

ANÁLISIS DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA: EVIDENCIA EMPÍRICA ENTRE MÉXICO Y ESTADOS UNIDOS *

Mario Gómez Aguirre

José Carlos A. Rodríguez Chávez

Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo

Resumen: Se analiza el cumplimiento de la paridad del poder de compra (PPC) entre México y Estados Unidos, así como la relación de causalidad entre los precios relativos y el tipo de cambio (1957-2010). Se utiliza una prueba de raíz unitaria que permite dos cambios estructurales y dos pruebas de causalidad. Los resultados indican que la PPC entre México y Estados Unidos es validada con los datos, lo cual refleja la integración y la convergencia de precios de ambas economías a una tasa muy rápida. Además, se comprueba que el tipo de cambio sigue al comportamiento de los precios relativos de los dos países para todo el periodo.

Abstract: This paper analyzes evidence on Purchasing Power Parity between Mexico and the United States, as well as the causal link between relative prices and exchange rate (1957-2010). We use a unit root test that allows for two structural changes and two tests of causality. The results indicate that the PPP between Mexico and the United States is validated, reflecting the integration and price convergence of the two economies to a very rapid rate. In addition, the exchange rate follows the behavior of relative prices of both countries.

Clasificación JEL/JEL Classification: F31, E31 y C20

Palabras clave/keywords: paridad del poder de compra, tipo de cambio, cambio estructural, precios, causalidad, purchasing power parity, exchange rate, structural change, prices, causality.

Fecha de recepción: 06 VII 2011

Fecha de aceptación: 04 III 2012

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de los dictaminadores anónimos. mgomez@umich.mx y jcrodriguez@umich.mx.

Estudios Económicos, vol. 27, núm. 1, enero-junio 2012, páginas 169-207

1. Introducción

En la literatura económica una de las teorías sobre el comportamiento del tipo de cambio es la conocida como la PPC. El tipo de cambio de equilibrio puede ser determinado a través de ella, la cual busca explicar y medir estadísticamente el tipo de cambio de equilibrio y sus variaciones, de acuerdo con las alteraciones en los precios del país considerado y de sus socios comerciales. En términos econométricos varias pruebas de raíz unitaria y de cointegración han sido utilizadas en la literatura para probar el cumplimiento de la PPC. Sin embargo, la estabilidad de los parámetros de un modelo de regresión es una de las hipótesis básicas en econometría, la cual es necesaria para la predicción y la inferencia econométrica. Cambio estructural o inestabilidad estructural ha sido interpretada, comúnmente, como cambios en los parámetros de regresión (Maddala y Kim, 1998).

Para el caso de México, a mediados de los años ochenta, después de cuatro décadas del modelo de sustitución de importaciones y de su evidente agotamiento, el país instrumentó una serie de reformas estructurales que consistieron en: la apertura del mercado a la competencia y a la inversión externa, la privatización de las empresas públicas, desregulación del mercado interno y el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Todo ello con el fin de aumentar la eficiencia económica. Junto a las reformas también se dieron fuertes devaluaciones y una crisis económica en 1994-1995, de modo similar a las que habían ocurrido en 1976 y 1982 sin esas reformas. Estos eventos ocurridos en la economía mexicana pueden inducir a pensar que hubo cambios estructurales que deberían ser incorporados en la modelación económica.

De acuerdo con la crítica de Lucas (1976), en el contexto de los modelos de evaluación de la política económica, no es correcto suponer que los parámetros de los modelos de regresión permanezcan constantes ante cambios en los regímenes de política. De hecho, los agentes económicos toman en cuenta toda la información disponible (que incluye cambios en la política económica) al momento de tomar sus decisiones, por lo que no se deben esperar las mismas respuestas marginales de un cambio en un instrumento de política ante regímenes de política distintos. Tanto en los países desarrollados, como en los que están en desarrollo, el tipo de cambio ha sido siempre un tema central de las discusiones sobre la política económica. En los países en desarrollo se ha argumentado que los problemas económicos severos que padecieron durante la década de los ochenta fueron consecuencia, entre otros factores, de la mala instrumentación de las políticas cambiarias (Edwards, 1989). En el caso de México, considerándolo

como un país en desarrollo, la mayor apertura de su economía hace que variables como el tipo de cambio cobren mayor relevancia debido a que éste capta las relaciones internacionales y se convierte en una variable determinante para la estabilidad de la economía. El tipo de cambio real es considerado como un indicador de las posibilidades de éxito de la política económica y, en particular, de la competitividad de los productos nacionales en los mercados extranjeros.

Uno de los problemas más importantes de la política cambiaria consiste en determinar si el tipo de cambio real de un país está en su valor de equilibrio de largo plazo (Edwards, 1989). Se considera que mantener el tipo de cambio real en un nivel que no es el adecuado (de equilibrio) trae consigo costos significativos en el bienestar. Ello en el sentido de que, por un lado, el tipo de cambio prevaiente generaría señales incorrectas para los agentes económicos y, por el otro, produciría una inestabilidad económica más grande (Willet, 1986 citado en Edwards, 1989). Una idea muy generalizada es asociar el tipo de cambio con la competitividad del país, donde se considera como positiva la subvaluación y como negativa la sobrevaluación, de la moneda de un país (Ruiz, 1997). Por ejemplo, una sobrevaluación de la moneda puede guiar a un déficit en cuenta corriente que no sea sostenible, lo que incrementa la deuda externa y el riesgo de ataques especulativos y esto, a su vez, conduciría a un menor crecimiento económico, especialmente vía el impacto sobre el sector manufacturo (Frait, 2008). Dado que, para calcular las paridades de poder de compra se usan índices de precios, es importante saber si existe una relación causal entre los precios relativos y el tipo de cambio. En términos de política económica se sugiere que si el comportamiento del mercado cambiario causa el comportamiento de los precios relativos, la política económica debería ser enfocada a estabilizar el tipo de cambio. Si los precios relativos causan al mercado cambiario, la política del gobierno para estabilizar los precios relativos debería ser la prioridad, y estabilizar ambas variables, en el caso de la causalidad bidireccional.

Para México no existe evidencia empírica sobre la relación causal entre los precios relativos y el tipo de cambio, ni un consenso sobre el cumplimiento de la PPC, y más aún, hay muy pocos trabajos que toman en cuenta la presencia de cambios estructurales en la modelación econométrica. En este artículo se tiene como objetivo analizar el cumplimiento de la PPC, con y sin cambios estructurales, y la relación de causalidad entre los precios y el tipo de cambio incluyendo cambios estructurales (1957-2010).

El artículo se estructura en cuatro secciones: después de la in-

roducción, se revisa la PPC desde un punto de vista teórico, en la tercera sección se analiza la bibliografía empírica más relevante sobre la PPC, en la cuarta se muestran los resultados estimados por los modelos para el caso de México y, para finalizar, se exponen algunas conclusiones.

2. La Paridad del Poder de Compra

Es importante señalar que en la “tradicción neoclásica contemporánea” existen, al menos, cuatro teorías de la determinación del tipo de cambio (para más detalles ver Krueger, 1983; Ruiz, 1997), revisar todas está fuera del alcance de nuestra investigación. No obstante, aquí se revisa una de ellas, la de la PPC.

La PPC en su versión absoluta, señala que el tipo de cambio entre las monedas de dos países debe ser igual a la relación del nivel agregado de precios entre esos dos países, de manera que, un determinado bien mantenga el mismo precio en cualquier país cuando sea medido en la misma moneda. Es una teoría que se basa sobre la ley del único precio y señala que, dados un conjunto de supuestos (competencia completa en los mercados internacionales, la no existencia de barreras al comercio, no existencia de costos de transportes ni de flujos de capital), el arbitraje en el mercado de bienes asegura que bienes idénticos en diferentes países deben venderse por el mismo precio cuando sean expresados en términos de una misma moneda. La PPC es la noción de que ésta debe de mantenerse en promedio, es decir, el costo de una canasta de bienes similares en dos países diferentes debe de ser el mismo, una vez expresado en unidades de la misma moneda (Crucini, Telmer y Zachariadis, 2005).

Debido a que para calcular las paridades del poder de compra se usan índices de precios es importante distinguir entre una relación de equilibrio y una relación causal. Por un lado, se señala que los precios y los tipos de cambio son determinados simultáneamente como una función de variables exógenas, mientras que, por otro, se dice que existe una relación causal entre los precios y los tipos de cambio (Frenkel, 1978). En este sentido, para Yeager (1958) y Cassel (1921) la causalidad es mucho más fuerte de los niveles de precios a los tipos de cambio (que de estos últimos a los primeros), debido a que el determinante fundamental de los movimientos en el nivel general de precios es la oferta monetaria. Sin embargo, también se argumenta que la relación de causalidad puede ir en ambos sentidos, es decir, los tipos de cambio pueden ajustarse a cambios en los precios relativos

y las tasas de inflación, simultáneamente, son sensibles a variaciones en el tipo de cambio (Krugman, 1978; Isard, 1995).

Existen dos sentidos en los que la hipótesis de la PPC se expresa: la versión absoluta y relativa. La teoría de Cassel de la PPC es la versión absoluta, señala que el valor de una moneda se determina, fundamentalmente, por el poder de compra interno (la cantidad de bienes y servicios que una unidad de la moneda puede comprar en el país de emisión). De esta manera, la razón del poder de compra interno respecto del externo, esto es, el cociente de los niveles absolutos de los precios internos y externos define la PPC absoluta. Es importante señalar que los niveles de precios usados para definir la PPC en su versión absoluta son niveles de precios generales de los países, donde se representan los precios de todos los bienes y servicios.

En términos de una ecuación para probar la PPC absoluta, se puede utilizar lo siguiente: $e_t = \beta p_t + \beta^* p_t^* + u_t$, donde e_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal (el precio de un dólar en pesos mexicanos), p_t y p_t^* denotan el logaritmo del nivel de precios local y extranjero, respectivamente, con la restricción de $\beta = 1$, $\beta^* = -1$. La restricción de la prueba de que β y β^* son iguales pero de signo opuesto, y de que la primera es igual a la unidad y la segunda a menos la unidad, representan la condición de simetría y la condición de proporcionalidad, respectivamente. Asimismo, al expresar el tipo de cambio real en forma logarítmica $q_t \equiv e_t - p_t + p_t^*$, éste puede ser interpretado como una medida de desviación de la PPC absoluta.

Una forma de probar la PPC es considerar que dicha teoría se basa en la idea de determinar en qué medida el tipo de cambio real se ha desviado del equilibrio, debido a que el tipo de cambio nominal no se ha ajustado de acuerdo con los movimientos de los niveles de precios internos y externos (Avalos y Hernández, 1995). De esta manera, si el tipo de cambio real tiende a regresar a un nivel predeterminado o de equilibrio (se rechaza la presencia de raíz unitaria), al considerar que las desviaciones son transitorias y que se anularán con el paso del tiempo (sin efecto permanente), la teoría de la PPC sería válida en la determinación del tipo de cambio real de largo plazo (aunque no en el corto).

Desde un punto de vista teórico puede ser que no haya objeción a esta versión, no obstante, en la práctica la versión absoluta de la PPC es difícil de calcular, por varias razones: el conjunto de bienes a comprar entre dos países debe ser igual en número y en especie, es decir, se suponen los mismos hábitos de consumo (Schnabl, 2001); la medición de los precios debe ser contemporánea y, aunado a lo anterior, todo tipo de barreras al comercio, como el costo de transporte,

las barreras arancelarias y no arancelarias, pueden ser causa de diferentes precios para un mismo bien en ambos países. Es importante considerar también que no todos los bienes son sujetos al comercio entre los países y, además, los países tienden a producir bienes diferenciados en lugar de bienes que sean sustitutos perfectos (Taylor y Taylor, 2004).

En relación con la versión débil o relativa de la PPC, la teoría se establece en términos de variaciones en los niveles de precios relativos y en el tipo de cambio. Al partir de que, $e = \theta P/P^*$, donde θ es una constante que refleja los obstáculos al comercio, entonces, dados tales obstáculos, un incremento en el nivel de precios relativos (P/P^*) implicaría una equiproporcional depreciación de la moneda local: $\hat{e} = \hat{p} - \hat{p}^*$ (variables expresadas en logaritmos), donde \wedge denota un cambio porcentual. Si las condiciones de homogeneidad postulada por la teoría monetaria se cumplen, la PPC relativa (aunque la ley del único precio no se cumpla) puede aún mantenerse. Esto en el sentido de que, una perturbación puramente monetaria, mantiene constante todos los precios relativos de equilibrio, lo cual llevará a un equiproporcional cambio en la moneda y en todos los precios, que incluye el tipo de cambio (Dornbusch, 1985).

De manera que, la prueba de la versión relativa de la PPC, es, relativamente, más fácil de cumplirse, porque es menos restrictiva y permite comparar diferentes composiciones de las canastas de bienes y problemas causados por todo tipo de barreras al comercio. Esta versión de la PPC sugiere que en el largo plazo las variaciones en el tipo de cambio nominal tenderán a igualar el diferencial de las tasas de inflación entre los países.

Por otra parte, Dornbusch (1985) señala que las desviaciones de la PPC pueden ser de carácter transitorio, debido a que las perturbaciones a las que la economía se ajusta tienen velocidades diferentes en el mercado de bienes y de activos. Sin embargo, dichas desviaciones también pueden ser de carácter estructural, ya que surgen sistemáticamente en respuesta a cambios nuevos y duraderos en los precios relativos de equilibrio.

En este sentido, otro factor importante que puede provocar el no cumplimiento de la PPC es la presencia de cambios estructurales en la economía (Officer, 1976). Excepto bajo una condición de neutralidad, estos cambios estructurales estarían reflejados en cambios de los precios relativos locales por eventos políticos y económicos significativos, como cambios en el régimen de tipo de cambio (por ejemplo, de tipo de cambio fijo a flotación libre), crisis financieras, liberalización financiera, grandes depresiones, cambios en los gustos,

cambios asimétricos en la productividad entre sectores, cambios en la estructura del comercio y fuerzas externas (por ejemplo, embargos petroleros y guerras).

3. Evidencia empírica

En esta parte se revisa la literatura más relevante sobre la PPC con pruebas de raíz unitaria sobre el tipo de cambio real y de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios, con y sin cambios estructurales.

La teoría de la PPC existe desde hace varios siglos, no obstante, la terminología específica fue introducida durante el debate de la política internacional después de la Primera Guerra Mundial. Su resurgimiento fue orquestado por varios escritos de Cassel (1916, 1918, 1921 y 1922), quién sugirió el uso de la PPC para determinar los tipos de cambio entre países. Desde entonces, los economistas suelen utilizar la PPC para determinar y pronosticar los tipos de cambio.

Evidencia sobre la no validación de la PPC se encuentra en los trabajos de Krugman (1978), Zhang y Lowinger (2006), Mehrara (2007). Mientras que hay evidencia del cumplimiento de la PPC en trabajos como el de Abuaf y Jorion (1990), Cheung y Lai (1994), Lothian y Taylor (1996), Rogoff (1996), Cerrato y Sarantis (2007), Taylor (2002), Papell (2006), Alba y Papell (2007), Kalyoncu y Kalyoncu (2008) y Amara (2011). Sin embargo, en ambos casos, no se toma en cuenta la presencia de cambios estructurales en las pruebas econométricas. En este sentido, Officer (1976, 1980) y Frenkel (1981) señalan que cambios estructurales pueden conducir a que la PPC no sea validada por los datos en el largo plazo. Excepto bajo una condición de neutralidad, estos cambios estructurales se reflejarían en cambios en precios relativos, internamente.

Algunos de los trabajos más recientes que analizan la PPC con cambios estructurales y validan la PPC son: Erhat (2003), Sabaté, Gadea y Serrano (2003), Im, Lee y Tieslau (2005), Narayan (2006), Basher y Carrion-i-Silvestre (2007), Narayan, Narayan y Prasad (2009), Aslan (2010), Hoarau (2010) y Guloglu, Ispira y Okat (2011). No obstante, aun con la incorporación de cambios estructurales se ha refutado la PPC, como en Westerlund y Edgerton (2008).

Es importante comentar que la presencia de cambios estructurales en el intercepto y la incorporación de una tendencia determinística¹ en el tipo de cambio real no se considera evidencia de la

¹ La tendencia determinística usualmente se incluye en las pruebas de raíz

PPC sino de la TQPPC (Papell y Prodan, 2006). El concepto fue introducido para indicar que el tipo de cambio real era estacionario en tendencia, después de permitir cambios estructurales en el intercepto. Para el caso que incorpore solamente la tendencia determinística sin cambios estructurales, estos autores la llamaron *trend* paridad del poder de compra (TPPC).

Finalmente, para el caso de México, el análisis de la estacionariedad del tipo de cambio real entre México y Estados Unidos para probar la PPC no es concluyente. Esto debido a que en los estudios de Galindo (1995) y Ávalos y Hernández (1995), donde se aplican las metodologías de la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller y de cointegración, se ha encontrado la presencia de raíz unitaria en el tipo de cambio real. Sin embargo, los resultados son diferentes en la segunda metodología, mientras que Galindo encontró que la razón de precios está cointegrada con el tipo de cambio nominal, para Ávalos y Hernández no lo están.

En el mismo sentido, Mejía y González (1996) hacen un análisis sobre la PPC entre México y Estados Unidos para el periodo 1940-1994, aplican pruebas de raíz unitaria y análisis de cointegración que generan resultados débiles pero a favor de la PPC. Noriega y Medina (2003), a diferencia de los anteriores trabajos, utilizan una metodología que permite cambios estructurales en los datos para el periodo 1925-1994. En particular, ellos encuentran evidencia de que el tipo de cambio real peso/dólar ha fluctuado estacionariamente alrededor de setenta años, perturbados por una serie de eventos internos y externos, en y alrededor de 1981. Con esta misma idea de permitir cambio estructural en las pruebas Galindo y Catalán (2003) argumentan que existe evidencia a favor de la PPC para México en el largo plazo, de tal manera que, las diferencias de precios entre México y Estados Unidos, explican el comportamiento del tipo de cambio real.

Al analizar la PPC y el tipo de cambio real, Kildegaard (2005) demuestra que los determinantes fundamentales (como la productividad relativa, gasto relativo de gobierno y el precio del petróleo mundial), que son omitidos en investigaciones anteriores para México, están cointegrados con el tipo de cambio nominal y los precios relativos; sin

unitaria sobre el tipo de cambio real para tomar en cuenta las diferentes tasas de crecimiento de la productividad entre los países. Para el caso de los países en desarrollo, esta tendencia puede reflejar que la depreciación del tipo de cambio real puede ser inducida por las autoridades monetarias para compensar las disparidades de inflación y mejorar la competitividad de sus exportaciones, y los movimientos de capital internacional pueden, en el largo plazo, apreciar el tipo de cambio real (Zhang y Lowinger, 2006).

embargo, una prueba de la versión sencilla de la PPC no se mantiene. Para finalizar, Wallace y Shelley (2006) con una prueba alternativa para probar la PPC en el caso de México encuentran evidencia favorable.

En general, el conjunto de estudios sobre la PPC no ha mostrado resultados concluyentes. Recientemente, la utilización de la aproximación panel ha mejorado el poder de las pruebas y la eficiencia de los estimadores de las pruebas de raíz unitaria y cointegración. También la incorporación de cambios estructurales ha mejorado dichos resultados, pero su cumplimiento sigue siendo tema de debate en la actualidad. Para el caso de México la mayoría de la literatura sobre la hipótesis de la PPC, a excepción de Noriega y Medina (2003) y Galindo y Catalán (2003), no considera la presencia de cambios estructurales, a pesar de los eventos económicos y políticos importantes ocurridos en el país en la década de los ochenta y noventa.

4. Modelos econométricos: pruebas de raíz unitaria sin y con cambio estructural

4.1. Pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural

En el análisis de series de tiempo es posible encontrar series estacionarias, no estacionarias y problemas de regresión espuria, debido a la presencia de estas últimas. Ello en el sentido de que, la regresión de un “paseo” aleatorio² sobre otro, puede resultar una relación estadísticamente significativa, aunque sean dos series independientes (Granger y Newbold, 1974). Cuando las series son dependientes en relación con sus tendencias temporales, la no estacionariedad puede resolverse con la introducción de tendencias determinísticas³ en el modelo de regresión.

Una serie estacionaria de segundo orden tiene media y varianza constante en el tiempo, el valor de su covarianza entre dos periodos no depende del tiempo en el que se ha estimado, sino de la distancia entre los dos periodos (Gujarati, 2004). Lo que significa que una

² En el análisis de series de tiempo se le conoce como un paseo aleatorio a las series que tienen raíz unitaria, el cual es un ejemplo de la no estacionariedad.

³ Se dice que un proceso tiene tendencia determinística cuando su media es función del tiempo.

serie estacionaria tiende a regresar a su media o a su valor de equilibrio, cuando se ha desviado de él. Una serie que tiene raíz unitaria no tiende a regresar a su valor medio o de equilibrio. En una serie estacionaria el presente tiene mayor importancia que el pasado, y las medidas no anticipadas de política económica del pasado no tienen, prácticamente, ningún efecto en el valor corriente de la serie, si el choque es lo suficientemente lejano (Dickey, Bell y Miller, 1986, citado por Suriñach *et al.*, 1995).

Existen varias pruebas de raíz unitaria en la actualidad: Dickey-Fuller, DF (1979), Dickey-Fuller Aumentada, DFA (1981), Phillips-Perron (1988), Dickey-Fuller con GLS *detrended*, DF-GLS, sugerida por Elliot, Rothenberg y Stock (1996), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, KPSS, propuesta por Kwiatkowski *et al.* (1992), Elliot, Rothenberg y Stock *Point Optimal*, ERS sugerida por Elliot, Rothenberg y Stock (1996) y la de Ng y Perron (2001). No obstante, estas pruebas no toman en cuenta la existencia de cambios estructurales, y se puede llegar a conclusiones erróneas en relación a la aceptación o rechazo de la hipótesis nula. Por consiguiente, es necesario analizar pruebas que incorporen cambios estructurales para mejorar la especificación del modelo y, por lo tanto, los resultados.

4.2. Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural

La cuestión de si las variables macroeconómicas pueden ser caracterizadas por raíces unitarias ha sido objeto de considerables investigaciones. Perron (1989) explicaba que la mayoría de los choques sobre las variables económicas pueden ser transitorios y que pocos eventos tienen efectos permanentes. Demostró que, si existe un cambio estructural en el proceso de generación de datos (*pgd*) y no es especificado en un modelo econométrico, se puede llegar a resultados erróneos. Sin embargo, dichos resultados también fueron criticados por varios autores, al argumentar que las conclusiones cambiarían si el punto de rompimiento fuera determinado endógenamente.

La prueba de Perron (1989) fue ampliada por Zivot y Andrews (1992) y Perron (1997) para el caso de un punto de rompimiento desconocido, el cual debe ser elegido como el que provee mayor evidencia en contra de la hipótesis de raíz unitaria. No obstante, las pruebas han sido criticadas porque suelen determinar incorrectamente el periodo de cambio estructural y realizan rechazos espurios de la hipótesis nula de raíz unitaria, ya que sólo se incorporan los cambios estructurales en la hipótesis alternativa y no en ambas (hipótesis nula e hipótesis

alternativa). Erróneamente se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria y aceptar que es estacionaria, cuando en realidad puede tener raíz unitaria con cambio estructural. Esta desviación y rechazo espurio aumentan con la magnitud del cambio estructural (Lee y Strazicich, 2001). En igual sentido, Kim y Perron (2009) desarrollan una prueba de raíz unitaria que permite un cambio estructural en la función tendencia en un periodo desconocido. Este cambio estructural se incorpora bajo las hipótesis nula y alternativa.

Un estudio para el caso de la posibilidad de dos puntos de rompimiento determinados endógenamente fue propuesto por Lumsdaine y Papell (1997), quienes encuentran más evidencia en contra de la hipótesis nula de raíz unitaria que Zivot y Andrews (1992), pero menos que Perron (1989). Empero, de acuerdo con Lee y Strazicich (2003) esta prueba con dos cambios estructurales también recibe la crítica de rechazo espurio, es decir, el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria no necesariamente implica el rechazo de la raíz unitaria, sino el rechazo de una raíz unitaria sin cambios estructurales. De manera similar, la hipótesis alternativa no necesariamente implica estacionaria en tendencia con cambios estructurales, sino una raíz unitaria con cambios estructurales.

Hay trabajos donde se proponen pruebas de raíz unitaria LM (*Lagrange Multiplier*) que permiten hasta dos cambios estructurales determinados endógenamente, tanto en la hipótesis nula como en la hipótesis alternativa, como el de Lee y Strazicich (2003, 2004). Ellos señalan que estas pruebas son invariantes a la magnitud del cambio estructural bajo la hipótesis nula y la alternativa, y no hay posibilidad de que ocurra un rechazo de raíz unitaria de tipo espurio.

Otra de las contribuciones para la determinación endógena de tres puntos de rompimiento es la que hace Atkins (2002), quien realiza una extensión de la metodología de Lumsdaine y Papell (1997) y la aplica a la tasa de interés y a la inflación de Estados Unidos y Canadá. En el mismo sentido, Kapetanios (2005) desarrolla pruebas de hipótesis de raíz unitaria en contra de la alternativa de la ocurrencia de un número no especificado de cambios estructurales, los cuales pueden ser más de dos pero menos que el número máximo permitido en modelos de series de tiempo univariadas. Sin embargo, ambos trabajos pueden tener el mismo problema del rechazo espurio comentado anteriormente. Para terminar, Carrion-i-Silvestre, Kim y Perron (2009) desarrollan una prueba de raíz unitaria que permite cambios estructurales múltiples en la función tendencia en periodos desconocidos, incorporados tanto en la hipótesis nula como en la alternativa.

En nuestra investigación se considera la posibilidad de encontrar

hasta dos cambios estructurales con el modelo⁴ sugerido por Lee y Strazicich (LS) (2003), con la probabilidad de que este número sea suficiente y permita alcanzar la estacionariedad del tipo de cambio real. Investigaciones anteriores solamente habían encontrado un cambio estructural y ningún estudio había aplicado este modelo en el caso de México. Una futura investigación podría ser aplicar la metodología sugerida por Carrion-i-Silvestre, Kim y Perron (2009) para considerar la presencia de más de dos cambios estructurales.⁵

5. Resultados para el caso de México

Como ya se mencionó en las primeras secciones, las pruebas de raíz unitaria pueden utilizarse para analizar el cumplimiento de la PPC. Se define al tipo de cambio real en términos del logaritmo natural como $q = p^* + e - p$, donde p^* es el índice de nacional de precios al consumidor en Estados Unidos, p el índice nacional de precios al consumidor en México⁶ y e es el tipo de cambio. Para ello, se inicia con el cálculo del tipo de cambio real entre México y Estados Unidos, con una periodicidad trimestral y anual. El periodo de muestra es de 1957 a 2010 y la fuente es el *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. El periodo de muestra obedece, principalmente, a la disponibilidad de datos de la fuente. Es bien sabido que lo recomendable para este tipo de estudios con pruebas de raíz unitaria univariadas es utilizar periodos de muestra grandes.

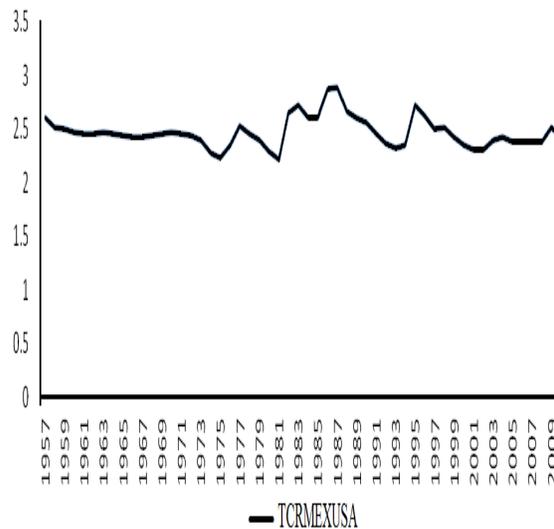
⁴ Narayan (2009) y Aslan (2010) han aplicado recientemente este tipo de metodología.

⁵ Es importante señalar que la literatura revisada en este trabajo se refiere a pruebas de raíz unitaria que permiten cambios estructurales, para una mejor especificación de la prueba. Sin embargo, también hay literatura sobre modelos de cambio estructural que permiten su identificación y localización como: Bai y Perron (1998), Harvey, Leybourne y Taylor (2009), Perron y Yabu (2009), Kejriwal y Perron (2010) y Harvey, Leybourne y Taylor (2010), misma que no se revisó. Para más detalles sobre tal distinción ver, por ejemplo, Hansen (2001).

⁶ El índice nacional de precios al consumidor es un indicador económico cuya finalidad es medir a través del tiempo la variación de los precios de una canasta de bienes y servicios representativa del consumo de los hogares. Para el caso de México la realización del índice se hace con un seguimiento de 170 mil productos específicos, que son agrupados (en bienes y servicios homogéneos aproximadamente) para formar 315 genéricos con un peso distintivo en la conformación del índice. Con base en la encuesta nacional de ingreso y gasto de los hogares del INEGI, que toma en cuenta el ingreso y la distribución del gasto de los hogares, se determinan los genéricos y sus ponderaciones (véase Banco de México, 2002).

En la gráfica 1 se presenta el tipo de cambio real anual entre México y Estados Unidos. Como se puede observar es una serie que muestra fuertes altibajos, lo que indica una posible presencia de cambios estructurales alrededor de los periodos de crisis, como las de 1976, 1982, 1987 y 1994-1995. Los cambios estructurales pueden ser en la media y/o pendiente de la función tendencia.

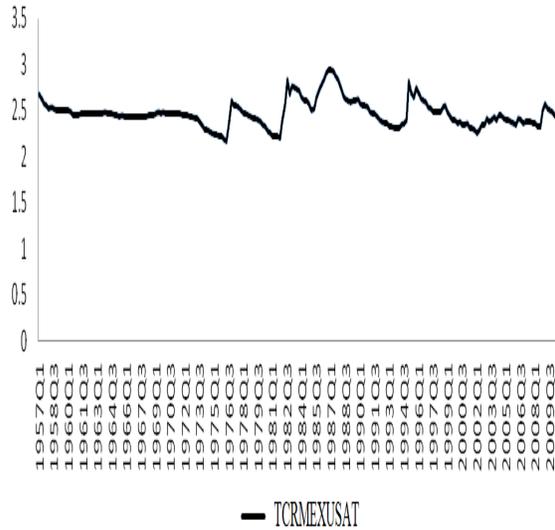
Gráfica 1
Tipo de cambio real anual (1957-2010)



Nota: TCRMEXUSA indica el tipo de cambio real anual pesos dólar en logaritmos naturales. Fuente: elaboración propia con base en *International Financial Statistics* del FMI, año base 2005.

Por su parte, en la gráfica 2 el tipo de cambio real trimestral tiene el mismo comportamiento que el tipo de cambio real anual, es decir, se presenta con fuertes brinco, que pueden indicar cambios estructurales en las series. En términos de la teoría de la PPC ninguna gráfica presenta una tendencia clara que pudiera indicar que el tipo de cambio real no tiende a regresar a su media o valor de equilibrio de largo plazo y, por lo tanto, que la hipótesis de la PPC no se cumpliera con los datos analizados del tipo de cambio real anual y trimestral, durante todo el periodo de la muestra.

Gráfica 2
Tipo de cambio real trimestral (1957-2010)



Nota: TCRMEXUSAT indica el tipo de cambio real trimestral pesos dólar en logaritmos naturales. Fuente: elaboración propia con base en *International Financial Statistics* del FMI, año base 2005.

El rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria sobre el tipo de cambio real puede dar evidencia a favor de la PPC en el largo plazo, lo cual significa que las desviaciones del tipo de cambio real de su media o de su valor de equilibrio son temporales y, por lo tanto, éste tiende a regresar a dicho valor cuando se ha desviado de él en el largo plazo. Si por el contrario, existe raíz unitaria en el tipo de cambio real entre México y Estados Unidos, implica que los choques al tipo de cambio real son permanentes y éste no tiende a regresar a su valor medio o de equilibrio de largo plazo y, por ello, la PPC es refutable para el periodo de muestra analizado. El cumplimiento de la PPC implica regresar a una media que no varía en el tiempo en el largo plazo. El tipo de cambio real debe ser estacionario, de lo contrario indicaría que el tipo de cambio nominal y los precios relativos se desvían permanentemente (Sarno y Taylor, 2002). Las desviaciones de la PPC en el corto plazo pueden ser atribuidas a perturbaciones transitorias, como choques monetarios y financieros, que afectan al comportamiento del

tipo de cambio nominal y real debido a la rigidez de los precios y salarios nominales (Rogoff, 1996). La incorporación de cambios estructurales en el intercepto y de una tendencia determinística en la pruebas de raíz unitaria sobre el tipo de cambio real se toma como evidencia de la TQPPC o de TPPC si solamente se considera la tendencia determinística (Papell y Prodan, 2006).

Para esta investigación se aplican las pruebas de raíz unitaria con constante (C) para la prueba DFA, con constante y tendencia determinística (CT) para la prueba DFA y LS, donde esta última incorpora cambios estructurales en el intercepto.

Cuadro 1
Resultado de las pruebas de raíz unitaria

<i>Variable en nivel</i>	<i>Parámetros determinísticos</i>	<i>Prueba DF o DFA</i>	<i>Prueba PP</i>	<i>Prueba KPSS</i>
TCRMEXUSAT	C	-3.488a	-3.632a	0.134c
TCRMEXUSAT	CT	-3.478b	-3.616b	0.135b
TCRMEXUSA	C	-3.266b	-3.271b	0.102c
TCRMEXUSA	CT	-3.228c	-3.233c	0.103c

Notas: la prueba KPSS es la sugerida por Kwiatkowski *et al.* (1992), los cálculos de las pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural se realizaron en el programa *Eviews 7.0*. a, b y c = rechazo de la hipótesis nula a nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Como se observa en el cuadro 1, las pruebas DF o DFA y PP realizadas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, tanto para datos anuales como trimestrales (con y sin tendencia). Lo que significaría que la PPC o la TPPC no es refutada por los datos en estas dos pruebas. Sin embargo, para el caso de la prueba KPSS, a diferencia de las otras dos pruebas, su hipótesis nula es que la serie presenta estacionariedad (en lugar de presentar raíz unitaria), y la alternativa es que existe raíz unitaria (en lugar de estacionariedad). De esta manera, la prueba rechaza la hipótesis nula de estacionariedad para los dos casos, contrario a las pruebas anteriores, por lo que se puede decir que los resultados no son concluyentes. Por consiguiente, se realizan pruebas de raíz unitaria que permiten cambios estructurales con el

objetivo de mejorar la especificación y los resultados. De acuerdo con LS se considera el siguiente *pgd*:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde Z_t contiene variables exógenas y e_t es *iid* $N(0, \sigma^2)$. Para esta prueba, en el modelo A se permiten dos cambios estructurales en el nivel y en el modelo C dos cambios estructurales en el nivel y en la pendiente. Para el caso del primer modelo, $Z_t = [1, t, D_{1t} D_{2t}]'$, donde $D_{jt} = 1$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$, y 0 de otra forma, T_{Bj} es el periodo del cambio estructural. Para el modelo C, $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$, donde $DT_{jt} = t$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$, y 0 de otra forma. El *pgd* incorpora los cambios estructurales bajo la hipótesis nula (raíz unitaria) y la alternativa (estacionaria en tendencia) y se determinan endógenamente en función de los datos, donde el estadístico t de la hipótesis nula de raíz unitaria es minimizado (el más negativo).

Para el caso del modelo A se tiene que:

$$\text{Hipótesis nula: } y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (2a)$$

$$\text{Hipótesis alternativa: } y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad (2b)$$

En donde v_{1t} y v_{2t} son términos de error estacionarios, $B_{jt} = 1$ para $t = T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$ y 0 de otra forma y $d = (d_1, d_2)$. Para el caso del modelo C habría que agregar los términos D_{jt} a la ecuación (2a) y DT_{jt} a la (2b), respectivamente. Incluir los términos B_{jt} es necesario para asegurar que la distribución asintótica del estadístico de prueba no dependa de la magnitud de los quiebres estructurales bajo la hipótesis nula (Perron, 1989).

De acuerdo con el principio LM, la prueba estadística de raíz unitaria se obtiene de la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Donde $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\varphi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$; $\tilde{\delta}$ son los coeficientes de la regresión de Δy_t sobre ΔZ_t y φ_x está dada por $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$. y_1 y Z_1 representan la primera observación de y_t y Z_t , respectivamente. La hipótesis nula de raíz unitaria es descrita por $\phi = 0$. Para corregir la autocorrelación en los errores se incluyen términos de $\Delta \tilde{S}_{t-j}$, $j = 1, \dots, k$ en la regresión (2), así como en la prueba de DFA estándar.

Es importante mencionar que también se aplicó la prueba Lee y Strazicich (2004) para un cambio estructural, pero los resultados no son reportados por razones de espacio. En todos los casos se pudo rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el tipo de cambio real anual y trimestral, lo que indica que la TQPPC no es refutada por los datos analizados a un nivel de significancia de 5% para datos anuales y de 1% para datos trimestrales.

Cuadro 2

Prueba secuencial de raíz unitaria, LS

<i>Variables</i>	<i>Tipos de modelo 2 cambios estructurales</i>	<i>Cambio estructural</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>k</i>	<i>Nivel de significancia</i>
TCRMEXUSAT	Modelo A	1976:02*/1982:02*	-4.697	3	1%
TCRMEXUSA	Modelo A	1981*/1987	-5.473	1	1%

Notas: los valores críticos para los niveles de significancia de 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.54, -3.84 y -3.50, respectivamente, para el modelo A (Lee y Strazicich, 2003); * indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo, al menos, a un nivel de 10%.

Es importante comentar que sólo se aplicará el modelo A para analizar el cumplimiento de la TQPPC con la prueba LS. Los resultados para este modelo muestran que, para todo el periodo de estudio, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria a favor de la alternativa estacionaria en tendencia con dos cambios estructurales en el intercepto, tanto para datos anuales como trimestrales (cuadro 2). Es importante señalar que los niveles de significancia son relativamente mejores (1% de significancia en todos los casos) cuando se incorporan dos cambios estructurales que solamente uno. Lo que indica que la TQPPC no es rechazada por los datos durante el periodo de estudio, lo cual, a su vez, significa que ambos mercados están integrados; ya que

los precios de los dos países están fuertemente relacionados (aunque no sean necesariamente iguales) y existe una tasa de convergencia de precios en el largo plazo. De tal manera que, los cambios en el tipo de cambio están fuertemente determinados por la diferencia de cambios en los precios relativos. Los resultados coinciden con los encontrados por Noriega y Medina (2003) y Galindo y Catalán (2003) con pruebas econométricas diferentes. Ellos solamente identifican un cambio estructural, mientras que en esta investigación se localizan dos. En el caso de Galindo y Catalán se utiliza la prueba de Perron (1997), que está limitada a un cambio estructural y a la posibilidad de un rechazo de raíz unitaria de tipo espurio.

El cumplimiento de la TQPPC implicaría un traspaso inflacionario unitario del tipo de cambio a precios de acuerdo con la teoría, lo cual se confirma por investigaciones realizadas sobre el traspaso inflacionario del tipo de cambio en el largo plazo en México (Hernández, 2010; Santaella, 2004). En el caso de Santaella (2004), para el periodo 1969-2003, el traspaso se encuentra muy cerca de la unidad, sin embargo, para el periodo 1996-2003, en el corto y mediano plazo, los resultados demuestran que sí ha habido una reducción en el traspaso en el segundo periodo. Hernández (2010) hace el análisis para el periodo 1980-2005, en donde el traspaso se encuentra también muy cerca de la unidad en el largo plazo. La reducción del traspaso inflacionario, después de que se han estabilizado a la baja los niveles de inflación, se confirma también por Baqueiro, Díaz y Torres (2003). No obstante, al considerarse el periodo de estudio de 1957-2010 es de esperarse que el traspaso se encuentre cerca de la unidad.

Los cambios estructurales identificados en el modelo de nuestra investigación para las dos frecuencias de datos son: 1976, 1981, 1982 y 1987. Consideramos que varían un poco las fechas entre las frecuencias, debido a que el comportamiento de los datos anuales es un poco más suave en relación con los datos trimestrales que tiene movimientos más bruscos.

Es importante comentar que los periodos de 1954 a 1970 y de 1971 a 1976 se conocieron en México como el periodo de desarrollo estabilizador y de desarrollo compartido, respectivamente. Durante 22 años se profundizaron los desequilibrios del sector externo y público. Desde el 19 de abril de 1954 se estableció el sistema de paridad fija de 12.50 pesos por dólar y se mantuvo hasta el 31 de agosto de 1976, en los últimos tiempos de manera artificial e insostenible por el creciente déficit desfavorable de la cuenta corriente (Torres, 1980). El crecimiento de los precios para el caso de México durante este periodo fue de 313%, mientras que para Estados Unidos fue de 112% (cuadro

A.1, anexo), dicha desproporción presionó a la balanza de pagos y volvía insostenible la paridad cambiaria.

Esta situación dio lugar a una exagerada dependencia externa en los aspectos comercial, tecnológico y financiero, lo que resultó en una fuerte descapitalización del país debido al pago de los servicios del capital extranjero por concepto de interés, dividendos y amortizaciones. El tipo de cambio sobrevaluado tornó más difícil la competencia en el mercado internacional, en particular, las exportaciones de manufacturas y de algunos artículos primarios (como el café y el algodón). El déficit del sector público durante este periodo tampoco se pudo equilibrar, ya que la política del desarrollo estabilizador incluía no gravar de manera progresiva los altos ingresos. Ambos déficits, del sector externo y del sector público, fueron financiados mediante préstamos del exterior (públicos y privados) y nacionales (Torres, 1980).

La paridad fija se tuvo que abandonar pues la inflación creció de manera notable, el déficit de la balanza de pagos fue creciente y se dio una fuerte reducción de la actividad económica. Por consiguiente, a partir del 1 de septiembre de 1976 y hasta el 5 de agosto de 1982 se estableció el sistema de flotación controlada (cuadro A.2, anexo). Sin embargo, hacia finales de este periodo, los mayores niveles de inflación interna respecto a la externa, la dependencia de la economía de los ingresos petroleros y la caída del precio del energético afectaron negativamente las expectativas sobre el tipo de cambio. Con ello se estimuló la fuga de capitales, se drenaron las reservas internacionales y se provocó una nueva macro devaluación en febrero de 1982. El círculo vicioso en que se había caído orilló a las autoridades financieras, durante los meses subsecuentes, a tomar diversas medidas para controlar las operaciones en el mercado cambiario (Banco de México, 1982).

En el periodo de 1987 a 1994 las autoridades utilizaban la política de tipo de cambio como ancla inflacionaria, el gobierno se reunía con los líderes de las centrales de trabajadores y de las cámaras del sector privado (anual o semestralmente) para establecer la tasa de aumento del salario mínimo, la tasa de depreciación del peso, así como el precio de los bienes como la electricidad y la gasolina (Krueger y Tornell, 1999). Dicha política reflejó una fuerte disminución de los niveles de inflación en los últimos años del periodo.

Una vez aplicadas las acciones encaminadas a la apertura de la economía, el balance externo global (cuenta corriente más cuenta de capital) se convierte en la variable principal a seguir. De esta manera, lo importante es que haya una variación positiva en las reservas de divisas y no el déficit de cuenta corriente, ya que el movimiento

de los flujos de capital afecta al tipo de cambio (Dornbusch, 1987; Ruiz, 1997). En el caso de México la liberalización del mercado de valores se inicia en diciembre 1989 con la apertura del mercado a la inversión extranjera de cartera y, en julio de 1993, con la reforma a la Ley de Mercado de Valores “se intensifica la interconexión del sistema bursátil permitiendo la participación de emisores y valores extranjeros en el mercado local para su intermediación y para su negociación por oferta pública” (Cardero, 2004: 335). Posteriormente, con el TLCAN, se profundiza en la liberalización comercial iniciada en la década de los ochenta y en la liberalización de capitales (Ramírez, 2004). Con la firma del TLCAN, la parte de inversión extranjera “se amplió prácticamente a cualquier transferencia de recursos hacia el territorio, fuera para adquirir la propiedad de la empresa, alguna participación accionaria, o bien los prestamos entre compañías y subsidiarias, los instrumentos de deuda, etc”. (Cardero, 2004: 336).

En 1994 se generaron las condiciones que provocaron una fuerte inestabilidad en los mercados y ataques especulativos a las reservas internacionales del Banco de México para finales de año. Razón por la cual la Comisión de cambios decidió aplicar el régimen de libre flotación (22 de diciembre de 1994 a la fecha), donde el tipo de cambio se determina libremente en el mercado por la oferta y la demanda de divisas.⁷

Las entradas masivas de capitales que ocurrieron entre 1990 y 1993 fueron interpretadas como un indicador positivo de los inversionistas (locales y extranjeros) a las reformas económicas de mediados de los ochenta. No obstante, esto condujo a un sobreajuste del tipo del cambio real⁸ en relación con el tipo de cambio de equilibrio de largo plazo que, a su vez, trajo consigo efectos negativos en los sectores de exportación y sustitutivos de importaciones. Es importante señalar que, de un flujo total hacia América Latina de 24 mil millones de

⁷ Las ventajas del tipo de cambio fijo y flotante son las siguientes: para el primer caso, i) otorga a la política monetaria una ancla nominal (impone disciplina en las políticas monetaria y fiscal), ii) incentiva la inversión extranjera y el comercio exterior, iii) evita la depreciación competitiva y iv) evita burbujas especulativas (Frenkel, 2003; Velasco, 2000). Para el segundo caso, i) provee autonomía en la política monetaria, política fiscal y otros instrumentos de política, ii) ajuste automático a posibles choques, iii) mantiene el señoreaje y la capacidad de prestador de última instancia y iv) resistente a ataques especulativos (Johnson, 1969; Frenkel, 2003).

⁸ Sustentado por flujos de capital en activos financieros de muy corto plazo, que al suscitarse los eventos de 1994 salieron rápidamente del país y crearon fuertes desafíos a la política macroeconómica.

dólares en 1990 pasó a 56 mil millones de dólares en 1992; cerca de 45% de este capital entró a la economía mexicana (Ros, 1995).

En 1994 el error de las autoridades mexicanas fue considerar que la apreciación real del peso frente al dólar era justificada por movimientos en *fundamentals* (que incluye términos de comercio, diferenciales de productividad, apertura del país al comercio internacional, tarifas de importación y gasto del gobierno), por lo que la fortaleza del peso no debería ser causa de preocupación ni de crisis (Edwards y Savastano, 1998).

Las crisis del tipo de cambio en 1976, 1982 y 1994 fueron cada vez más intensas, los elementos comunes que las caracterizaron fueron: 1) déficit externo no controlable, 2) moneda sobrevaluada y 3) fuerte fuga de divisas. Por su parte, en términos de las medidas de ajuste aplicadas por el gobierno mexicano, éstas también se caracterizaron por seguir las líneas de los programas de ajuste del Fondo Monetario Internacional (Ruiz, 1997).

Al regresar a los resultados de investigación, el cumplimiento de la PPC, TPPC y TQPPC implica que existe convergencia de precios entre México y Estados Unidos a una tasa determinada. Para aproximar esa tasa se utiliza la fórmula de vida media (*Half-Life*, HL) sugerida por Andrews (1993):

$$H(\hat{\rho}) = \left| \log \left(\frac{1}{2} \right) / \log(\hat{\rho}) \right| \quad (3)$$

Definida como el número de periodos requeridos para que un choque se disipe a la mitad, es decir, es la medida del tiempo que toma una desviación de cualquiera de las tres versiones de la PPC en disiparse a 50 por ciento. Si el país i y el numerario están fuertemente integrados es de esperarse que cualquier movimiento en los precios de un país se vea reflejado en los precios del otro. Por lo que, la vida media de dos países integrados es muy pequeña, y muy grande sino lo están.

La vida media para la mayoría de los países en desarrollo es de menos de tres años (Cheung y Lai, 1994), y tiende a ser menor que los países industrializados donde el consenso es de tres a cinco años (Rogoff, 1996). Rogoff señala que en términos teóricos se esperaría una sustancial convergencia hacia la PPC con una vida media de uno o dos años, cuando los precios y salarios se ajustan al choque.

De acuerdo con los resultados del cuadro 3, la vida media para el periodo (1957-2010), con datos trimestrales y anuales, sería de alrededor de siete trimestres, con y sin tendencia; una tasa razonable de

acuerdo con la teoría. Para el caso de México se pueden ver resultados similares en el análisis de Taylor (2002), quién encuentra una vida media de 2.2 y 1.3 años para el periodo de Bretton Woods y el periodo posterior (*Float*), respectivamente. En Gabás, Gadea y Montañés (2005), para los mismos periodos en el caso de México, fue de 2.56 y 1.51, respectivamente. Sin embargo, es posible que se reduzca esta vida media y mejorar la especificación de las pruebas de raíz unitaria, al incorporar cambios estructurales.

Cuadro 3
Resultados de la vida media, DF o DFA

<i>Variables en nivel</i>	<i>Parámetros determinísticos</i>	<i>DF o DFA $\hat{\rho}$</i>	<i>H($\hat{\rho}$)</i>
TCRMEXUSAT	C	0.908	7.183
TCRMEXUSAT	CT	0.907	7.179
TCRANUAL	C	0.662	1.681
TCRANUAL	CT	0.662	1.682

Fuente: elaboración propia con base en los resultados de las pruebas de raíz unitaria

Los resultados de la vida media con el modelo A, que permite dos cambios estructurales en el intercepto e incorpora una tendencia determinística (para datos anuales y trimestrales), se presentan en el cuadro 4. La vida media para datos trimestrales se ubica en cerca de un año (3.8 trimestres), mientras que para los datos anuales la vida media se encuentra en alrededor de medio año (0.51 años). Los resultados confirman que las variaciones en el tipo de cambio están fuertemente determinadas por los cambios en la diferencia de precios entre México y Estados Unidos; las posibles perturbaciones del tipo de cambio real tienen una vida media, relativamente corta, al incorporar dos cambios estructurales, lo que refleja los altos niveles de comercio y de integración de ambos mercados. Los resultados también indican que, una vez incluidos los cambios estructurales, la vida media es mucho más corta que cuando no se toman en cuenta, como lo señala Hegwood y Papell (1998). De esta manera, el modelo de la prueba de raíz unitaria que permite cambios estructurales está mejor especificado.

Cuadro 4
Resultados de la vida media, LS

<i>Variables</i>	<i>Modelo A</i> $\hat{\rho}$	<i>Cambio</i> <i>estructural</i>	$H(\hat{\rho})$
TCRMEXUSAT	0.8333	1976:02/1982:02	3.800
TCRANUAL	0.2570	1981/1987	0.510

Fuente: elaboración propia con base en los resultados de las pruebas de raíz unitaria

Es de esperarse que el tipo de cambio real tienda a regresar a la media mucho más rápido en países con alta inflación, dado el predominio de los choques monetarios en esos países (Rogoff, 1996; Taylor y Taylor, 2004). En este caso, nuestro país, a lo largo de su historia, presenta esa característica y, además, la liberalización comercial entre México y Estados Unidos permite una mayor integración de los mercados, ya que 80% de las exportaciones totales del primero se destinan al segundo y 50% de nuestras importaciones totales provienen de Estados Unidos, esto de acuerdo con cifras del Banco de México.

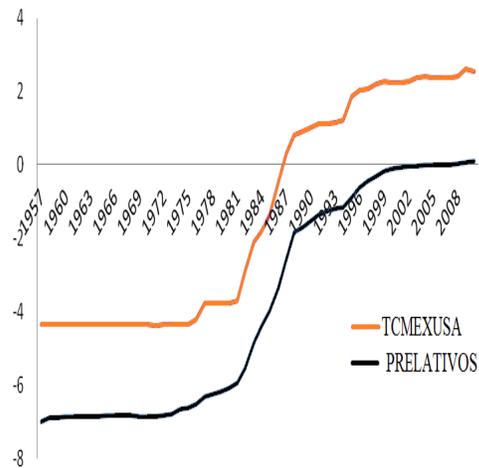
Finalmente, una de las hipótesis que forma parte del debate que existe entre la relación del tipo de cambio y los precios relativos es sobre la causalidad entre estas variables. Por un lado, existen trabajos que señalan que el tipo de cambio causa a los precios relativos; mientras que por otro, hay investigaciones que consideran que los precios relativos causan al tipo de cambio. El impacto de las devaluaciones y las presiones en el tipo de cambio, debido a los altos niveles de la inflación, han sido evidentes a lo largo de la historia inflacionaria de México; hasta la fecha no se han encontrado estudios empíricos sobre su análisis. Dicha influencia se ha reflejado a través de un círculo vicioso que algunos autores han denominado: “devaluación-inflación-devaluación” (Ruiz, 1997: 6). Es importante, por ello, analizar esta relación en México.

Si los precios causan al tipo de cambio, la política económica debería de realizar acciones encaminadas a estabilizar los precios internos, por lo contrario, si el tipo de cambio causa a los precios relativos, las acciones del gobierno estarían encaminadas a estabilizar el tipo de cambio, y ambas variables en el caso de la causalidad bidireccional. Para analizar la relación de causalidad se utilizan las pruebas de Granger (1969) y la propuesta por Toda y Yamamoto (1995), con el objeto de encontrar resultados más robustos. Para la realización

de las pruebas de causalidad es necesario que las variables sean estacionarias y evitar obtener resultados espurios en regresiones con series de tiempo no estacionarias, en la primera prueba, y conocer el orden de integración de las variables, para la segunda prueba.

Para este caso se aplica el modelo C de la prueba de raíz unitaria de LS. Los resultados indican que se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria a favor de la alternativa de estacionaria en tendencia con niveles de significancia de 1 y 5% para los precios relativos y el tipo de cambio, respectivamente (cuadro 5). Así, aplicar las pruebas de causalidad sobre las primeras diferencias no sería necesario, ni correcto (Fernández, 1997; Islam, 2001), ya que las series son estacionarias, al tomar en cuenta la tendencia determinística y los dos cambios estructurales (tanto en el intercepto como en la tendencia) que se muestran en el gráfica 3. Las fechas de los cambios estructurales se aproximan a las de las pruebas anteriores, las cuales tendrían la misma explicación.

Gráfica 3
Tipo de cambio nominal anual y precios relativos
(1957-2010)



Nota: TCMEXUSA indica el tipo de cambio real anual pesos dólar en logaritmos naturales, PRELATIVOS = precios relativos México-Estados Unidos en logaritmos naturales. Fuente: elaboración propia con base en *International Financial Statistics* del FMI.

De esta manera, para cada serie la ecuación es la siguiente:

$$y = \mu + \beta t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 DT_{1t} + d_4 DT_{2t} + y_t^* \quad (4)$$

Donde las variables *dummy* D_{1t} , D_{2t} , DT_{1t} y DT_{2t} son definidas de acuerdo con los cambios estructurales identificados en el cuadro 5. y_t^* es la serie de tiempo sin tendencia y con cambios estructurales ya incorporados.

Cuadro 5
Prueba secuencial de raíz unitaria, LS

<i>Variables</i>	<i>Tipos de modelo 2 cambios estructurales</i>	<i>Cambio estructural</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>k</i>	<i>Nivel de significancia</i>
Precios relativos	Modelo C	1974/1991	-6.500	4	1%
Tipo de cambio	Modelo C	1980/1997	-5.509	5	5%

Notas: los valores críticos para los niveles de significancia de 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente, para el modelo C (Lee y Strazicich, 2003)

Una vez realizadas las pruebas de causalidad, los resultados se presentan en el cuadro 6. Estos indican que la causalidad va de los precios al tipo de cambio, con un nivel de significancia de 1% en las dos pruebas. Aunque se argumenta que la relación de causalidad puede ir en ambos lados, es decir, los tipos de cambio pueden ajustarse a cambios en los precios relativos y las tasas de inflación, simultáneamente, son sensibles a cambios en el tipo de cambio (Isard, 1995); en el caso de México la causalidad va en un solo sentido: el tipo de cambio sigue a los precios relativos.

Cuadro 6
Pruebas de causalidad

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Granger</i>	<i>Toda y Yamamoto</i>
E no causa a P	0.915	7.530
P no causa a E	5.560a	45.752a

Nota: a = rechazo de la hipótesis nula a nivel de significancia de 1%.

Los resultados coinciden con lo señalado por Yeager (1958) y Cassel (1921), quienes argumentan que la causalidad es mucho más fuerte de los niveles de precios a los tipos de cambio (que de estos últimos a los primeros). También se realizó el análisis de causalidad para antes (1957-1988) y después de la liberalización financiera (1989-2010) y para antes (1957-1993) y después del TLCAN (1994-2010). Los resultados de la prueba de raíz unitaria muestran que, en todas las submuestras, las variables son estacionarias (cuadros A.7-A.10), por su parte, los resultados de la prueba de causalidad indican que: 1) para el primer periodo, en ambos casos (liberalización financiera y TLCAN), la dirección de causalidad va de los precios al tipo de cambio a un nivel de significancia de 1%, manteniéndose el mismo resultado que para la muestra completa en las dos pruebas (cuadro A.3 y A.5); 2) para el caso del segundo periodo, después de la liberalización financiera, los resultados indican que la causalidad va en ambas direcciones (de los precios al tipo de cambio y del tipo de cambio a los precios) en las dos pruebas a un nivel de significancia de 1% en todos los casos, a excepción de la prueba de Granger que la rechaza a 5% la no causalidad de los precios al tipo de cambio (cuadro A.4), es igual para el caso después del TLCAN, la causalidad va en ambas direcciones, de acuerdo con los resultados de las dos pruebas a un nivel de significancia de 1% (cuadro A.6).

De esta manera, al considerar el periodo de muestra completo, los precios causan al tipo de cambio. De igual forma, al analizar las submuestras antes del TLCAN y de la liberalización financiera, los precios causan al tipo de cambio. Sin embargo, para los periodos después de la liberalización financiera y del TLCAN, pareciera que hay una retroalimentación entre los precios relativos y el tipo de cambio, que podría explicarse, por un lado, por la influencia de los flujos de capital en el tipo de cambio y de éste a los niveles de precios, y, por el otro, los precios relativos afectan al tipo de cambio. Aunque se argumenta que el traspaso inflacionario del tipo de cambio a los precios, para el caso de México, ha tendido a reducirse después de que se han estabilizado a la baja los niveles de inflación (Baqueiro, Diaz y Torres, 2003; Santaella, 2004), consideramos que el tipo de cambio causa a los precios por la mayor integración entre las economías de México y Estados Unidos.

6. Conclusiones

En el caso de México, la mayor apertura de su economía permite que variables como el tipo de cambio cobren mayor relevancia ya que

capta las relaciones internacionales y, por ello, se convierte en una variable determinante para la estabilidad de la economía. El tipo de cambio real se ha considerado como un indicador de las posibilidades de éxito de la política económica y, en particular, de la competitividad de los productos nacionales en los mercados externos. Por lo tanto, determinar si el tipo de cambio real de un país está en su valor de equilibrio de largo plazo es muy importante. El tipo de cambio de equilibrio puede ser determinado a través de la teoría de la PPC, que busca explicar y medir estadísticamente el tipo de cambio de equilibrio y sus variaciones, de acuerdo con las alteraciones en los precios del país considerado y de sus socios comerciales.

Los resultados de mejor ajuste indican que la TQPPC entre México y Estados Unidos es validada por los datos. Esto implica que los cambios en el tipo de cambio están fuertemente determinados por la diferencia de cambios en los precios relativos, lo cual refleja la integración y la convergencia de precios de ambas economías a una tasa muy rápida, aproximada por la fórmula de la vida media. El cumplimiento de la TQPPC implicaría un traspaso inflacionario unitario del tipo de cambio a precios en el largo plazo, de acuerdo con la teoría, lo que se confirma por investigaciones realizadas sobre el traspaso inflacionario del tipo de cambio en México (Hernández, 2010; Santaella, 2004). Aunque se argumenta que dicho traspaso para el caso de México ha tendido a reducirse después de que se han estabilizado a la baja los niveles de inflación (Baqueiro, Díaz y Torres, 2003; Santaella, 2004). No obstante, al considerar el periodo de estudio de 1957-2010 es de esperarse que el traspaso se encuentre cerca de la unidad.

Para el periodo en su conjunto el comportamiento del tipo de cambio sigue al comportamiento de los precios relativos de ambos países. Iguales resultados se reflejan al considerar las submuestras, antes del TLCAN y de la liberalización financiera los precios relativos causan al tipo de cambio. Sin embargo, para los periodos después de la liberalización financiera y del TLCAN existe una retroalimentación entre los precios relativos y el tipo de cambio, que podría explicarse por la influencia de los flujos de capital en el tipo de cambio, y de éste a los niveles de precios, y por que los precios relativos afectan al tipo de cambio. Todo ello refleja la mayor integración entre las economías de México y Estados Unidos. La relación entre el tipo de cambio y la inflación se ha reflejado a través del círculo vicioso denominado “devaluación-inflación-devaluación”. Por tal razón, la política económica debería de realizar acciones encaminadas a generar estabilidad en los precios relativos y en el tipo de cambio.

Referencias

- Abuaf, N. y P. Jorion. 1990. Purchasing Power Parity in the Long Run, *Journal of Finance*, 45: 488-509.
- Alba, J.D. y D. Papell. 2007. Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Panel Data Tests, *Journal of Development Economics*, 83: 240-251.
- Amara J. 2011. Testing for Stationarity Using Covariates: An Application to Purchasing Power Parity, *Applied Economics Letters*, 18: 1295-1301.
- Andrews D.W.K. 1993. Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive/Unit Root Models, *Econometrica*, 61: 139-165.
- Aslan, A. 2010. The Validity of PPP: Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for ASEAN Countries, *Economics Bulletin*, 30: 1433-1443.
- Atkins, F. 2002. Multiple Structural Breaks in the Nominal Interest Rate and Inflation in Canada and The United States, The University of Calgary, <<http://www.econ.ucalgary.ca/research/research.htm>>.
- Ávalos, A. y F. Hernández. 1995. Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México, *Economía Mexicana*, 4: 239-263.
- Bai, J. y P. Perron. 1998. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Change, *Econometrica*, 66: 47-78.
- Banco de México. 1982. Informe anual del Banco de México, <www.banxico.org.mx>.
- . 2002. Metodología para el cambio de base del INPC, <www.banxico.org.mx/inicio.html>.
- . 2009. Regímenes cambiarios en México a partir de 1954, <www.banxico.org.mx>.
- Baqueiro, A., A. Díaz y A. Torres. 2003. Temor a la flotación o a la inflación? La importancia del traspaso del tipo de cambio a los precios, DI núm. 2003-02, Banco de México.
- Basher, S. y J.L. Carrion-i-Silvestre. 2007. Another Look at the Null of Stationary Real Exchange Rates: Panel Data with Structural Breaks and Cross-section Dependence, <www.ub.es/irea/working_papers/2007/200710.pdf>.
- Cardero, M. Elena. 2004. El sistema monetario internacional actual. Cómo funciona y para quién, en P. Ruiz y F. Serrano (comps.), *Enseñanza y reflexión económicas. Homenaje a Carlos Roces*, UNAM/Plaza y Baldes, México, pp. 227-251.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., D. Kim y P. Perron. 2009. GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks both Under the Null and Alternative Hypotheses, *Econometric Theory*, 25: 1754-1792.
- Cassel, G. 1916. The Present Situation of the Foreign Exchanges, *Economic Journal*, 26: 62-65.
- . 1918. Abnormal Deviations in International Exchanges, *Economic Journal*, 28: 413-415.
- . 1921. *The World Monetary Problem*, Mcmillan, NY.
- . 1922. *Money and Foreign Exchange after 1914*, Mcmillan, NY.

- Cerrato, M. y N. Sarantis. 2007. Does Purchasing Power Parity Hold in Emerging Markets? Evidence from a Panel of Black Market Exchange Rates, *International Journal of Finance and Economics*, 12: 427-444.
- Cheung, Y.W. y K.S. Lai. 1994. Mean Reversion in Real Exchange Rates, *Economics Letters*, 46: 251-256.
- Crucini, M.J., C. Telmer y M. Zachariadis. 2005. Understanding European Real Exchange Rate, *The American Economic Review*, 95: 724-738.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- . 1981. Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- Dickey, D.A., W.R. Bell y R.B. Miller. 1986. Units Roots in Time Series Models: Tests and Implications, *The American Statistician*, 40: 12-26.
- Dornbusch, R. 1985. Purchasing Power Parity, NBER Working Paper Series, núm. 1591.
- . 1987. Exchange Rate Economics: 1986, NBER Working Paper Series, núm. 2071.
- Edwards, S. 1989. Exchange Rate Misalignment in Developing Countries, *World Bank Research Observer*, 4: 3-21.
- y M. Savastano. 1998. The Morning After: The Mexican Peso in the Aftermath of the 1994 Currency Crisis, NBER Working Paper Series, núm. 6516.
- Erlat, H. 2003. The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rate, Emerging Markets, *Finance and Trade*, 39: 70-97.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg y J.H. Stock. 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64: 813-836.
- Fernandez, D.G. 1997. Breaking Trends and the Money-Output Correlation, *The Review of Economics and Statistics*, 79: 674-679.
- Frankel, J.A. 1978. Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s, *Journal of International Economics*, 8: 169-191.
- . 1981. The Collapse of Purchasing Power Parities in the 1970s, *European Economic Review*, 16: 145-165.
- . 2003. Experience of and Lessons from Exchange Rate Regimes in Emerging Economies, NBER Working Paper Series, núm. 10032.
- Frait, J. 2008. The Real Exchange Rate Misalignment in the Five Central European Countries-Single Equation Approach, en P. Karadeloglou y V. Terraza (comps.), *Exchange Rates and Macroeconomic Dynamics*, Palgrave Macmillan, NY, pp. 61-93.
- Gabás, S.M., D. Gadea y A. Montañes. 2005. Breaks, Co-Breaks and Real Exchange Rates Regimes, Working Paper, <<http://estructuraehistoria.unizar.es/personal/lgadea/index.htm>>
- Galindo, L.M. 1995. Una nota sobre el tipo de cambio en México, *Investigación Económica*, 212: 113-134.
- y H. Catalán. 2003. The PPP Hypothesis and the Mexican Real Exchange Rate: A Long Term Perspective, UNAM, mimeo.

- Guloglu, B., S. Ispira y D. Okat. 2011. Testing the Validity of Quasi PPP Hypothesis: Evidence from a Recent Panel Unit Root Test with Structural Breaks, *Applied Economics Letters*, 18: 1817-1822.
- Granger, C.W.J. 1969. Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods, *Econometrica*, 37: 424-438.
- y P. Newbold. 1974. Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- Gujarati, D. 2004. *Econometría*, McGraw-Hill, 4a. Ed., México.
- Hansen, B. 2001. The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity, *Journal of Economic Perspectives*, 15: 117-128.
- Harvey, D.I., S.J. Leybourne y A.M.R. Taylor. 2009. Simple, Robust and Powerful Tests of the Breaking Trend Hypothesis, *Econometric Theory*, 25: 995-1029.
- . 2010. Robust Methods for Detecting Multiple Level Breaks in Autocorrelated Time Series, *Journal of Econometrics*, 157: 342-358.
- Hegwood, N. y D. Papell. 1998. Quasi Purchasing Power Parity, *International Journal of Finance and Economics*, 3: 279-289.
- Hernández, P. 2010. Tipos de cambio e inflación en América Latina, en G. Mántey y T.S. López (comps.) *Política monetaria con elevado traspaso del tipo de cambio. La experiencia mexicana con metas de inflación*, UNAM/Plaza y Valdés, México.
- Hoarau, J.F. 2010. Does Long-Run Purchasing Power Parity Hold in Eastern and Southern African Countries? Evidence from Panel Data Stationary Tests with Multiple Structural Breaks, *International Journal of Finance & Economics*, 4: 307-315.
- Im, K., J. Lee y M. Tieslau. 2005. Panel LM Unit Root Tests with Level Shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67: 393-419.
- Isard, P. 1995. *Exchange Rate Economics*, Cambridge University Press.
- Islam, M.Q. 2001. Structural Break, Unit Root, and the Causality between Government Expenditures and Revenues, *Applied Economics Letters*, 8: 565-567.
- Johnson, H. 1969. *The Case For Flexible Exchange Rates*, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Kalyoncu, H. y K. Kalyoncu. 2008. Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root, *Economic Modelling*, 25: 440-445.
- Kapetanios, G. 2005. Unit-Root Testing against the Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks, *Journal of Time Series Analysis*, 26: 123-133.
- Kejriwal, M. y P. Perron. 2010. A Sequential Procedure to Determine the Number of Breaks in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component, *Journal of Time Series Analysis*, 31: 305-328.
- Kildegaard, A. 2005. Fundamentals of Real Exchange Rate Determination: What Role in the Peso Crisis? *Estudios Económicos*, 21: 3-22.
- Kim, D. y P. Perron. 2009. Unit Root Test Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time Under both the Null and Alternative Hypotheses, *Journal of Econometrics*, 148: 1-13.
- Krueger, A. 1983. *Exchange Rate Determination*, Cambridge University Press.
- y A. Tornell. 1999. The Role of Bank Restructuring in Recovering from Crises: Mexico 1995-1998, NBER Working Paper Series, núm. 7042, 1-56.

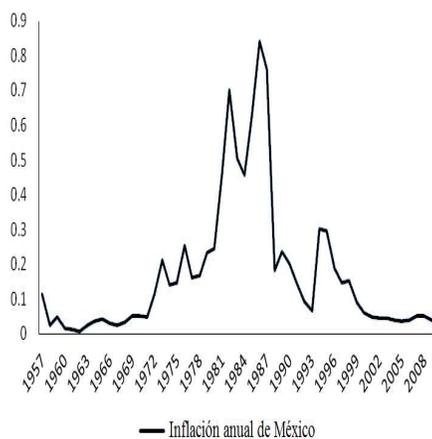
- Krugman, P. 1978. Purchasing Power Parity and Exchange Rates. Another Look at the Evidence, *Journal of International Economics*, 8: 397-407.
- Kwiatkowski, D., P.C. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- Lee, J. y M. Strazicich. 2001. Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63: 535-558.
- . 2003. Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, *Review of Economics and Statistics*, 85: 1082-1089.
- . 2004. Minimum LM Unit Root Test with One Structural Breaks, Appalachian State University, mimeo.
- Lothian, J. y M. Taylor. 1996. Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries, *Journal of Political Economy*, 104: 488-509.
- Lucas, R. 1976. Econometric Policy Evaluation: A Critique, *Journal of Monetary Economics*, 1: 19-46.
- Lumsdaine, R. y D. Papell. 1997. Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, *The Review of Economics and Statistics*, 79: 212-218.
- Maddala, G.S. e In-Moo Kim. 1998. *Unit Root, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, UK.
- Mehrara, M. 2007. Testing the Purchasing Power Parity in Oil-Exporting Countries, *OPEC Review*, 31: 249-260.
- Mejía, P. y J.C. González. 1996. La paridad del poder de compra en el largo plazo: El caso de México, *Economía Mexicana*, 5: 37-62.
- Narayan, P.K. (2006. Are Bilateral Real Exchange Rates Stationary? Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for India, *Applied Economics*, vol. 38, 63-70.
- . 2009. The Purchasing Power Parity Revisited: New Evidence for 16 OECD Countries from Panel Unit Root Tests with Structural Breaks, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18: 137-146.
- , S. Narayan y P. Prasad. 2009. Evidence on PPP from a Cointegration Test with Multiple Structural Breaks, *Applied Economics Letters*, 16: 5-8.
- Ng, S. y P. Perron. 2001. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica*, 69: 1519-1554.
- Noriega, A. y L. Medina. 2003. Quasi Purchasing Power Parity: Structural Change in the Mexican Peso/US Dollar Real Exchange Rate, *Estudios Económicos*, 18: 227-236.
- Officer, L. 1976. The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article, *IMF, Staff Papers*, 23: 1-60.
- . 1980. Effective Exchange Rates and Price Ratios Over the Long Run: A Test of the Purchasing-Power-Parity Theory, *Canadian Journal of Economics*, 13: 206-230.
- Papell, D.H. 2006. The Panel Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Money, Credit y Banking*, 38: 447-467.
- y R. Prodan. 2006. Additional Evidence of Long Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Breaks, *Journal of Money, Credit y Banking*, 38: 1329-1349.

- Perron, P. 1989. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57: 1361-1401.
- . 1997. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80: 355-385.
- y T. Yabu. 2009. Testing for Shifts in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component, *Journal of Business and Economic Statistics*, 27: 369-396.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron. 1988. Testing for a Unit Roots in a Time Series Regression, *Biometrika*, 75: 335-346.
- Ramirez, M. 2004. Mexico Under TLCAN: A Critical Assessment, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43: 863-892.
- Rogoff, K. 1996. The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34: 647-668.
- Ros, J. 1995. Mercados financieros, flujos de capital y tipo de cambio en México, *Economía Mexicana*, 4: 5-67.
- Ruiz, P. 1997. Evolución y determinantes del tipo de cambio en México, UNAM, mimeo.
- Sabaté, M., M.D. Gadea y J.M. Serrano. 2003. PPP and Structural Breaks. The Peseta-Sterling Rate, 50 Years of a Floating Regime, *Journal of International Money and Finance*, 22: 613-627.
- Santaella, J.A. 2004. El traspaso inflacionario del tipo de cambio y la paridad del poder de compra: La experiencia mexicana, <www.banguat.gob.gt/publica/banca/047200402/002.pdf>.
- Sarno, L. y M. Taylor. 2002. Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate, *IMF, Staff Papers*, 1: 65105.
- Schnabl, G. 2001. Purchasing Power Parity: Yen/Dollar Exchange Rate, *The World Economy*, 24: 31-50.
- Suriñach, J., M. Artís, E. López y A. Sansó. 1995. *Análisis económico regional*, Universidad de Barcelona/Antoni Bosch, España.
- Taylor, M. 2002. A Century of Purchasing Power Parity, *Review of Economics and Statistics*, 84: 139-150.
- . 2003. Purchasing Power Parity, *Review of International Economics*, 11: 436-452.
- Taylor, A. y M. Taylor. 2004. The Purchasing Power Parity Debate, *Journal of Economic Perspectives*, 18: 135-158.
- Toda, H.Y. y Yamamoto. 1995. Statistical inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66: 225-250.
- Torres, R. 1980. *Un siglo de devaluaciones del peso mexicano*, Siglo XXI, México.
- Velasco, A. 2000. Tipos de cambio en mercados emergentes: el futuro de los regímenes de flotación, <www.banxico.org.mx>.
- Wallace, F.H. y G.L. Shelley. 2006. An Alternative Test of Purchasing Power Parity, *Economics Letters*, 92: 177-183.
- Westerlund, J. y D. Edgerton. 2008. A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70: 665-704.
- Willett, T.D. 1986. Exchange-Rate Variability, International Trade and Resource Allocation: A Perspective on Recent Research, *Journal of International Money and Finance*, 5: S101S112.

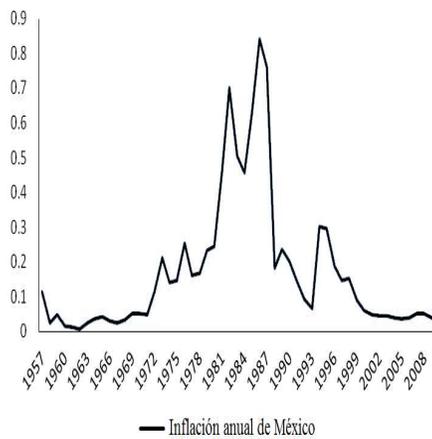
- Yeager L.B. 1958. A Rehabilitation of Purchasing Power Parity, *Journal of Political Economy*, 66: 526-530.
- Zhang, S. y T. Lowinger. 2006. An Empirical Test of Purchasing Power Parity in Selected Developing Countries: a Panel Data Approach, *International Economic Journal*, 20: 79-86.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, 251-270.

Anexo

Gráfica A1
Inflación anual de México (1957-2008)



Gráfica A2
Inflación anual de Estados Unidos (1957-2008)



Fuente: elaboración propia con base en *International Financial Statistics* del FMI.

Cuadro A1
Índice de precios al consumidor de México y Estados Unidos

<i>Años</i>	<i>PMEX</i>	<i>PUSA</i>	<i>Años</i>	<i>PMEX</i>	<i>PUSA</i>
1954	0.010	13.760	1983	0.398	51.001
1955	0.012	13.716	1984	0.659	53.203
1956	0.013	13.922	1985	1.039	55.097
1957	0.013	14.398	1986	1.935	56.121
1958	0.015	14.792	1987	4.486	58.221
1959	0.015	14.929	1988	9.607	60.555
1960	0.016	15.154	1989	11.529	63.478
1961	0.016	15.317	1990	14.601	66.904
1962	0.016	15.488	1991	17.910	69.738
1963	0.017	15.676	1992	20.688	71.850
1964	0.017	15.881	1993	22.705	73.971
1965	0.018	16.146	1994	24.287	75.899
1966	0.018	16.629	1995	32.787	78.029
1967	0.019	17.091	1996	44.058	80.316
1968	0.019	17.812	1997	53.146	82.193
1969	0.020	18.776	1998	61.611	83.469
1970	0.021	19.883	1999	71.830	85.296
1971	0.022	20.729	2000	78.650	88.176
1972	0.023	21.414	2001	83.654	90.668
1973	0.026	22.746	2002	87.863	92.106
1974	0.032	25.256	2003	91.859	94.197
1975	0.037	27.563	2004	96.165	96.719
1976	0.043	29.144	2005	100.000	100.000
1977	0.055	31.035	2006	103.629	103.226
1978	0.065	33.408	2007	107.740	106.171
1979	0.077	37.172	2008	113.262	110.247
1980	0.097	42.193	2009	119.271	109.855
1981	0.124	46.546	2010	124.218	11.502
1982	0.197	49.413			

Fuente: FMI, el año base para ambos países es 2005.

Cuadro A2
Regímenes cambiarios en México desde 1954

<i>Periodo</i>	<i>Régimen</i>	<i>Tipos de cambio</i>	<i>Cotización inicio</i>	<i>Cotización final</i>
19 IV 1954 31 VII 1976	Paridad fija	Fijo	\$12.50	\$12.50
1 IX 1976 5 VIII 1982	Sistema de flotación controlada	Operaciones en billetes/documentos	\$20.50	\$48.79
6 VIII 1982 31 VIII 1982	Sistema cambiario múltiple	General Preferencial* Mex-dólar**	\$75.33 \$49.13 \$69.50	\$104.00 \$49.81 \$69.50
1 IX 1982 19 XII 1982	Control generalizado de cambios	Preferencial Ordinario	\$50.00 \$70.00	\$70.00 \$70.00
20 XII 1982 4 VIII 1985	Control de cambios	Controlado Especial Libre	\$95.05 \$70.00 \$149.25	\$281.34 \$281.51 \$344.50
5 VII 1985 10 XI 1991	Flotación regulada	Control de equilibrio Libre	\$282.30 \$344.50	\$3,073.00 \$3,068.90
11 XI 1991 21 XII 1994	Bandas cambiarias con deslizamiento	FIX	\$3,074.03	N\$3.9970
22 XII 1994 a la fecha	Libre flotación	FIX	\$N4.8875	

Notas: *promedio entre compra y venta; **sólo se cotizaba al tipo de cambio especificado, vigente del 19 al 31 de agosto de 1982; ***promedio entre compra y venta, \$ viejos pesos y N\$ nuevos pesos. “El tipo de cambio FIX es determinado por el Banco de México con base en un promedio de cotizaciones del mercado de cambios al mayoreo para operaciones liquidables el segundo día hábil bancario siguiente y que son obtenidas de plataformas de transacción cambiaria y otros medios electrónicos con representatividad en el mercado de cambios” (Banco de México, 2009: 10). Fuente: Banco de México (2009).

Cuadro A3*Pruebas de causalidad antes de la liberalización financiera*

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Granger</i>	<i>Toda y Yamamoto</i>
<i>E no causa a P</i>	0.605	7.260
<i>P no causa a E</i>	8.410a	100.931a

Nota: a = rechazo de la hipótesis nula a nivel de significancia de 1%.

Cuadro A4*Pruebas de causalidad después de la liberalización financiera*

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Granger</i>	<i>Toda y Yamamoto</i>
<i>E no causa a P</i>	39.823a	530.592a
<i>P no causa a E</i>	20.106b	122.141a

Nota: a, b = rechazo de la hipótesis nula a nivel de significancia de 1 y 5%, respectivamente.

Cuadro A5*Pruebas de causalidad antes del TLCAN*

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Granger</i>	<i>Toda y Yamamoto</i>
<i>E no causa a P</i>	0.672	5.357
<i>P no causa a E</i>	8.789a	70.409a

Nota: a = rechazo de la hipótesis nula a nivel de significancia de 1%.

Cuadro A6*Pruebas de causalidad después del TLCAN*

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Granger</i>	<i>Toda y Yamamoto</i>
<i>E no causa a P</i>	12.692a	39.488a
<i>P no causa a E</i>	7.417a	23.075a

Nota: a = rechazo de la hipótesis nula a nivel de significancia de 1%.

Cuadro A7
Prueba secuencial de raíz unitaria, 1957-1988, LS

<i>Variables</i>	<i>Tipos de modelo 2 cambios estructurales</i>	<i>Cambio estructural</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>k</i>	<i>Nivel de significancia</i>
Precios relativos	Modelo C	1973/1978	-12.113	4	1%
Tipo de cambio	Modelo C	1975/1979	-8.219	1	1%

Notas: los valores críticos para los niveles de significancia de 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente, para el modelo C (Lee y Strazicich, 2003)

Cuadro A8
Prueba secuencial de raíz unitaria, 1957-1993, LS

<i>Variables</i>	<i>Tipos de modelo 2 cambios estructurales</i>	<i>Cambio estructural</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>k</i>	<i>Nivel de significancia</i>
Precios relativos	Modelo C	1976/1985	-9.378	3	1%
Tipo de cambio	Modelo C	1976/1985	-9.402	3	1%

Notas: los valores críticos para los niveles de significancia de 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente, para el modelo C (Lee y Strazicich, 2003)

Cuadro A9
Prueba secuencial de raíz unitaria, 1989-2010, LS

<i>Variables</i>	<i>Tipos de modelo 2 cambios estructurales</i>	<i>Cambio estructural</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>k</i>	<i>Nivel de significancia</i>
Precios relativos	Modelo C	1998/2007	-12.962	4	1%
Tipo de cambio	Modelo C	1995/1996	-11.192	4	1%

Notas: los valores críticos para los niveles de significancia de 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente, para el modelo C (Lee y Strazicich, 2003)

Cuadro A10
Prueba secuencial de raíz unitaria, 1994-2010, LS

<i>Variables</i>	<i>Tipos de modelo 2 cambios estructurales</i>	<i>Cambio estructural</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>k</i>	<i>Nivel de significancia</i>
Precios relativos	Modelo C	2001/2003	-6.555	4	1%
Tipo de cambio	Modelo C	2002/2006	-7.268	4	1%

Notas: los valores críticos para los niveles de significancia de 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente, para el modelo C (Lee y Strazicich, 2003)