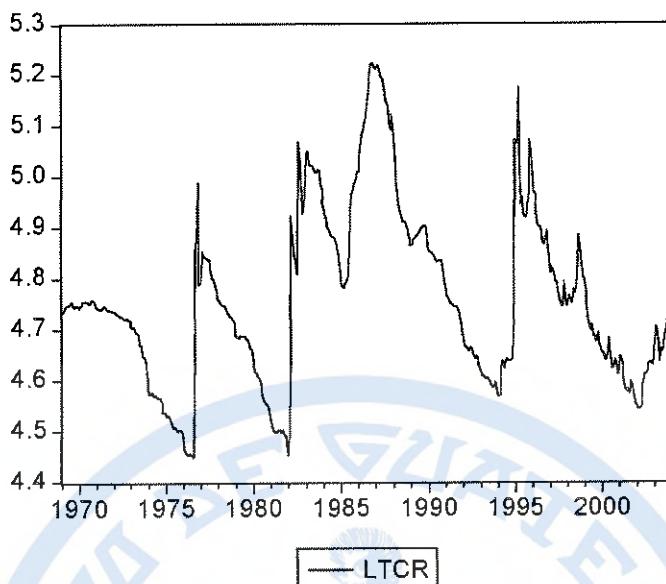
Gráfica 1
Tasa de Inflación (DL12PC) y de depreciación (DL12E)
Diferencias logarítmicas anuales



Gráfica 2
Logaritmo del INPC (LPC) y de los precios externos (LEUPC)



Gráfica 3
Logaritmo del Tipo de Cambio Real



Cuadro 1
Notación Utilizada

Variable	Descripción
LPC	Logaritmo del Índice Nacional de Precios al Consumidor
LEUPC	Logaritmo del índice de precios al consumidor de Estados Unidos (Consumer Price Index, All Urban Consumers) medido en pesos
LPS	Logaritmo del subíndice de precios subyacentes al consumidor
LPSM	Logaritmo del subíndice de precios subyacentes de mercancías al consumidor
LPSS	Logaritmo del subíndice de precios subyacentes de servicios al consumidor
LTCR	Logaritmo del tipo de cambio real bilateral: (LEUPC-LPC)
LPP	Logaritmo del índice Nacional de Precios al Productor sin petróleo y sin servicios
LEUPP	Logaritmo del índice de precios al productor de Estados Unidos (Producer Price Index, Commodities, Finished Goods) medido en pesos
CE	Término de corrección de error
DX	Primera diferencia de la variable X
X(-1)	La variable X rezagada un período

Fuente: Banco de México y Bureau of Labor Statistics.

Cuadro 2
Prueba de Raíces Unitarias

Variable	Período	Dickey-Fuller Aumentada				Phillips-Perron			
		Niveles		Diferencias		Niveles		Diferencias	
		DFA	Esp.	DFA	Esp.	PP	Esp.	PP	Esp.
LPC	1969-2003	-0.8127	1,T	-5.3166 ***	0,I	-0.8383	15,T	-4.7829 ***	4,I
LEUPC	1969-2003	-1.1545	5,T	-5.3305 ***	4,I	-0.9340	13,T	-17.3946 ***	13,I
LPS	1982-2003	-2.0282	1,T	-3.2761 **	0,I	-1.8874	11,T	-2.9660 **	8,I
LPSM	1982-2003	-2.3408	1,T	-3.3283 **	0,I	-2.0640	11,T	-3.1347 **	3,I
LPSS	1982-2003	-1.3557	13,T	-1.8264	12,I	-1.4083	10,T	-4.4504 ***	16,I
LTCR	1969-2003	-2.8862 **	5,I	-8.0162 ***	4,I	-2.6543 *	7,T	-18.0770 ***	5,I
LPP	1981-2003	-1.6152	3,T	-3.4533 ***	2,I	-0.9049	12,T	-5.8712 ***	10,I
LEUPP	1968-2003	-1.1120	5,T	-5.4036 ***	4,I	-0.8789	13,T	-17.3661 ***	13,I

La columna de especificación de la prueba (Esp.) indica el número de rezagos y la inclusión de una tendencia e intercepto (T), sólo intercepto (I), o ninguno de los dos (N). El número de asteriscos indica el nivel de significancia de acuerdo con los valores críticos de MacKinnon: 10%(*), 5%(**) y 1%(***)�

Cuadro 3
Estimación de MCO: Log de los Precios al Consumidor $LPX = C(1)*LEUPC + C(2)$

	Variable Dependiente (LPX)			
	LPC	LPS	LPSM	LPSS
C(1)	0.98909 (0.00259) [381.364]	1.04305 (0.00523) [199.617]	1.02074 (0.00427) [239.354]	1.08050 (0.00800) [135.102]
C(2)	-0.14679 (0.00848) [-17.313]	-0.32020 (0.01771) [-18.085]	-0.20799 (0.01445) [-14.394]	-0.51051 (0.02710) [-18.839]
Periodo	1969:01 2003:12	1982:01 2003:12	1982:01 2003:12	1982:01 2003:12
Observaciones	420	264	264	264
R ² Ajustada	0.9971	0.9934	0.9954	0.9858
E. E. Regresión	0.1697	0.1494	0.1219	0.2286
Suma resid. ²	12.0334	5.8456	3.8937	13.6942
Log. Verosímil.	150.0857	128.3551	181.9909	15.9855
Durbin Watson	0.0576	0.0908	0.1300	0.0439
H ₀ : C(1)=1	17.6993 ***	67.8653 ***	23.6445 ***	101.3047 ***
DFA Residuales	17,N- -2.9030 ***	15,N- -3.5767 ***	15,N- -3.9937 ***	15,N- -2.8622 ***

Bajo los coeficientes se muestran los errores estándar en paréntesis y los estadísticos t en corchetes. La prueba de hipótesis para C(1)=1 es una prueba de Wald y muestra el estadístico R². La fila de pruebas de raíces unitarias para los residuales (DFA Residuales) muestra el estadístico de la prueba Dickey-Fuller Aumentada junto con el número de rezagos y la inclusión de una tendencia e intercepto (T), sólo intercepto (I), o ninguno de los dos (N). El número de asteriscos indica el nivel de significancia: 10%(*), 5%(**) y 1% (***)�

Cuadro 4

Análisis de Cointegración de Johansen (1969:01-2003:12)

Eigenvalores	Estadístico de Traza	Valor Crítico al 1%	Hipótesis Nula
0.07446	32.80685 ***	20.04	Rango=0
0.00111	0.46259	6.65	Rango=1
Coeficientes No Normalizados			
LPC	LEUPC		
-8.25179	8.16427		
0.03740	0.27690		
Coeficientes Normalizados			
LPC	LEUPC	Constante	
1.00000 (0.00659) [-159.101]	-0.98939	0.14719	

Se incluyó una constante (tendencia determinística en los datos) y el criterio de Schwarz indicó un rezago. El número de asteriscos indica el nivel de significancia: 10%(*), 5%(**) y 1%(***)

Cuadro 5Estimación de MCO: log de los precios al productor, $LPP=C(1)*LEUPP+C(2)$

C(1)	1.02190 (0.00511) [200.103]
C(2)	0.96146 (0.01736) [55.381]
Período	1981:01 2003:12
Observaciones	276
R ² Ajustada	0.9932
E. E. Regresión	0.1617
Suma resid. ²	7.1656
Log. Verosímil.	112.2257
Durbin Watson $H_0:C(1)=1$	0.0679 18.3820 ***
DFA Residuales	15, N- -3.35481 ***

Bajo los coeficientes se muestran los errores estándar en paréntesis y los estadísticos t en corchetes. La prueba de hipótesis para $C(1)=1$ es una prueba de Wald y muestra el estadístico R². La fila de pruebas de raíces unitarias para los residuales (DFA Residuales) muestra el estadístico de la prueba Dickey-Fuller Aumentada junto con el número de rezagos y la inclusión de una tendencia e intercepto (I), sólo intercepto (I), o ninguno de los dos (N). El número de asteriscos indica el nivel de significancia: 10%(*), 5%(**) y 1% (***)

Cuadro 6

Estimación de MCO: diferencial log de los precios al consumidor,
 $D(LPC)=C(1)*CE_LPC(-1)+C(2)*D(LPC(-1))+C(3)*D(LEUPC)+C(4)$

C(1)	-0.02082 (0.00369) [-5.649]	-0.02744 (0.00565) [-4.853]
C(2)	0.67733 (0.03061) [22.129]	0.44098 (0.08662) [5.091]
C(3)	0.10180 (0.01013) [10.053]	0.02536 (0.01846) [1.374]
C(4)	0.00448 (0.00074) [6.031]	0.00726 (0.00131) [5.532]
Período	1969:03 2003:12	1996:01 2003:12
Observaciones	418	96
R ² Ajustada	0.8162	0.7254
E. E. Regresión	0.0092	0.0038
Suma resid. ²	0.0349	0.0013
Log. Verosímil.	1369.7380	401.7897
Durbin Watson	2.0403	1.8909

Cuadro 7

Estimación de MCO: diferencial log de los precios subyacentes,
 $D(LPS)=C(1)*CE_LPS(-1)+C(2)*D(LPS(-1))+C(3)*D(LEUPC)+C(4)$

C(1)	-0.01579 (0.00441) [-3.577]	-0.01636 (0.00453) [-3.613]
C(2)	0.78557 (0.02863) [27.436]	0.67024 (0.06897) [9.718]
C(3)	0.10060 (0.01160) [8.675]	0.02449 (0.01359) [1.802]
C(4)	0.00257 (0.00082) [3.145]	0.00297 (0.00078) [3.816]
Período	1982:03 2003:12	1996:01 2003:12
Observaciones	262	96
R ² Ajustada	0.8817	0.8356
E. E. Regresión	0.0084	0.0028
Suma resid. ²	0.0180	0.0007
Log. Verosímil.	883.9996	431.4921
Durbin Watson	2.1444	1.7235

Bajo los coeficientes se muestran los errores estándar en paréntesis y los estadísticos t en corchetes.

Cuadro 8

Estimación de MCO: diferencial log de los precios subyacentes de mercancías,
 $D(LPSM)=C(1)*CE_LPSM(-1)+C(2)*D(LPSM(-1))+C(3)*D(LEUPC)+C(4)$

C(1)	-0.02060 (0.00553) [-3.727]	-0.01993 (0.00551) [-3.619]
C(2)	0.78491 (0.02701) [29.058]	0.64643 (0.07305) [8.850]
C(3)	0.11720 (0.01228) [9.542]	0.04165 (0.01674) [2.489]
C(4)	0.00215 (0.00082) [2.624]	0.00319 (0.00087) [3.662]
Periodo	1982:03 2003:12	1996:01 2003:12
Observaciones	262	96
R ² Ajustada	0.8827	0.8085
E. E. Regresión	0.0090	0.0034
Suma resid. ²	0.0207	0.0011
Log. Verosímil.	865.5450	411.6870
Durbin Watson	2.1989	2.0012

Bajo los coeficientes se muestran los errores estándar en paréntesis y los estadísticos t en corchetes.

Cuadro 9

Estimación de MCO: diferencial log de los precios subyacentes de servicios,
 $D(LPSS)=C(1)*CE_LPSS(-1)+C(2)*D(LPSS(-1))+C(3)*D(LEUPC)+C(4)$

C(1)	-0.01556 (0.00357) [-4.353]	-0.01383 (0.00377) [-3.668]
C(2)	0.70005 (0.03839) [18.235]	0.64701 (0.06886) [9.395]
C(3)	0.08834 (0.01438) [6.143]	-0.00258 (0.01353) -[0.191]
C(4)	0.00503 (0.00108) [4.666]	0.00337 (0.00077) [4.402]
Periodo	1982:03 2003:12	1996:01 2003:12
Observaciones	262	96
R ² Ajustada	0.7862	0.7804
E. E. Regresión	0.0104	0.0028
Suma resid. ²	0.0279	0.0007
Log. Verosímil.	826.5216	431.8203
Durbin Watson	2.1975	1.5478

Bajo los coeficientes se muestran los errores estándar en paréntesis y los estadísticos t en corchetes.

Cuadro 10

Estimación de MCO: diferencial log de los precios al productor,
 $D(LPP)=C(1)*CE_LPP(-1)+C(2)*D(LPP(-1))+C(3)*D(LEUPP)+C(4)$

C(1)	-0.03290 (0.00636) [-5.173]	-0.02908 (0.00607) [-4.789]
C(2)	0.55597 (0.04062) [13.689]	0.40321 (0.07973) [5.057]
C(3)	0.17724 (0.01756) [10.092]	0.13082 (0.01783) [7.336]
C(4)	0.06933 (0.01280) [5.415]	0.06174 (0.01255) [4.918]
Período	1981:03 2003:12	1996:01 2003:12
Observaciones	274	96
R ² Ajustada	0.7358	0.7292
E. E. Regresión	0.0135	0.0039
Suma resid. ²	0.0494	0.0014
Log. Verosímil.	792.3897	399.4341
Durbin Watson	2.2269	2.0348

Bajo los coeficientes se muestran los errores estándar en paréntesis y los estadísticos t en corchetes.

Cuadro 11.
Simulaciones Dinámicas: Traspaso Inflacionario del Tipo de Cambio

Variable	1	3	6	Periodo (meses)				60	72
				12	24	36	48		
LPC									
Estimación 1969-2003	0.101804	0.265104	0.442506	0.663881	0.868441	0.943941	0.972184	0.982759	0.986719
Estimación 1996-2003	0.025358	0.104982	0.230136	0.435249	0.694558	0.832460	0.905795	0.944794	0.965533
LPS									
Estimación 1982-2003	0.100601	0.281677	0.503862	0.795541	1.010377	1.044800	1.045491	1.043841	1.043201
Estimación 1996-2003	0.024487	0.095860	0.221997	0.452881	0.748166	0.896275	0.970002	1.006695	1.024955
LPSM									
Estimación 1982-2003	0.117198	0.330956	0.591800	0.907018	1.052974	1.033638	1.021649	1.020221	1.020580
Estimación 1996-2003	0.041653	0.136700	0.281014	0.518863	0.794739	0.919193	0.975115	1.000239	1.011528
LPSM									
Estimación 1982-2003	0.088342	0.233955	0.399710	0.624489	0.868184	0.980994	1.033844	1.058622	1.070240
Estimación 1996-2003	-0.002582	0.034144	0.132109	0.339363	0.640457	0.819764	0.926012	0.988964	1.026263
LPP									
Estimación 1981-2003	0.177238	0.397428	0.577539	0.766822	0.932739	0.990643	1.010940	1.018055	1.020549
Estimación 1996-2003	0.130821	0.264826	0.382929	0.554461	0.771056	0.887286	0.949659	0.983131	1.001093