



**UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO**

**FACULTAD DE ECONOMÍA  
DIVISIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO**

***TRES ENSAYOS SOBRE EL TIPO DE CAMBIO  
EN MÉXICO***

**T E S I S**

**QUE PARA OBTENER EL GRADO DE**

**DOCTOR EN ECONOMÍA**

**PRESENTA:**

**MARIO GÓMEZ AGUIRRE**

**TUTOR:**

**DR. PABLO RUIZ NÁPOLES**

**MÉXICO, D.F., MAYO, 2011.**



Universidad Nacional  
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

**Biblioteca Central**



**UNAM – Dirección General de Bibliotecas**  
**Tesis Digitales**  
**Restricciones de uso**

**DERECHOS RESERVADOS ©**  
**PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL**

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

<b>Índice</b>	<b>Página</b>
Introducción general	4
I. La doctrina de la Paridad del Poder de Compra (PPC) y el “efecto Harrod Balassa Samuelson” (HBS)	
10 Introducción	10
1. Teoría de la PPC y el efecto HBS	12
1.1. La paridad del poder de compra en sus versiones: absoluta y relativa	13
1.2. La PPC y el traspaso inflacionario del tipo de cambio	25
1.3. El efecto HBS	26
2. Evidencia empírica	30
2.1. Sobre la PPC absoluta y relativa	30
2.2. Sobre el efecto HBS	40
3. Modelos econométricos	43
3.1. Pruebas de raíz unitaria con y sin cambio estructural	44
3.2. Pruebas de causalidad	58
3.3. Modelo de cambio estructural múltiple	60
4. Estimación de resultados para el caso de México	63
4.1. Análisis del tipo de cambio real y los regímenes cambiarios de 1954 a 2010	63
4.2. La PPC de 1957 a 2010	76
4.3. Convergencia del tipo de cambio hacia la PPC, 1957-2010	84
4.4. Causalidad entre precios y tipo de cambio, 1957-2010	87
4.5. El efecto HBS	91
Conclusiones	102
Referencias bibliográficas	106
Anexo	122
II. Convergencia de precios entre las principales ciudades de México	133
Introducción	133
1. Revisión bibliográfica	135
2. Modelos econométricos	138
2.1. Pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural	138
2.2. Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural	143
3. Convergencia de precios relativos en México de 1982 a 2009 con datos trimestrales	155
3.1. Resultados con el índice de precios al consumidor a nivel general por ciudad	163
3.2. Resultados en mercados específicos por ciudad	178
4. Tasa de convergencia de precios relativos	183
Conclusiones	186
Referencias bibliográficas	189
Anexo	195

III. Análisis de la relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios <i>stock</i>	221
Introducción	221
1. Enfoque tradicional y de cartera	225
2. Evidencia empírica	228
3. Modelos econométricos	232
3.1. Pruebas de raíz unitaria (con y sin cambio estructural)	233
3.2. Prueba de causalidad	245
4. Análisis de resultados	247
Conclusiones	251
Referencias bibliográficas	253
Conclusiones generales de los tres ensayos	258

## **Introducción general**

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. Esto en el sentido de que, por un lado, el tipo de cambio prevaleciente generaría señales incorrectas para los agentes económicos y, por el otro lado, 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, considerando como positiva la subvaluación y como negativa a 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, incrementando con ello 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 *et al.*, 2008).

El tipo de cambio real de equilibrio puede ser determinado a través de la teoría de la Paridad del Poder de Compra (PPC), que busca explicar y medir estadísticamente el tipo de cambio real de equilibrio y sus variaciones, de acuerdo con las alteraciones en los precios del país considerado y de sus socios comerciales. La PPC en su versión absoluta, es una teoría que señala que el tipo de cambio de equilibrio entre dos 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 se mida en la misma moneda. Es una teoría que señala que el determinante principal del comportamiento del tipo de cambio son los cambios en el nivel de precios (Dornbusch, 1985).

La PPC se basa en la ley del único precio y se sustenta en el arbitraje internacional. De esta manera, el libre comercio igualará los precios de un bien, siempre que no exista oportunidad de ganancias libres de riesgo. Si el precio de un bien determinado fuera más barato en un país que en otro, los individuos podrían comprar el bien en el país más barato para venderlo en el país más caro, esto sucedería hasta que los precios del bien se igualaran en ambos países. El precio del bien aumentará en el país que tiene el precio más bajo y disminuirá en el país donde el bien está más caro, esto para el caso de un tipo de cambio fijo. Si el tipo de cambio es de flotación libre, el país con el precio mayor tendrá una

mayor demanda de la moneda extranjera para poder comprar ese bien extranjero más barato, ocasionando que el valor de la moneda local se deprecie (Medina y Noriega, 2001). La PPC es considerada como la consecuencia de la racionalidad en el arbitraje, es decir, si todas las oportunidades de arbitraje que generan ganancias libres de riesgo entre los países son realizadas, tomando en cuenta la tasa de interés existente y otros costos del arbitraje, entonces se puede decir, que el nivel de precios del mundo ha agotado su habilidad para determinar el nivel de precios de un país (Donald, *et al.*, 1984).

Bajo el régimen del tipo de cambio fijo, los cambios en las reservas internacionales debido al comercio de bienes pueden ser explicados por la PPC, mientras que, bajo un régimen flexible, esta última puede ayudar a determinar el tipo de cambio nominal (Hallwood y MacDonald, 1988, citado en Medina y Noriega, 2001, p. 3).

La PPC es además una teoría que supone que en un mercado competitivo e integrado, la ley del único precio prevalecerá y como tal, el precio del bien dado será el mismo en diferentes países, por lo que el cumplimiento de la PPC demuestra el grado de integración comercial y de liberalización entre los países (Liew *et al.*, 2009; Kalyoncu, 2009). El grado de integración de los mercados puede ser identificado con el diferencial de precios entre los mercados. Si este diferencial de precios es grande (no convergen los precios) puede decirse que el mercado está poco integrado, de lo contrario, si es pequeño (convergen los precios) el mercado está integrado (Chin y Habibullah, 2008; Goldberg y Verboven, 2005).

Si el tipo de cambio real es estacionario se considera que valida el cumplimiento de la PPC, es decir, el tipo de cambio real tiende a regresar a su valor medio o de equilibrio en el largo plazo. El tipo de cambio real tiende a regresar a la media mucho más rápido en países con alta inflación, dada la predominancia de los *shocks* monetarios en estos países (Rogoff, 1996; Taylor y Taylor, 2004). En este caso, a lo largo de su historia México tiene esa característica, y además, la liberalización comercial entre México y Estados Unidos permite una mayor integración de los mercados, ya que el 80% de las exportaciones totales de México se destinan a los Estados Unidos y el 50% de las importaciones totales provienen de ese país (Cifras del Banco de México, [www.banxico.org](http://www.banxico.org)).

Sin embargo, de acuerdo con la evidencia empírica, la PPC no siempre se ha cumplido, generándose un fuerte debate en la actualidad entre los estudiosos del tema. Una de las razones por las cuales el tipo de cambio real no es constante y, por lo tanto, la PPC no se cumple, es la presencia del efecto Harrod (1933) - Balassa (1964) - Samuelson (1964)- (HBS). Este efecto describe la distorsión en la PPC que se origina por las diferencias internacionales en la productividad relativa entre el sector de bienes comerciables (constituido aproximadamente por la manufactura y la agricultura) y el sector de bienes no comerciables (constituido en su mayoría por el sector servicios). Durante el proceso de desarrollo, la productividad tiende a incrementarse más rápido en el sector de bienes comerciables que en los no comerciables. Dado que los precios de los bienes comerciables son determinados por la competencia internacional, un incremento en la productividad en ese sector lleva a un aumento en los salarios, que, en



principio, no debería afectar a la competitividad. Pero debido a que estos incrementos en los salarios se generalizan en toda la economía, hay un aumento en los precios relativos del sector de bienes no comerciables donde la productividad no ha crecido en el mismo nivel. Dado que el índice de precios es un promedio de estos dos sectores, hay un incremento en los precios de los bienes domésticos relativo a los del extranjero, que conducen a una apreciación del tipo de cambio real.

También, se ha señalado que investigaciones posteriores a la era de *Bretton Woods* sobre la PPC, ha tenido dificultades para encontrar evidencia del cumplimiento de esta hipótesis. En vista de lo anterior, ha aumentado el interés en investigaciones sobre la convergencia de precios a nivel intranacional más que en el contexto internacional. A nivel intranacional se debería esperar una mayor integración de los mercados, ausencia de barreras al comercio, costos de transporte relativamente menores y un índice de precios más homogéneo (Chaudhuri y Sheen, 2004). Por lo que, también se debería esperar mucho más comercio entre las regiones, estados y ciudades de bienes, trabajo y capital al interior de un mismo país que entre países, que puede dar como resultado un mayor cumplimiento y una convergencia más rápida de los precios a nivel intranacional que internacional.

También se ha demostrado en varios estudios, que el tipo de cambio puede tener una relación de causalidad con los precios *stock* (índices de precios bursátiles), que puede ir de los precios *stock* al tipo de cambio, de este último a los primeros, o bien puede existir una retroalimentación de los mercados (cambiarlo y

bursátil). De esta manera, la influencia de los flujos de capital a través del índice bursátil puede afectar el comportamiento del tipo de cambio.

A mediados de los años ochenta, después de cuatro décadas del modelo de sustitución de importaciones y de su evidente agotamiento, México comenzó a implementar reformas estructurales que consistieron en: la apertura del mercado a la competencia y a la inversión externa, la privatización de las empresas públicas, la desregulación del mercado interno y finalmente la suscripción en 1993 del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), todo ello con el fin de aumentar la eficiencia económica. Junto a estas reformas también se han dado fuertes devaluaciones y crisis económicas como las de 1976, 1982, 1987 y 1994-95. Estos eventos ocurridos en la economía mexicana pueden inducir a pensar que hubo cambios estructurales que deberían ser incorporados en la modelación económica. El cambio estructural o la inestabilidad estructural han sido interpretados comúnmente como cambios en los parámetros de regresión (Maddala y Kim, 1998). La estabilidad de los parámetros del modelo de regresión es una de las hipótesis básicas en econometría, la cual es necesaria para la predicción y la inferencia econométrica.

Esta investigación se estructura en tres ensayos para el caso de México: (1) la PPC y el efecto HBS; (2) Convergencia de precios entre las principales ciudades de México; y (3) Análisis de la relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios *stock*. En los tres ensayos se toman en cuenta la posible presencia de cambios estructurales.

## **I. La doctrina de la Paridad del Poder de Compra (PPC) y el “efecto Harrod Balassa Samuelson”**

### **Introducción**

Si bien es cierto, en la literatura económica existen varias teorías del tipo de cambio, una de ellas es la PPC. 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.

La PPC se basa en la ley del único precio y se sustenta en el arbitraje internacional. De esta manera, el libre comercio igualará los precios de un bien, siempre que no exista oportunidad de ganancias libres de riesgo. Si el precio de un bien determinado fuera más barato en un país que en otro, los individuos podrían comprar el bien en el país más barato para venderlo en el país más caro, esto sucedería hasta que los precios del bien se igualaran en ambos países.

Sin embargo, una de las razones por las cuales el tipo de cambio real no es constante y, por lo tanto, la PPC no se cumple, es la presencia del efecto Harrod (1933) - Balassa (1964) - Samuelson (1964)- (HBS). Las diferencias internacionales en la productividad relativa entre el sector de bienes comerciables (constituido aproximadamente por la manufactura y la agricultura) y el sector de bienes no comerciables (constituido aproximadamente por el sector servicios) afectan el comportamiento del tipo de cambio real, causando el no cumplimiento de la PPC, ya que el tipo de cambio real no tiende a regresar a su valor medio o de equilibrio de largo plazo.

Para el caso de México, no existe un consenso sobre el cumplimiento de la PPC ni sobre el efecto HBS, y más aún, hay muy pocos trabajos que toman en cuenta la presencia de cambios estructurales en la modelación econométrica. En este sentido, esta investigación pretende contribuir al debate planteando las siguientes preguntas, hipótesis y objetivos para el caso de México.

En este trabajo tratamos de responder la siguiente pregunta general: ¿Se cumple la PPC y el efecto HBS para el caso de México incorporando cambios estructurales?. Intentar responder a esta pregunta nos lleva a formularnos las tres más específicas siguientes: ¿Se cumple para el caso de México la PPC relativa incluyendo cambios estructurales (1957-2010)? ¿Cómo se da la relación de causalidad entre los precios y el tipo de cambio incorporando cambios estructurales (1957-2010)? ¿Se cumple el efecto HBS para el caso de México tomando en cuenta cambios estructurales (1970-2009)?

La estructura del trabajo obedece a intentar responder a estas preguntas, planteando inicialmente la hipótesis general: se cumple la PPC relativa y se rechaza el efecto HBS para el caso de México incorporando cambios estructurales. Las hipótesis específicas que se derivan de la general son: la PPC relativa se acepta para el caso de México incluyendo cambios estructurales durante el periodo 1957-2010; la relación de causalidad entre los precios y el tipo de cambio va en ambos sentidos para el caso de México incorporando cambios estructurales (1957-2010); y, se rechaza el efecto HBS para el caso de México tomando en cuenta cambios estructurales (1970-2009).

Por lo señalado arriba, este ensayo de propone como objetivo general: analizar el cumplimiento de la PPC y el efecto HBS para el caso de México

incorporando cambios estructurales. En particular nos proponemos a: realizar la prueba de la PPC con y sin cambios estructurales (1957-2010); aplicar la prueba de causalidad entre los precios y el tipo de cambio incluyendo cambios estructurales (1957-2010); y, evaluar el efecto HBS para el caso de México tomando en cuenta cambios estructurales (1970-2009).

Por lo anterior, este ensayo se divide en tres secciones: después de esta introducción, en la primera sección se revisan las dos versiones de la PPC (absoluta y relativa) y el efecto HBS desde un punto de vista teórico; en la segunda sección se analiza la bibliografía empírica más relevante sobre la PPC y el efecto HBS; en la tercera se muestran los resultados estimados por los modelos para el caso de México. Finalmente, se exponen algunas conclusiones.

## **1. Teoría de la PPC y el efecto HBS**

Es importante señalar que en la “tradición neoclásica contemporánea” existen al menos cuatro teorías de la determinación del tipo de cambio real, (para más detalles ver a Krueger, 1983; Ruiz, 1997) y revisarlas todas está fuera del alcance de esta investigación. Sin embargo, en esta sección se revisan una de las teorías del tipo de cambio real (la de la Paridad del Poder de Compra) y, además, el efecto Harrod Balassa Samuelson, que se describen en la siguiente sección.

### **1.1. La paridad del poder de compra en sus versiones: absoluta y relativa**

La PPC en su versión absoluta, señala que el tipo de cambio real entre dos monedas de dos países debe ser igual a la relación del nivel agregado de precios entre esos dos países multiplicado por el tipo de cambio nominal de las mismas monedas, 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 ser el mismo, una vez expresado en unidades de la misma moneda (Crucini *et al.*, 2005).

En términos generales, el concepto de la PPC y la discusión de la relación entre el tipo de cambio y los precios tiene una historia en economía mucho más larga, y se remonta a los escritos de los estudiosos de la Universidad de Salamanca en el siglo XV y XVI (Taylor, 2003). Aunque esta relación parecía estar olvidada en los círculos académicos y políticos hasta antes de 1914, durante las guerras mundiales dio la impresión de haber resurgido con los escritos de Cassel

(1916, 1918 y 1922) como una herramienta de análisis en el debate de la política internacional sobre el nivel apropiado de los tipos de cambio nominal entre la mayoría de los países industrializados.

De acuerdo con Cassel (1916), considerando dos países, A y B, con papel moneda independiente, la moneda de A puede tener valor en B sólo si representa poder de compra en A. El precio en B de la moneda de A será proporcional al poder de compra de la moneda de A y, por consiguiente, permanecerá en proporción inversa al nivel general de precios en A. Asimismo, el precio en B de la moneda de A, tenderá a ser proporcional al nivel de precios en B. De esta manera, el tipo de cambio entre los dos países será determinado por el cociente del nivel general de precios entre los dos países.

Cassel (1918, p. 413) señala que “la inflación general que ha tomado lugar durante la guerra ha bajado el poder de compra en todos los países, aunque en muy diferentes grados, y se debe esperar que los tipos de cambio, por lo tanto, se desvíen de su vieja paridad en proporción a la inflación de cada país”, llamando a este poder de compra “*La Paridad del Poder de Compra*”. Si existen restricciones al comercio, éstas no causarán que el tipo de cambio se aleje de esta paridad cuando su impacto sobre el comercio sea en ambas direcciones de igual forma. En caso contrario, si el comercio entre dos países es perturbado más severamente en una dirección que en otra, el tipo de cambio real se desviará de su paridad del poder de compra. Esto quiere decir, que si las importaciones de un país son más restringidas que sus exportaciones, la consecuencia será que el valor de la moneda extranjera disminuirá. Lo anterior, en el sentido de que tal moneda será, comparativamente, fácil de obtener pero difícil para hacer uso de ella y, un país

con tales características, puede ver subir el valor de su moneda en lugares extranjeros, considerablemente, sobre las tasas que corresponderían al valor interno de esta moneda, cuando es expresado por su poder de compra dentro del país.

Dado que para calcular las paridades de 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 lado, se dice que existe una relación causal entre los precios y los tipos de cambio (Frankel, 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 cambios en el tipo de cambio (Krugman 1978, y Isard, 1995).

Existen dos sentidos en los que la hipótesis de la PPC se expresa, las versiones: absoluta y relativa. La teoría de Cassel de la PPC es la versión absoluta y señala que el valor de una moneda es determinada 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, o sea el cociente de los niveles absolutos de los precios internos y externos definen la PPC absoluta. La PPC en



su versión absoluta plantea, por tanto, que el tipo de cambio real debe ser igual a la unidad o regresar rápidamente a ella cuando se ha desviado por alguna razón (Obstfeld y Rogoff, 1996). 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. Siendo una comparación de niveles absolutos de precios, aunque sea solamente teórica, es un indicador más adecuado el nivel general de precios para representar el poder de compra de una moneda de un país, que sólo el conjunto de precios de bienes comerciables (Cassel, 1925 y Ruiz, 2004).

Una forma alternativa de ilustrar la PPC absoluta de acuerdo con Dornbusch (1985) es la siguiente: sean  $p_i$  y  $p_i^*$  los precios del producto  $i$  doméstico y del extranjero, establecidos en moneda local y extranjera respectivamente, y  $e$  el tipo de cambio. El tipo de cambio es definido como el número de unidades de la moneda doméstica por unidad de la moneda extranjera. De esta manera, la versión fuerte o absoluta de la PPC que se basa en la ley del único precio en un mercado (integrado y competitivo) y haciendo abstracción de algunas fricciones, señala que el precio de un bien dado será el mismo en todas las localidades cuando se mida en la misma moneda. Considerando ahora un índice de precios interno  $P = f(p_1, \dots, p_i, \dots, p_n)$  y un índice de precios externo  $P^* = f(p_1^*, \dots, p_i^*, \dots, p_n^*)$ . La PPC absoluta se cumplirá, si los precios de cada bien son igualados entre ambos países, y si las funciones homogéneas de grado uno,  $f = f^*$ , son iguales (bienes y ponderaciones iguales). La ley del único precio en

este caso se aplica a los bienes individuales y también a los niveles de precios agregados.

Como el cumplimiento de la PPC absoluta implica que el tipo de cambio sea igual al cociente de dos niveles de precios nacionales, en términos de una ecuación para probar la PPC absoluta, se tiene que utilizar lo siguiente:  $s_t = \beta p_t + \beta^* p_t^* + u_t$ , donde  $s_t$  es el logaritmo del tipo de cambio nominal,  $p_t$  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  $\beta$  y  $\beta^*$  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, expresando el tipo de cambio real en forma logarítmica  $q_t \equiv s_t - p_t + p_t^*$ , puede ser interpretado como una medida de desviación de la PPC absoluta.

Otra forma de probar la PPC es considerar que esta 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 algún nivel predeterminado o de equilibrio (se rechaza la presencia de raíz unitaria), considerando 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 plazo). De lo contrario, si el tipo de cambio real no tiende a regresar a ese nivel

predeterminado (se acepta la presencia de raíz unitaria), considerando que las desviaciones son permanentes, cualquier choque lleva en el corto y en el largo plazos a desviar el tipo de cambio real para siempre del valor predeterminado o de equilibrio, hasta que un nuevo choque lo afecte de nuevo.

Esto puede realizarse a través de las pruebas de raíz unitaria. La PPC absoluta se mantiene cuando  $q_t$  es estacionaria y el término constante no es estadísticamente diferente de cero. Si se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria sobre el tipo de cambio real implica que es estacionario y convergen a un valor en el largo plazo y, por lo tanto, no se rechaza la hipótesis de la PPC. Cuando la convergencia es a una constante igual a cero se dice que es consistente con la paridad absoluta de largo plazo (Ceglowski, 2003). Mientras que la aceptación de la hipótesis nula de raíz unitaria indica el no cumplimiento de la PPC.

Supóngase que  $P_{us}$  es el nivel de precios en Estados Unidos (medidos en dólares),  $P_{mex}$  es el nivel de precios en México (medido en pesos), y  $E$  es el tipo de cambio nominal (número de pesos por dólar) y considerando la cantidad de bienes que un dólar puede comprar en Estados Unidos y México. En el primer país el nivel de precios es  $P_{us}$ , así que el poder de compra de un dólar es de  $\frac{1}{P_{us}}$ ; en México un dólar puede ser cambiado por  $E$  unidades de pesos y tiene un poder de compra de  $\frac{E}{P_{mex}}$ . Para que el poder de compra de un dólar sea el mismo en los dos países, se debe de cumplir lo siguiente:

$$\frac{1}{P_{us}} = \frac{E}{P_{mex}}$$

Reordenando esta ecuación, tenemos que

$$E \frac{P_{us}}{P_{mex}} = 1$$

Donde el lado izquierdo de esta ecuación representa el tipo de cambio real, mientras que el lado derecho es una constante e igual a 1. De esta manera, si el poder de compra del dólar es siempre el mismo en los Estados Unidos y México, eso significa que el precio relativo de los bienes de Estados Unidos y México se mantiene constante. Si expresamos la ecuación anterior en términos del tipo de cambio nominal:

$$E = \frac{P_{mex}}{P_{us}}$$

De esta manera, el tipo de cambio nominal es igual al cociente del nivel de precios de México (medido en pesos) y el nivel de precios de los Estados Unidos (medido en dólares). Así que los diferentes niveles de precios en estos dos países reflejan el tipo de cambio nominal entre las dos monedas, de acuerdo con la teoría de la PPC absoluta.

Desde un punto de vista teórico, puede ser que no haya objeción a esta versión, sin embargo, 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, tales 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).

Con relación a 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. Partiendo de que,  $e = \theta P / P^*$ , donde  $\theta$  es una constante que refleja los obstáculos al comercio, entonces, dados estos 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), y donde  $\hat{\phantom{x}}$  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 guiará a un equiproporcional cambio en la moneda y en todos los precios, incluyendo el tipo de cambio (Dornbusch, 1985).

Por su parte, Levitch R. M. (1985) señala que si los factores que causan que la PPC absoluta fracase (por ejemplo, aranceles y bienes no comerciales, entre otros) son constantes sobre el tiempo, entonces la PPC relativa puede mantenerse aunque la absoluta no se mantenga. Debe ser claro que cuando la PPC relativa se mantiene, el tipo de cambio real y la competitividad relativa de los países en mercados extranjeros es constante. Sin embargo, Levitch comenta que no se debería esperar poder explicar todas las variaciones empíricas del tipo de cambio por las variaciones en los precios, esto debido a que ninguna teoría ha

sido propuesta seriamente como una explicación completa del comportamiento del tipo de cambio. De esta manera, el modelo más popular del comportamiento del tipo de cambio es presentado por la teoría de la PPC relativa, que 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.

En este sentido, Schnabl (2001) señala que los impedimentos al comercio no necesariamente indican que el arbitraje no funciona y, que los precios en localidades diferentes son independientes. Incluso es posible que un incremento en los niveles de precios internos, en comparación a los externos, implique una depreciación proporcional de la moneda local aunque los precios no sean totalmente igualados por la competencia imperfecta. La versión relativa de la PPC expresa esta relación entre los cambios en el tipo de cambio y cambios en el nivel de precios en los dos países, es decir, los cambios en el tipo de cambio deben ser igual a la diferencia de los cambios entre los niveles de precios de los dos países. 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. Esto también puede realizarse a través de las pruebas de raíz unitaria. La PPC en su versión relativa se mantiene cuando  $q_t$  es estacionario y el término constante es estadísticamente diferente de cero. Cuando la convergencia es a una constante diferente de cero se dice que es consistente a la PPC relativa de largo plazo (Ceglowski, 2003). La aceptación de la hipótesis nula de raíz unitaria indica el no cumplimiento de la PPC.

Siguiendo a Rush y Husted (1985), algunas de las características de la PPC son las siguientes:

- Puede ser aplicada a los niveles de tipo de cambio y precios (PPC absoluta) o a cambios en el tipo de cambio y precios (PPC relativa).
- Puede ser evaluada a nivel de producto individual (desagregada) o a nivel de índice de precios nacional.
- Puede cumplirse sólo en bienes comerciables o tanto para bienes comerciables y no comerciables.
- Puede ser evaluada como una relación de corto y largo plazo.
- Puede ser evaluada utilizando aproximaciones bilaterales y multilaterales.

La PPC usualmente es tomada como una medida del tipo de cambio real de largo plazo más que un concepto que se mantenga continuamente. Cassel (1916 y 1918) reconoció que en el corto plazo, el tipo de cambio nominal prevaleciente en el mercado de cambios extranjero puede desviarse de la PPC, es decir, del tipo de cambio real debido, por ejemplo, a que el diferencial de los tipos de interés no sea igual a cero y a la intervención del mercado cambiario.

Las limitaciones reconocidas de Cassel forman parte integral de su teoría, donde sus capacidades y excepciones son presentadas a través de sus escritos sobre la PPC de acuerdo con Officer L. H. (1976):

- La severidad de las restricciones del comercio puede ser diferente entre una dirección u otra. Por ejemplo, el valor de cambio de la moneda de

un país puede exceder a la PPC si las importaciones de ese país son más restringidas que sus exportaciones.

- La especulación en el mercado cambiario puede ser en contra de la moneda de un país, conduciendo a la posibilidad de reducir su valor por debajo de la PPC.
- Entre más grande sea la anticipación de la inflación en un país que en el extranjero más bajo puede ser su valor de cambio de su moneda por debajo de la PPC.
- Los movimientos de capital a largo plazo pueden provocar movimientos del tipo de cambio de la PPC. Por ejemplo, la moneda de un país puede deprimirse y estar por debajo de la PPC debido a una salida de capital neto de largo plazo.
- La intervención del gobierno en el mercado de cambios, a través del anuncio de alzas en los precios de los cambios extranjeros por arriba de la PPC, demandando una cierta cantidad de moneda extranjera independientemente del precio.

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, estas desviaciones también pueden ser de carácter estructural, debido a que ellas 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, debido a eventos políticos y económicos significantes, tales 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 (tales como embargos petroleros y guerras).

Si la PPC se mantiene, tiene implicaciones económicas importantes. En particular, si el tipo de cambio real es altamente persistente o se acerca a una “caminata aleatoria”, entonces los *shocks* están por el lado real, principalmente *shocks* de tecnología, impuestos, o políticas fiscales diferentes; mientras que si no es muy persistente, entonces los *shocks* deben ser principalmente por el lado de la demanda agregada, tales como las innovaciones a la política monetaria (Rogoff, 1996).

De acuerdo con Taylor y Taylor (2004), la pregunta de cómo el tipo de cambio nominal se ajusta al real es muy importante para el manejo de la política cambiaria, considerando por un lado, que los países con tipos de cambio fijo necesitan saber cuál es el punto de equilibrio probable del tipo de cambio real, por otro lado, los países con tipos de cambio flexibles desean saber cuáles son los niveles y variaciones esperadas del tipo de cambio nominal y del tipo de cambio real. Bajo el régimen del tipo de cambio fijo, los cambios en las reservas

internacionales debido al comercio de bienes pueden ser explicados por la PPC y, bajo un régimen flexible, esta teoría se puede utilizar para determinar el tipo de cambio nominal (Hallwood y MacDonald, 1988, citado en Medina y Noriega, 2001).

## 1.2. La PPC y el traspaso inflacionario del tipo de cambio

Antes de analizar el efecto HBS, es importante analizar la relación entre la PPC y el llamado “traspaso” del tipo de cambio a la inflación. El traspaso (*pass-through*) inflacionario del tipo de cambio a los precios se define, en términos matemáticos, como la elasticidad de un índice de precios respecto al tipo de cambio, lo cual se puede expresar de la siguiente manera:

$$T = \frac{dP}{dE}$$

Donde  $T$  indica el traspaso y  $\frac{dP}{dE}$  indica la derivada del precio respecto al tipo de cambio (ambas variables expresadas en logaritmos). Dicho traspaso puede ser de corto, mediano y largo plazo.

La teoría de la PPC no establece claramente la dirección de una relación causal entre los precios y el tipo de cambio. 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 lado, se dice que existe una relación causal entre los precios y los tipos de cambio (Frankel, 1978). En este sentido, para Yeager (1958) y Cassel (1921) la causalidad va 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 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 (Krugman 1978, y Isard, 1995). De esta manera, esta teoría puede establecerse como una teoría de la determinación de los precios y como una teoría de la determinación del tipo de cambio.

La teoría de la PPC señala que el tipo de cambio real en el largo plazo tiene que ser constante (para la versión relativa) e igual a 1 (para la versión absoluta). El cumplimiento de la PPC tiene que corresponderse con un traspaso inflacionario unitario  $T=1$ , lo que significa que, *ceteris paribus*, una depreciación tiene que provocar un efecto inflacionario de la misma magnitud (Ampudia, 2009). Algunos de los trabajos sobre el traspaso inflacionario para el caso de México serían los siguientes: Conesa (1998), Baqueiro *et al.* (2003) Santaella (2004), Ampudia (2009), Hernández (2009) y Sánchez *et al.* (2009).

### **1.3. El efecto Harrod-Balassa-Samuelson (HBS)**

Desde el surgimiento de la doctrina de la PPC, muchos estudios han cuestionado su validez como teoría de la determinación del tipo de cambio real. La relación entre la productividad de los bienes comerciables con el tipo de cambio real fue, inicialmente, formulada por Harrod (1933), Balassa (1964) y Samuelson (1964) y

es conocido como el efecto Harrod-Balassa-Samuelson (HBS). Esta relación implica que el tipo de cambio real de equilibrio no es constante debido a la existencia de diferentes tasas de crecimiento de las productividades entre países, considerándola, como una de las explicaciones más importantes que está detrás de la divergencia respecto de la hipótesis central de la PPC. La idea es que a partir de un *shock* positivo en la productividad del sector de bienes comerciables relativo a los sectores de los bienes no comerciables nacionales y extranjeros, (así como al sector de bienes comerciables extranjeros), un país experimenta una apreciación real de su moneda.

El mecanismo sería el siguiente: durante el proceso de desarrollo, la productividad tiende a incrementarse más rápido en el sector de bienes comerciables que en el de los no comerciables. Dado que los precios de los bienes comerciables son determinados por la competencia internacional, un incremento en la productividad lleva a un aumento en los salarios, que no perjudica a la competitividad. Debido a que estos incrementos en los salarios se generalizan en toda la economía por la competencia entre los trabajadores de los diferentes sectores, se incrementarán los salarios en el sector terciario donde los aumentos de la productividad son más pequeños. Esto conducirá a aumentos en el precio relativo en el sector de bienes no comerciables donde la productividad no ha crecido en el mismo nivel. Dado que el índice de precios es un promedio de estos dos sectores, hay un incremento en los precios de los bienes internos relativo a los del exterior, dando como resultado, una apreciación del tipo de cambio real.

El efecto HBS puede observarse algebraicamente. Para ello, se tiene que considerar, por un lado, que los precios de los bienes comerciables nacionales y extranjeros son  $P_c$  y  $P_c^*$ , respectivamente, mientras que por el otro, los precios de los bienes no comerciables nacionales y extranjeros son  $P_{nc}$  y  $P_{nc}^*$ , respectivamente. Suponiendo a su vez, que estos precios conforman el nivel general de precios para cada país,  $P = f(P_c, P_{nc})$  y  $P^* = f(P_c^*, P_{nc}^*)$ , que el tipo de cambio real está definido por  $Q = S \frac{P^*}{P}$  y que la PPC se cumple para los bienes comerciables, es decir,  $S = \frac{P_c}{P_c^*}$ . Entonces, si se sustituyen los índices de precios y factorizamos a  $P_c$  y  $P_c^*$  en el denominador y numerador, respectivamente, se obtiene que,

$$Q = S \frac{f^*(P_c^*, P_{nc}^*)}{f(P_c, P_{nc})} = \frac{P_c}{P_c^*} \frac{f^*(P_c^*, P_{nc}^*)}{f(P_c, P_{nc})} = \frac{P_c P_c^*}{P_c^* P_c} \frac{f^*(1, P_{nc}^*/P_c^*)}{f(1, P_{nc}/P_c)} = \frac{f^*(1, P_{nc}^*/P_c^*)}{f(1, P_{nc}/P_c)}$$

(1)

Donde se puede observar que cambios en los precios relativos de los bienes no comerciables afectan el tipo de cambio real. Si el precio relativo de los bienes internos no comerciables aumenta, causará una apreciación del tipo de cambio real de la moneda local, reflejando de esta forma, el efecto HBS.

Cuando los cambios en los índices de precios son de origen puramente monetarios, no generan problemas para el cumplimiento de la PPC, puesto que

los precios de los bienes comerciables y no comerciables aumentan proporcionalmente. Sin embargo, existen algunos eventos<sup>1</sup> que provocan cambios en los precios relativos que ocasionan problemas para el cumplimiento de la hipótesis de la PPC, ya que si éstos difieren entre países, ésta fracasará incluso si la construcción del índice de precios es idéntica entre los países.

En contradicción a los modelos puramente monetaristas, Balassa (1964) y Samuelson (1964) encuentran una desviación estructural del tipo de cambio de la PPC, como ya se mencionó anteriormente, debido a que el nivel de precios de los no comerciables se incrementa con relación al nivel de precios de los comerciables. Como el índice general de precios del consumidor de un país incluye tanto bienes comerciables como no comerciables, incrementará más rápido que el índice de precios de los bienes comerciables. Por lo tanto, la teoría de la PPC, como se basa en el índice general de precios, desvía el tipo de cambio de equilibrio, el cual es determinado sobre la base del arbitraje a través de la competencia en el precio de los bienes comerciables solamente. Entre más grande sea la diferencia en la productividad entre la producción de bienes comerciables y no comerciables, y más grande la diferencia en el precio entre los dos tipos de bienes, más grande es la brecha entre el tipo de cambio de equilibrio y la PPC general. De acuerdo con Balassa (1964), como los bienes no comerciables no entran al comercio internacional, el cálculo de la PPC, es decir, del tipo de cambio real indicarán incorrectamente la necesidad de ajustes en el tipo de cambio nominal.

---

<sup>1</sup> Como cambios asimétricos sectorialmente en la tecnología de producción o en los patrones de gasto.

Si la productividad se incrementa y los ajustes de los salarios son idénticos en cada país, y si se asume que los efectos consumo y producción son neutrales, la doctrina de la PPC aún podría cumplirse. Bajo estos supuestos, cambios paralelos en el nivel general de precios tomarán lugar, permitiendo una respuesta correcta por parte de la doctrina de la PPC y no habiendo necesidad de ajustar los tipos de cambio reales (Balassa, 1964).

## **2. Evidencia empírica**

En esta parte del ensayo se revisa la literatura 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. También se analiza la literatura sobre el efecto HBS.

### **2.1. Sobre la PPC absoluta y relativa**

La teoría de la PPC existe desde hace varios siglos, sin embargo, la terminología específica fue introducida durante el debate de la política internacional después de la Primera Guerra Mundial. Este 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.

Evidencias sobre la PPC se encuentran en el trabajo de Krugman (1978), donde se examina la relación entre los precios y los tipos de cambio con datos de

las décadas de los veinte y los setenta. Sus resultados muestran que la prueba de una regresión simple conduce a rechazar la hipótesis de la PPC. Sin embargo, una parte de los trabajos empíricos sobre la PPC ha llegado a un cierto grado de consenso en dos puntos básicos: el primero, es que un número de estudios han señalado que el tipo de cambio tiende hacia la PPC en el muy largo plazo (aunque la velocidad de convergencia a la PPC es extremadamente lenta); en segundo, las desviaciones en el corto plazo de la PPC son grandes y volátiles. Dentro de estos estudios se encuentra Abuaf y Jorion (1990), Cheung y Lai (1994), Lothian y Taylor (1996), y Rogoff (1996), donde el consenso de los autores es que el tipo de cambio real no tiene raíz unitaria (es decir, se cumple la PPC) y la reversión hacia la media de la PPC se encuentra entre 3 y 5 años.

Trabajos más recientes como el de Cerrato y Santis (2002), utilizan pruebas de cointegración con datos panel para examinar la PPC en 20 países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Los resultados indican que las restricciones de simetría y proporcionalidad impuestas sobre la relación PPC no son consistentes con los datos. Esto es, los resultados presentan evidencia empírica de que los precios son determinantes importantes de largo plazo del tipo de cambio, verificándose la versión débil de la PPC pero no la versión fuerte. Taylor (2002) analiza la PPC para un grupo de 20 países incluyendo un periodo que va desde finales del siglo XIX hasta 1996. Utilizando pruebas univariantes y multivariantes, encuentra resultados favorables a la hipótesis de la PPC para todos los países analizados.

Por su parte, Papell (2004) utilizando pruebas con técnicas de datos panel, provee evidencia de que el cumplimiento de la PPC se incrementa con el número



de observaciones, siendo dicha fortaleza cíclica, es decir, cuando el dólar se aprecia al final de la muestra, la evidencia de la PPC se fortalece, y cuando el dólar se deprecia la evidencia se debilita. Basher y Mohsin (2004) aplicando el método de cointegración con datos panel, evalúan la doctrina de la PPC para diez países en vías de desarrollo de Asia para el periodo posterior a *Bretton Woods*, y no encuentran soporte para la versión relativa de la PPC.

Zhang y Lowinger (2006) analizan la validez empírica de la PPC para países en desarrollo utilizando la metodología de raíz unitaria con datos panel. Los resultados muestran que el tipo de cambio real en estos países tiene una tendencia hacia la depreciación en el largo plazo y es difícil alcanzar la estacionariedad cuando no se incluye una tendencia en el modelo. Al incluir la tendencia se cumple la PPC y la tasa de convergencia cae dentro del rango explicado por las perturbaciones transitorias. Asimismo, Alba y Papell (2007) aplican el método de datos panel para probar la presencia de raíz unitaria en el tipo de cambio real en 84 países. Sus resultados muestran una evidencia fuerte a favor de la PPC en los países que presentan mayores niveles de apertura hacia el comercio, que están geográficamente más cercanos a Estados Unidos, que tienen niveles más bajos de inflación y una moderada volatilidad del tipo de cambio.

Por su parte, Carlsson *et al.* (2007) utilizan un método de cointegración en panel de máxima verosimilitud para probar la hipótesis fuerte de la PPC para los países del G7. Este método es comparado con otras aproximaciones, generándose los mismos resultados: la hipótesis fuerte de la PPC es rechazada a favor de la PPC débil con vectores de cointegración heterogéneos.

En este mismo sentido, Mehrara (2007) aplica pruebas de cointegración y de raíz unitaria con datos panel para evaluar la PPC en países exportadores de petróleo. Sus resultados rechazan tanto la versión débil como la fuerte de la PPC. Tal parece que los movimientos en los precios del petróleo transmitidos al tipo de cambio real, han hecho que los países exportadores de petróleo tengan un tipo de cambio real no estacionario. Asimismo, utilizando el análisis de cointegración con datos panel, Jacobson *et al.* (2008) prueban la PPC para Francia, Alemania, Italia y Reino Unido, cuyos resultados muestran que la relación teórica de la PPC no se mantiene. Sin embargo, la relación estimada no restringida (1, -1.5, 0.9) resultó estar muy cerca de la teórica (1, -1, 1).

En su caso, Doganlar *et al.* (2008) realiza un análisis empírico de la PPC para 10 economías de mercado emergentes (Brasil, India, Indonesia, Corea del Sur, Pakistán, Perú, Filipinas, África del Sur y Turquía) utilizando la técnica de cointegración. Los resultados no validan el cumplimiento de la PPC para la mayoría de los países.

Kalyoncu y Kalyoncu (2008) realizan una investigación sobre la PPC en 25 países de la OCDE para el periodo 1980-2005. Aplicando la prueba de raíz unitaria Dickey Fuller Aumented (DFA) univariable, los tipos de cambio reales de todos los países presentan raíz unitaria. Sin embargo, los resultados mejoran al utilizar la prueba de raíz unitaria con datos panel, ya que el tipo de cambio real de los países es estacionario y muestran evidencia del cumplimiento de la PPC en el largo plazo. Aplicando una nueva prueba de raíz unitaria con datos de panel a 4 países de la OCDE para una muestra de datos anuales de 1950 a 1995, Lau (2009) encuentra evidencia de la PPC de largo plazo para 3 de los 4 países

analizados. Finalmente, Salim y Hassan (2009) analizan la relación entre el crecimiento de la población y la PPC a través de su impacto sobre la demanda de dinero por el motivo transacción. Los resultados empíricos indican que hay una relación estable entre el tipo de cambio real determinado por la PPC y el crecimiento de la población relativa de un panel de 30 países seleccionados.

La literatura revisada anteriormente en esta sección, analiza el cumplimiento de la PPC sin tomar en cuenta la presencia de cambios estructurales en las economías, que pueden surgir de cambios en los regímenes de tipo de cambio (de fijo a libre flotación o de libre flotación a fijo), crisis financieras, liberalización financiera, grandes depresiones, cambios en los gustos, cambios asimétricos en la productividad entre sectores, cambios en los precios relativos, cambios en el volumen de la inversión, cambios en la estructura del comercio y fuerzas externas (tales como embargos petroleros y guerras).

En este sentido, Officer (1976) señala que cambios estructurales pueden conducir a que la paridad del precio relativa diverja de la paridad absoluta para el periodo corriente y, por lo tanto, del tipo de cambio de equilibrio de largo plazo. Excepto bajo una condición de neutralidad, estos cambios estructurales serían reflejados en cambios en precios relativos internamente. En otro estudio, Officer (1980) analiza el poder predictivo de la teoría de la PPC sobre datos en periodos de tiempo largos, utilizando el deflactor implícito del PIB como medida de los precios y el concepto del tipo de cambio efectivo. Encuentra que para cálculos multilaterales, el error de pronóstico promedio estaba entre el 5 y 25%, mientras que para cálculos bilaterales se ubica entre el 1 y el 10%. También muestra que las desviaciones de la PPC son explicables en términos de cambios estructurales.

De acuerdo con Frenkel (1981), durante la década de los veinte, la experiencia con los tipos de cambio flexibles mostraron ser extremadamente importantes, para formar una corriente de pensamiento sobre la variedad de temas relacionados a la economía de los tipos de cambio flexibles y su influencia para el crecimiento de la popularidad de la doctrina de la PPC. Este periodo incluyó tanto experiencias de hiperinflación (el caso de Alemania), como de condiciones normales (basado sobre la experiencia de Gran Bretaña, USA y Francia). Los resultados de este autor señalan que para la década de los veinte, en la mayoría de los casos, los resultados son consistentes con la hipótesis de la PPC, ya que la elasticidad del tipo de cambio con respecto al cociente de precios estuvo muy cerca de la unidad.

Los resultados para la década de los setenta son muy débiles. El desarrollo de las versiones de la PPC durante este periodo se agrava en algunos casos porque las estimaciones no permanecen estables sobre el periodo de muestra. Las dos versiones de la PPC se cumplen cuando la estructura de precios relativa interna se mantiene relativamente estable, esto es, cuando el origen predominante del *shock* es monetario. Sin embargo, los precios relativos cambian cuando el origen del *shock* es predominantemente real (es decir, no monetario), entonces la PPC que usa niveles agregados de precios probablemente no se mantenga, debido a la presencia de cambios estructurales (Frenkel, 1981).

Algunos de los trabajos más recientes que analizan la PPC y permiten cambios estructurales, se mencionan a continuación. Sabaté *et al.* (2003) analizan la PPC en el tipo de cambio real peseta-libra esterlina durante el periodo 1870-1935 incorporando cambios estructurales. Cuando los cambios estructurales no

son considerados, no es posible rechazar la presencia de raíz unitaria en el tipo de cambio real, mientras que permitiendo dos cambios estructurales se puede rechazar la hipótesis nula y, por lo tanto, validar el cumplimiento de la PPC. Im *et al.* (2005) proponen una prueba nueva de raíz unitaria con datos panel, basada en el principio de *Lagrangian Multiplier* (LM) cuya distribución asintótica no es afectada por la presencia de cambios estructurales. Esta prueba nueva es aplicada a la hipótesis de la PPC, encontrándose una fuerte evidencia a favor. Gabás *et al.* (2005) dividen una muestra de países, construida por Taylor (2000), en 5 submuestras seleccionadas de acuerdo con un análisis de cambio estructural múltiple, determinados endógenamente. Encuentran que los periodos dominados por el tipo de cambio fijo presentan menor volatilidad pero mayor persistencia que lo observado en periodos con el régimen de tipo de cambio flexible.

Narayan (2006) analiza la PPC de los países que más comercian con la India, utilizando pruebas de raíz unitaria que incorporan cambios estructurales, y encuentran evidencia de estacionariedad en el tipo de cambio real para 15 de los 16 países analizados, implicando el cumplimiento de la PPC. Basher y Carrion-i-Silvestre (2007) examinan la estacionariedad del tipo de cambio real para un panel de 17 países de la OCDE para un periodo posterior a *Bretton Woods*. En un análisis donde se considera simultáneamente dependencia de sección cruzada y cambio estructural múltiple, se encuentra evidencia empírica a favor de la PPC. El supuesto de independencia puede ser restrictivo en la práctica debido a que las series de tiempo macroeconómicas para diferentes países son afectadas por eventos similares que pueden introducir dependencia entre individuales en el conjunto de datos panel.

Utilizando una prueba de raíz unitaria con cambio estructural, Dartné y Hoarau (2008) estudian la PPC en el espíritu de Samuelson-Balassa en Australia para el periodo de enero de 1977 a abril de 2004. Los resultados muestran un cambio estructural en 1985 que coincide con la crisis del tipo de cambio, y no hay evidencia que indique el cumplimiento de la PPC en el largo plazo.

Narayan (2008) aplica pruebas de raíz unitaria univariadas y para datos panel basadas en el principio de *Lagrangian Multiplier* (LM). Examina la PPC de 16 países de la OCDE, tomando en cuenta cambios estructurales. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria univariadas sin y con un cambio estructural, y la prueba de raíz unitaria con datos panel sin y con un cambio estructural, muestran que el tipo de cambio real no es estacionario. Sin embargo, cuando se incorporan dos cambios estructurales en la prueba univariada, el tipo de cambio real para la mayoría de los países es estacionario. Mayor evidencia de la validez de la PPC, se encuentra cuando se aplica la prueba de raíz unitaria con datos panel. Westerlund y Edgerton (2008) hacen una aplicación de una prueba de cointegración que permite cambios estructurales a 17 países industrializados para el periodo que va de 1973 a 1998, y no encuentra evidencia a favor de la teoría de la PPC, es decir, no hay una relación de cointegración entre los tipos de cambio nominal y los precios relativos.

Doganlar *et al.* (2008) analizan empíricamente la PPC de 10 países emergentes con una muestra de enero de 1995 a diciembre de 2005. Utilizando la metodología de cointegración sus resultados manifiestan la no cointegración entre el tipo de cambio y los precios para 8 de los 10 países considerados en el estudio.

Koukouritakis (2009) analiza la validez de la PPC para los 12 nuevos integrantes (países) de la Unión Europea, con una muestra mensual de enero de 1995 hasta diciembre de 2006, basándose en la metodología de Johansen que incorpora un cambio estructural en el modelo. Los resultados demuestran que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el tipo de cambio, los precios internos y los precios externos para todos los países, sin embargo, solamente para 4 de ellos se cumple la versión fuerte de la PPC.

Narayan *et al.* (2009) analiza el cumplimiento de la PPC en 15 países en la OCDE, a través de pruebas de cointegración que incorporan cambio estructural múltiple, donde 14 de los 15 países muestran evidencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos al 5% de significancia, mientras que Japón lo hace al 2.5% de significancia.

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 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 ambos trabajos. Sin embargo, los resultados son diferentes en la segunda metodología, mientras que Galindo halla que la razón de precios está cointegrada con el tipo de cambio nominal, para Ávalos y Hernández no lo están.

En este mismo sentido, Mejía y González (1996) hacen un análisis sobre la PPC entre México y Estados Unidos para el periodo 1940-1994, donde aplican pruebas de raíz unitaria y análisis de cointegración, generando 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 70 años, perturbados por una serie de eventos tanto internos como externos, en y alrededor de 1981. Siguiendo esta misma idea de permitir cambio estructural en las pruebas, Galindo y Catalán (2003) encuentran evidencia de que la PPC se mantiene 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.

Analizando la PPC y el tipo de cambio real, Arne (2005) demuestra en su investigación 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 embargo, una prueba de la versión sencilla de la PPC no se mantiene.

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 consideran la presencia de cambios estructurales, a pesar de los eventos económicos y políticos importantes en la década de los ochenta y noventa en México.





## 2.2. Sobre el efecto HBS

Una contribución importante hacia la explicación de la desviación de largo plazo de la PPC ha sido señalada por Harrod (1933), Balassa (1964) y Samuelson (1964). El progreso tecnológico ha sido históricamente más rápido en el sector de bienes comerciables que en el sector de bienes no comerciables (puede ser que dicho progreso esté orientado a la innovación en la producción de bienes agrícolas o manufactureros) y, que la desviación de la productividad de los bienes comerciables sea más pronunciada en países de ingresos altos, dando lugar a que los niveles de los índices de precios al consumidor tiendan a ser más altos en países desarrollados. Esto se explica en el sentido, de que la productividad en el sector de bienes comerciables empuja hacia arriba los salarios de toda la economía, sin embargo, el sector de los bienes no comerciables sólo será capaz de alcanzar esos salarios más altos junto con un aumento en los precios relativos de los bienes no comerciables.

Estos autores argumentan que los países desarrollados tienden a tener más altos niveles de precios que los países pobres. Esto debido a que los países desarrollados tienen más altos niveles absolutos de productividad que los países pobres y, relativamente, son más productivos en el sector de bienes comerciables. Los bienes no comerciables tienden a ser más intensivos en servicios, generando menos oportunidades para establecer una superioridad tecnológica. Sin embargo, Officer (1982) señala que en un país tecnológicamente inferior, la educación y el cuidado médico pueden ser superficialmente más baratos que en un país avanzado, pero realmente sería más caro cuando se tomen en cuenta las

diferencias en la calidad de los servicios. De esta manera, se daría una justificación a una afirmación opuesta al efecto HBS, en el sentido de que la PPC sobrevalúa el valor de equilibrio de la moneda del país tecnológicamente avanzado.

Algunas investigaciones como las de De Gregorio *et al.* (1994) y Canzoneri *et al.* (1999), muestran que sus resultados fueron consistentes con las predicciones del efecto HBS, en donde ambos estudios confirmaron la asociación positiva entre el precio relativo y la productividad relativa (ambos medidos entre los sectores comerciables y no comerciables). En un estudio para nueve economías de Asia-Pacífico con datos de series de productividad sectorial, Chinn (2000) encuentra evidencia a favor de la hipótesis Balassa-Samuelson en cinco de los nueve países de la muestra, resultados que pudieron haber sido afectados por el periodo corto de muestra que tomaron los autores.

Nenna (2001) analiza la convergencia de los precios entre las ciudades de Italia para un periodo que va de 1947 al 2000. Encuentra que hay una reversión a la media de los precios relativos, pero a una tasa muy lenta que puede ser explicada, por un lado, por los impedimentos al arbitraje debido a los costos de transporte y, por el otro, también debido al efecto HBS al interior del país.

Por su parte, Lotian y Taylor (2003) examinan el efecto HBS en un contexto no lineal, utilizando series de datos largas y aproximando el efecto HBS a través de los diferenciales del producto per capita relativo nacional. Ellos encuentran evidencia significativa del efecto HBS. Sin embargo, el efecto HBS no siempre se cumple. Algunas veces está presente cuando los incrementos de la productividad han sido principalmente concentrados en el sector comerciable, mientras que su

ausencia probablemente se dará en periodos donde incrementos en la productividad sean principalmente concentrados en el sector no comerciable (Harberger, 2003).

En este mismo sentido, MacDonald y Ricci (2005) observaron que un incremento en la productividad y competencia en el mercado del producto del sector de distribución (considerado como un bien no comerciable) con respecto a los países extranjeros, conduce a una apreciación del tipo de cambio real en el largo plazo, similar a lo que hace un incremento relativo en la productividad interna de los bienes comerciables. Lee y Keung (2006) demuestran que una mayor productividad del trabajo tiende a apreciar el tipo de cambio real, lo cual es consistente con la versión tradicional. Sin embargo, también encuentran que el efecto positivo de la productividad es transmitido a través del precio relativo entre bienes comerciables, más que a través del precio relativo entre comerciables y no comerciables.

Por su parte, Thomas y King (2008) analizan los mismos datos de los países y el modelo que Chinn (2000) utilizó, pero con un periodo más grande, sus resultados muestran el mismo nivel de evidencia de la hipótesis Balassa-Samuelson, es decir, para aproximadamente la mitad de los países si hay evidencia a favor de la hipótesis y para la otra mitad no. Sin embargo, estos resultados mejoran relativamente con una aproximación menos restrictiva de supuestos.

De acuerdo con Alonso *et al.* (2008) el efecto HBS es especialmente relevante, para países que se encuentran en vías de desarrollo, donde su crecimiento económico se basa en sectores industriales y en la producción de

materias primas, y presentan incrementos constantes en la productividad de los sectores comerciables relativos a los no comerciables y, por consiguiente, se generan apreciaciones del tipo de cambio real. Sonora y Tica (2009) investigan el efecto HBS para once países en transición de Europa Oriental, encontrando resultados favorables del efecto HBS sólo para Bulgaria, Croacia, Hungría y Polonia, para el caso univariable. Sin embargo, utilizando una prueba de cointegración con datos panel, los resultados indican fuerte evidencia estadística del efecto HBS dentro de los países y entre países.

Aunque muchos economistas argumentarían que el efecto HBS debería estar presente en un determinado grado y, además, que puede ser otro factor real importante que afecte el tipo de cambio real de equilibrio, la evidencia empírica sobre el efecto HBS sigue siendo completamente mezclada y, por lo tanto, no se ha llegado a resultados concluyentes.

### **3. Modelos econométricos**

En la realización de este ensayo se utilizan las herramientas econométricas de pruebas de raíz unitaria univariable, análisis de causalidad y análisis de convergencia de precios, en donde para cada caso se incorporan cambios estructurales. Así como también la aplicación de un modelo de cambio estructural múltiple.

### 3.1. Pruebas de raíz unitaria con y sin cambio estructural

#### Concepto de cambio estructural

En la extensa literatura sobre cambio estructural, no se ha dado aún una definición exacta sobre este problema. Sin embargo, cambio estructural o inestabilidad estructural ha sido interpretada comúnmente como cambios en los parámetros de regresión (Maddala y Kim, 1998). La estabilidad de los parámetros del modelo de regresión es una de las hipótesis básicas en econometría, la cual es necesaria para la predicción y la inferencia econométrica. De acuerdo con Pulido (2001) existen al menos dos motivos para que la hipótesis de estabilidad estructural pueda ser rechazada: a) un cambio de régimen, y b) una mala especificación del modelo.

Para abordar el cambio estructural, es necesaria la determinación de su existencia y su ubicación temporal en un modelo de regresión. De acuerdo con Hansen (2001) se puede analizar esta cuestión en un modelo dinámico simple, el modelo autorregresivo de primer orden,  $AR(1)$ :

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$$\sum_{t=1}^n e_t^2 / (n - k) = \sigma^2 \quad (3)$$

Donde para la ecuación (2),  $Y_t$  una serie de tiempo,  $Y_{t-1}$  representa la misma serie de tiempo pero rezagada un periodo en el tiempo,  $e_t$  es el término de error no

correlacionado serialmente. La ecuación (3) representa la fórmula para estimar la varianza, donde la parte del numerador es la suma de los errores al cuadrado y el denominador son los grados de libertad (para más detalles ver a Gujarati, 2004). Cuando cualquiera o todos los parámetros del modelo han cambiado en algún periodo de la muestra, se dice que un cambio estructural ha ocurrido. Si el parámetro autorregresivo ( $\rho$ ) cambia, indica que la variable de estudio, ha cambiado en su correlación serial. Cuando el intercepto ( $\alpha$ ) cambia, revela que la media de la variable ha tenido un cambio estructural a través de la relación  $E(y_t) = \mu = \alpha / (1 - \rho)$ . Y finalmente, los cambios en la varianza ( $\sigma^2$ ) son producto de alteraciones en la volatilidad de la variable.

De acuerdo con la crítica de Lucas (1976), en el contexto de modelos de evaluación de la política económica, no es correcto suponer que los parámetros de los modelos de regresión permanezcan constantes ante cambios en regímenes de política. Los agentes económicos toman en cuenta toda la información disponible (incluyendo cambios en la política) al momento de tomar sus decisiones, por lo que no se debe esperar las mismas respuestas marginales de un cambio en un instrumento de política ante regímenes de política distintos.

En esta investigación es importante señalar que para identificar los cambios estructurales que han afectado a la estructura de la economía mexicana, y que se reflejan en el comportamiento de sus variables económicas, se recurre a modelos de regresión lineal y a la incorporación de variables *dummy* (ver por ejemplo a: Sonora, 2009; Narayan *et al.*, 2009) para determinar endógenamente los cambios

estructurales en las variables que se pretenden analizar en esta investigación, como son: los precios, el tipo de cambio nominal y el tipo de cambio real.

### **Pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural**

En el análisis de series de tiempo es posible encontrar tanto a series estacionarias como no estacionarias, y problemas de regresión espuria debido a la presencia de estas últimas. Esto en el sentido de que la regresión de un “paseo” aleatorio<sup>2</sup> sobre otro, puede resultar una relación estadísticamente significativa, aunque sean dos series independientes (Granger y Newbold, 1974). Cuando las series son dependientes en relación a sus tendencias temporales la no estacionariedad puede resolverse introduciendo tendencias determinísticas<sup>3</sup> en el modelo de regresión.

Un proceso  $I(0)$  representa una serie de tiempo estacionaria<sup>4</sup>. Si una serie es diferenciada una vez para que sea estacionaria, entonces la serie en niveles es integrada de orden 1,  $I(1)$ . De la misma manera, si una serie debe ser diferenciada dos veces para que sea estacionaria, se dice que la serie en niveles es integrada de orden 2,  $I(2)$ . En general si una serie debe ser diferenciada  $d$  veces para que sea estacionaria, se dice que ésta es integrada de orden  $d$ ,  $I(d)$ .

---

<sup>2</sup> 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.

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

<sup>4</sup> Se está hablando de estacionariedad débil.



Una serie  $I(0)$  tiene media y varianza constante en el tiempo, y el valor de su covarianza entre dos periodos no depende del tiempo en el que se ha estimado, sino de la distancia entre esos dos periodos de tiempo (Gujarati, 2004). Esto significa que una serie estacionaria tiende a regresar a su media o a su valor de equilibrio cuando se ha desviado de él. Una serie  $I(1)$  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 *shock* es lo suficientemente lejano. En las series con raíz unitaria, cualquier *shock* pasado y presente son importantes, así que las medidas no anticipadas de política económica del pasado afectan a la evolución presente y futura de la variable (Dickey *et al.* 1986; Noriega, 1993; citados por Suriñach, 1995).

De acuerdo con Greene (1999) una serie  $I(1)$  se caracteriza por tener un crecimiento constante y se presenta en la mayoría de los flujos y *stocks* macroeconómicos que tienen relación con el tamaño de la población. Una serie  $I(2)$  presenta un crecimiento a una tasa creciente, y una serie  $I(3)$  o de grado mayor rara vez se presenta.

Para una prueba formal de raíz unitaria, se sigue la metodología empleada por Dickey y Fuller (1979, DF) quien considera un proceso autorregresivo de orden 1,  $AR(1)$ , como sigue:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Con el supuesto de que  $u_t$  es ruido blanco<sup>5</sup>. Bajo la hipótesis nula,  $H_0 : \rho = 1$ ,  $y_t$  es una variable no estacionaria (caminata aleatoria con deriva) y la alternativa,  $H_1 : \rho < 1$ ,  $y_t$  es una variable estacionaria. El modelo (4) puede expresarse en forma alternativa de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Donde  $\gamma = (\rho - 1)$ , y  $\Delta$  es el operador de la primera diferencia. De esta manera,  $\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$ , la hipótesis nula es que  $\gamma = 0$  y la alternativa es que  $\gamma < 0$ .

Cuando existe una raíz unitaria, los contrastes de significancia estadística basados en las pruebas *t-Student* y *F*, no son válidos<sup>6</sup>, razón por la cual, la prueba se debe contrastar con los valores críticos tabulados en Dickey y Fuller (1979) o en Mackinnon (1996). En general, la prueba DF se puede aplicar a los siguientes modelos:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

---

<sup>5</sup> Un término de error que sigue los supuestos clásicos de: media cero, varianza constante y no autocorrelación, es conocido como ruido blanco.

<sup>6</sup> La presencia de raíz unitaria,  $\gamma = 0$ , ocasiona que las distribución de estos estadísticos se base en procesos de Weiner.

Es importante señalar que incluir regresores irrelevantes en el modelo reduce el poder de la prueba, y se puede aceptar la presencia de una raíz unitaria, cuando no exista. Por consiguiente, para la selección del modelo adecuado en la aplicación de la prueba de raíz unitaria, el principio general es elegir una especificación que sea de acuerdo a la descripción de los datos (Hamilton, 1994). Se debe incluir en la prueba, la constante y la tendencia si la serie muestra alguna tendencia (determinística o estocástica<sup>7</sup>). Cuando el comportamiento de la serie no refleja alguna tendencia y su media es diferente de cero, se debe incorporar sólo la constante. No se debe de incluir la constante y la tendencia si la serie fluctúa alrededor de una media igual a cero.

Si el término de error ( $u_t$ ) está autocorrelacionado, según Dickey y Fuller (1981, DFA) se deben incluir términos en diferencia rezagados en cualquiera de los modelos anteriores que se aplique. Siguiendo al modelo (9), se modifica de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \lambda \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + u_t \quad (10)$$

Donde el número de rezagos debe ser suficiente, de tal manera que el término de error sea aproximadamente ruido blanco. El estadístico de la prueba DFA posee la misma distribución asintótica que en DF, por lo que pueden utilizarse los mismos valores críticos.

---

<sup>7</sup> Se dice que un proceso tiene tendencia estocástica si la varianza es función del tiempo.

Otra metodología alternativa fue propuesta por Phillips y Perron (1988, PP), quienes sugirieron la realización de una corrección no paramétrica de DF para hacerla compatible con la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en los residuos. La prueba bajo la metodología de PP es el proceso AR(1):

$$\Delta y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Bajo la hipótesis nula,  $H_0 : \phi = 0$ ,  $y_t$  es una variable no estacionaria (caminata aleatoria con deriva), y la alternativa,  $H_1 : \phi < 0$ ,  $y_t$  es una variable estacionaria.

En la bibliografía econométrica existen varias pruebas de raíz unitaria. Dos de ellas son la DF ó DFA y la PP mencionadas anteriormente. Otras pruebas que existen son la prueba Dickey-Fuller con GLS *detrended* (DF-GLS) sugerida por Elliot *et al.* (1996), la prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) propuesta por Kwiatkowski *et al.* (1992) y la prueba Elliot, Rothenberg y Stock Point Optimal (ERS) sugerida por Elliott *et al.* (1996) y la de Ng y Perron (2001). Donde para la primera, tercera y cuarta prueba se plantea la hipótesis nula de que existe raíz unitaria en la serie y la alternativa de que la serie es estacionaria. Por su parte, la KPSS plantea una hipótesis nula de que la serie es estacionaria y la alternativa de que la series tiene raíz unitaria. Sin embargo, 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.

### **Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural**

Siguiendo a Benerjee, Lazarova y Urga (2003), en las décadas de los sesenta y setenta se pensaba que las series de tiempo de las variables macroeconómicas estaban compuestas de una tendencia y un ciclo, y que los ciclos económicos eran desviaciones de una tendencia secular. De esta manera, se creía que la tendencia era determinística y a menudo lineal, mientras que las posibles desviaciones de ella se consideraban estacionarias y, por consiguiente, transitorias.

La cuestión de si las variables macroeconómicas pueden ser caracterizadas por raíces unitarias ha sido el objeto de considerables investigaciones. Nelson y Plosser (1982) en un estudio citado ampliamente, fueron los primeros en señalar que el componente secular no necesita ser modelado por una tendencia determinística, y que debería ser considerada la posible naturaleza estocástica. La tendencia podía ser caracterizada como una caminata aleatoria, es decir, se movería por *shocks* aleatorios y permanecería ahí en el nuevo nivel hasta que fuera perturbado por otro *shock* aleatorio. Ellos examinaron varias series de tiempo de Estados Unidos y mostraron que la hipótesis nula de raíz unitaria no pudo ser rechazada para la mayoría de las variables macroeconómicas. Sin embargo, una razón plausible para no rechazar la hipótesis nula, es la mala

especificación de los componentes deterministas incluidos como regresores en la función tendencia.

Rappoport y Reichlin (1989) y Perron (1989) señalaron que la mayoría de los *shocks* sobre las variables económicas pueden ser transitorios y que pocos eventos tienen efectos permanentes. Demostraron 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.

Perron (1989) desarrolló una prueba de raíz unitaria, la cual extiende el procedimiento estándar de Dickey-Fuller (1981) adicionando variables *dummy* para diferentes interceptos y pendientes. Mostró que permitiendo un sólo cambio en el intercepto después del año 1929 o en la pendiente después del año 1973 de la función tendencia, la mayoría de las variables macroeconómicas son estacionarias, tratando el cambio estructural como conocido *a priori*. Perron reexaminó el conjunto de datos de Nelson-Plosser (1982) y fue capaz de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en 11 de las 14 series.

Sin embargo, los resultados de Perron (1989) también fueron criticados por varios autores, argumentando que las conclusiones de Perron cambiarían si el punto de rompimiento fuera determinado endógenamente. De esta manera, la siguiente literatura reservó parcialmente estas conclusiones de Perron y extendió el problema de cambio estructural a otras áreas como en la cointegración y estacionalidad.

Las pruebas fueron ampliadas por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), Christiano (1992), Zivot y Andrews (1992) 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. Estos últimos autores, utilizando los datos de Nelson-Plosser encontraron menos evidencia en contra de la raíz unitaria que la encontrada por Perron (1989).

Perron (1997) extendió el periodo de muestra de estudio y trató el cambio estructural como desconocido, confirmando la mayoría de los rechazos de su trabajo anterior. Asimismo, consideró dos métodos para seleccionar el punto de rompimiento. Sin embargo, las pruebas de Zivot y Andrews (1992) y Perron (1997) 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 este mismo sentido, Kim y Perron (2009) desarrollan una prueba de raíz unitaria que permite un cambio estructural en la función tendencia en un periodo de tiempo desconocido. Este cambio estructural se incorpora bajo la hipótesis nula y la 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). Sin embargo, 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. Similarmente, la hipótesis alternativa no necesariamente implica tendencia estacionaria con cambios estructurales sino una raíz unitaria con cambios estructurales.

Trabajos donde se propone 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 es en Lee y Strazicich (2003, 2004). Estos autores 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 este 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 que 2 pero menos que el número máximo permitido en modelos de series de tiempo univariantes. Sin embargo, ambos trabajos pueden tener el mismo problema del rechazo espurio comentado anteriormente, razón por la cual en esta investigación se aplica la metodología de Lee y Strazicich (2003 y 2004) que se describe a continuación.



### Modelo de Lee y Strazicich (2004, LS1) que permite un cambio estructural

De acuerdo con Lee y Strazicich (2004), se considera el siguiente pgd:

$$y_t = \delta' Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Donde  $Z_t$  contiene variables exógenas. La hipótesis nula de raíz unitaria se representa por el parámetro  $\beta = 1$ . Si  $Z_t = [1, t]$ , entonces pgd es equivalente al de la prueba de raíz unitaria LM (*Lagrange Multiplier*) de Schmidt y Phillips (1992, SP). Lee y Strazicich (2004) consideran para la prueba solamente el Modelo “*Crash*”, que permite un cambio estructural en el intercepto y el Modelo “*Mixed*” que permite un cambio estructural en el intercepto y la pendiente, ya que la mayoría de las series de tiempo económicas se describen adecuadamente con estos dos modelos. Para el caso del primer modelo  $Z_t = [1, t, D_t]$ , donde  $D_t = 1$  para  $t \geq T_B + 1$ , y 0 de otra forma,  $T_B$  es el periodo de tiempo del cambio estructural y  $\delta' = (\delta_1, \delta_2, \delta_3)$ . Para el Modelo “*Mixed*”, que permite un cambio estructural en el intercepto y pendiente de la tendencia bajo la hipótesis alternativa  $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]$ , donde  $DT_t = t - T_B$  para  $t \geq T_B + 1$ , y 0 de otra forma. El pgd incorpora el cambio estructural bajo la hipótesis nula y alternativa, y se determina endógenamente.

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

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (13)$$

Donde  $\tilde{S}_t = y_t - \hat{\varphi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ ,  $t = 2, \dots, T$ ;  $\tilde{\delta}$  son los coeficientes de la regresión de  $\Delta y_t$  sobre  $\Delta Z_t$ ; y  $\hat{\varphi}_x$  es el *maximum likelihood estimation (MLE)* restringido de  $\varphi_x (= \varphi + X_0)$  dado por  $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ . Es importante considerar que la prueba de regresión (13) toma en cuenta a  $\Delta Z_t$  en lugar de  $Z_t$ . Por lo tanto,  $\Delta Z_t$  es descrita por  $[1, B_t]$  en el Modelo "Crash" y  $[1, B_t, D_t]$  en el Modelo "Mixed", donde  $B_t = \Delta D_t$  y  $D_t = \Delta DT_t$ . De esta manera,  $B_t$  y  $D_t$  corresponden a un cambio en el intercepto y en la tendencia bajo la hipótesis alternativa. 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 (13) como en la prueba de DFA estándar.

### **Modelo de Lee y Strazicich (2003, LS2) que permite dos cambios estructurales**

De acuerdo con Lee y Strazicich (2003), se considera el siguiente pgd:

$$y_t = \delta' Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Donde  $Z_t$  contiene variables exógenas y  $\varepsilon_t$  es *iid*  $N(0, \sigma^2)$ . Para esta prueba, en el Modelo “*Crash*” se permiten dos cambios estructurales en el nivel y en el Modelo “*Mixed*” se permiten 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 de tiempo del cambio estructural. Para el Modelo “*Mixed*”, que permite dos cambios estructurales en el intercepto y la pendiente de la tendencia,  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ , 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 y la alternativa, y se determinan endógenamente.

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

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (15)$$

Donde  $\tilde{S}_t = y_t - \bar{\varphi}_x - Z_t \tilde{\delta}, t = 2, \dots, T$ ;  $\tilde{\delta}$  son los coeficientes de la regresión de  $\Delta y_t$  sobre  $\Delta Z_t$ ; y  $\bar{\varphi}_x$  es 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 (15) como en la prueba de DFA estándar.

### 3.2. Pruebas de causalidad

La hipótesis de la PPC no establece claramente la dirección de causalidad entre el tipo de cambio y los precios relativos. De esta manera, es posible que exista causalidad en ambos sentidos. De acuerdo con Isard (1995), la dirección de la causalidad entre el tipo de cambio y precios relativos puede ser en ambas direcciones, ya que la teoría de la PPC no señala la dirección de causalidad hacia una dirección u otra, sino la relación entre dos variables endógenas. Para analizar la causalidad entre estas variables, en esta investigación, se utilizan las pruebas de Granger (1969) y la de Toda y Yamamoto (1995) con el objetivo de encontrar resultados más robustos, en lugar de utilizar solamente la prueba de Granger. Para el caso de la causalidad de Granger, el procedimiento es el siguiente:

$$P_t = a_0 + a_1 P_{t-1} + \dots + a_n P_{t-n} + b_1 E_{t-1} + \dots + b_m E_{t-m} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$E_t = c_0 + c_1 E_{t-1} + \dots + c_n E_{t-n} + d_1 P_{t-1} + \dots + d_m P_{t-m} + \eta_t \quad (17)$$

Donde:  $E_t$  y  $P_t$  son el tipo de cambio nominal y los precios relativos, respectivamente, consideradas como series de tiempo estacionarias y expresadas en logaritmos naturales. Los coeficientes a estimar son  $a_0$  hasta  $a_n$ ,  $b_1$  hasta  $b_m$ ,  $c_0$  hasta  $c_n$  y  $d_1$  hasta  $d_m$ .  $\varepsilon_t$  y  $\eta_t$  son los términos de errores no correlacionados de cada ecuación. Se plantean las dos hipótesis siguientes:

**Hipótesis 1.** Si los coeficientes estimados (de la ecuación 16) sobre  $E$  rezagada son estadísticamente iguales a cero, entonces se dice que  $E$  no causa a  $P$ . De lo contrario,  $E$  sí causa a  $P$ .

**Hipótesis 2.** Si los coeficientes estimados (de la ecuación 17) sobre  $P$  rezagada son estadísticamente iguales a cero, entonces se dice que  $P$  no causa a  $E$ . De lo contrario,  $P$  sí causa a  $E$ .

Es posible encontrar cuatro resultados de acuerdo con Granger (1969):

- Causalidad unidireccional de  $E$  a  $P$  si **la hipótesis 1** es rechazada y la **hipótesis 2** es aceptada.
- Causalidad unidireccional de  $P$  a  $E$  si **la hipótesis 2** es rechazada y la **hipótesis 1** es aceptada.
- Retroalimentación o causalidad bidireccional si **la hipótesis 1** y **la hipótesis 2** son rechazadas.
- Finalmente,  $P$  y  $E$  son independientes cuando ambas hipótesis no pueden ser rechazadas.

Toda y Yamamoto (1995) proponen una aproximación para evaluar la relación de causalidad independientemente del orden de integración y/o el rango de cointegración en el sistema de vectores autorregresivos (VAR) estimado a través del sistema SUR (*seemingly unrelated regressions*), es decir, esta prueba es robusta a las propiedades de integración y cointegración. El procedimiento utiliza la prueba estadística modificada *Wald* (*MWald*) para la restricción de los

parámetros en el VAR ( $k$ ), donde  $k$  es el orden de los rezagos del sistema. El estadístico *MWald* tiene una distribución asintótica Chi-cuadrada cuando el VAR ( $k+dmax$ ) es estimado (donde  $dmax$  es el máximo orden que se espera que pueda ocurrir en el sistema).

La prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995) consiste en plantear el siguiente modelo (véase a Rambaldi y Doran, 1996; Zapata y Rambaldi, 1997):

$$P_t = a + \sum_{i=1}^k a_i P_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} b_j P_{t-j} + \sum_{i=1}^k c_i E_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} d_j E_{t-j} + e_{1t} \quad (18)$$

$$E_t = f + \sum_{i=1}^k g_i E_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} h_j E_{t-j} + \sum_{i=1}^k m_i P_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} n_j P_{t-j} + e_{2t} \quad (19)$$

Donde:  $P_t$  y  $E_t$  representan los precios relativos y el tipo de cambio (ambas variables expresadas en logaritmos naturales), respectivamente,  $e_{1t}$  y  $e_{2t}$  son los errores ruido blanco con media cero, varianza constante y no autocorrelación. La causalidad en el sentido de Granger va de  $E_t$  a  $P_t$  si  $c_i \neq 0 \quad \forall i$  en la ecuación (18). De igual forma, para la ecuación (19) la causalidad en el sentido de Granger va de  $P_t$  a  $E_t$  si  $m_i \neq 0 \quad \forall i$ .

### 3.3. Modelo de cambio estructural múltiple

Considere el siguiente modelo de regresión lineal con  $m$  breaks ( $m+1$  regimes), donde todos los coeficientes son sujetos a cambio:

$$y_t = z_t' \delta_j + u_t \quad (t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j) \quad (20)$$

Para  $j = 1, \dots, m+1$ ,  $T_0 = 0$  y  $T_{m+1} = T$ . En este caso,  $y_t$  es la variable dependiente observada,  $z_t (q \times 1)$  es un vector de variables explicativas,  $\delta_j (j = 1, \dots, m+1)$  es el vector de coeficientes correspondientes y  $u_t$  es el término de error. El parámetro  $m$  indica el número de cambios estructurales. Los puntos de cambio estructural  $(T_1, \dots, T_m)$  se determinan endógenamente en función de los datos. El método de estimación es a través del principio de mínimos cuadrados propuesto por Bai y Perron (1998). Para cada partición  $m (T_1, \dots, T_m)$ , denotada  $\{T_j\}$ , la estimación por mínimos cuadrados de  $\delta_j$  es obtenida por la minimización de la suma de los residuales al cuadrado  $\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - z_t' \delta_i]^2$  bajo la restricción de que  $\delta_i \neq \delta_{i+1}$  ( $1 \leq i \leq m$ ). Sea  $\hat{\delta}[\{T_j\}]$  la estimación resultante. Sustituyéndola en la función objetivo y denotando la suma de residuales al cuadrado resultante como  $S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ , los puntos de cambio estructural estimados  $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$  son tales que,

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m), \quad (21)$$

Donde la minimización se toma sobre todas las particiones  $(T_1, \dots, T_m)$  tales que  $T_i - T_{i-1} \geq q$ . De esta manera, los estimadores del cambio estructural son los mínimos globales de la función objetivo. Finalmente, la estimación de parámetros

de regresión son los asociados con los mínimos cuadrados en la partición  $m \{T_j\}$  estimada, i.e.  $\hat{\delta} = \hat{\delta}[\{T_j\}]$ .

En esta investigación se desarrollan modelos  $AR(k)$  para cada una de las variables de estudio (tipo de cambio real trimestral y anual). Se considera como valor máximo de  $k_{\max}$ , 8. Para ello se siguió la metodología de Ng y Perron (1995). Primero se estima un proceso  $AR(k)$  usando el valor máximo sobre  $k$  y si el último rezago incluido es significativo, entonces la elección de  $k$  es  $k_{\max}$ . Si el rezago no es significativo, entonces  $k$  se reduce por uno. Este proceso continua hasta que el último rezago llega a ser significativo o  $k = 0$ . La significancia de los rezagos se evalúa usando el valor crítico del 10 por ciento sobre la distribución normal estándar. Para seleccionar el número de cambios estructurales se utilizó el *Bayesian Information Criterion, BIC*, sugerido por Yao (1988). El número de cambios estructurales estimados  $\hat{m}$  se determina por minimizar el criterio de información mencionado anteriormente, dado  $M = 5$ , que es el número máximo posible para  $m$ .

En resumen, en la presente investigación se aplican las pruebas de raíz unitaria con un cambio estructural de Lee y Strazicich (2004), la de Lee y Strazicich (2003) para dos cambios estructurales. También se aplican la metodología de Bai y Perron (1998 y 2003) para el análisis de cambio estructural múltiple, la pruebas de causalidad de Granger (1969) y Toda y Yamamoto (1995).

De acuerdo con los estudios existentes, a excepción de la causalidad de Granger (1969) estas pruebas no se han utilizado para el caso de México. En este sentido, este ensayo pretende contribuir con evidencia empírica al debate que



existe sobre la PPC, efecto HBS, causalidad entre el tipo de cambio y los precios relativos.

#### **4. Estimación de resultados para el caso de México**

En esta sección primeramente se analiza el tipo de cambio real y los regímenes cambiarios de 1954 al 2010. Posteriormente, se estiman y analizan los resultados de la PPC, la tasa de convergencia, la relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios relativos y el efecto HBS.

##### **4.1. Análisis del tipo de cambio real y los regímenes cambiarios de 1954 a 2010**

Como ya se mencionó en las primeras secciones, las pruebas de raíz unitaria pueden utilizarse para analizar el cumplimiento de la PPC a través del tipo de cambio real. Definiéndolo en términos del logaritmo natural, el tipo de cambio real sería  $r = p^* + e - p$ , donde, para esta investigación,  $p^*$  es el Índice de Nacional de Precios al Consumidor en Estados Unidos,  $p$  es el Índice de Nacional de Precios al Consumidor en México<sup>8</sup> y  $e$  es el tipo de cambio nominal. Para ello, se iniciará con el cálculo del tipo de cambio real entre México y Estados Unidos con una

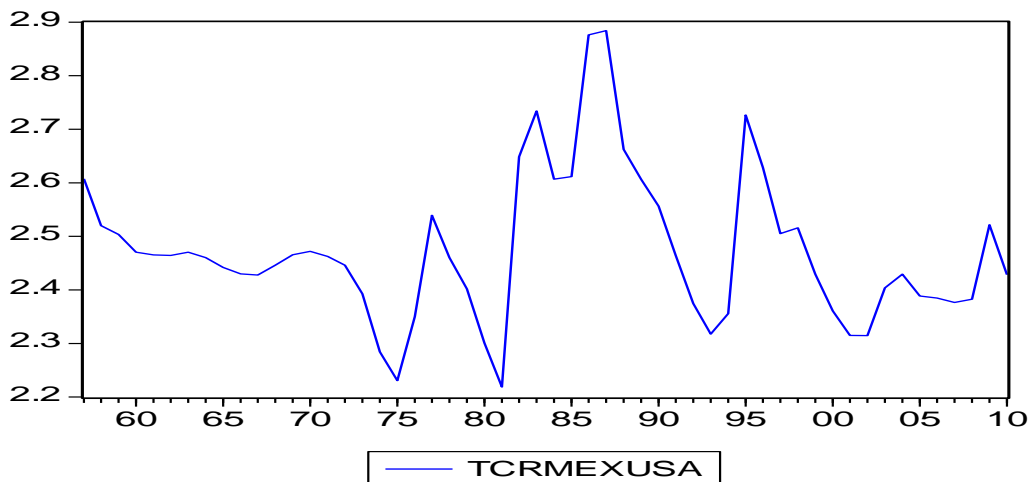
---

<sup>8</sup> El Índice de 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 un seguimiento de 170 mil productos específicos que son agrupados (en bienes y servicios homogéneos aproximadamente) para formar 315 genéricos con un peso distintito en la conformación del índice. En base a la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH), 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).

periodicidad trimestral y anual. La fuente de los datos es el *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional.

En la gráfica 1 se presenta el tipo de cambio real anual entre México y Estados Unidos. Como se observa, es una serie que muestra fuertes altibajos, indicando la posible presencia de cambios estructurales alrededor de los periodos de crisis como la del 76, 82, 87 y 94-95.

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

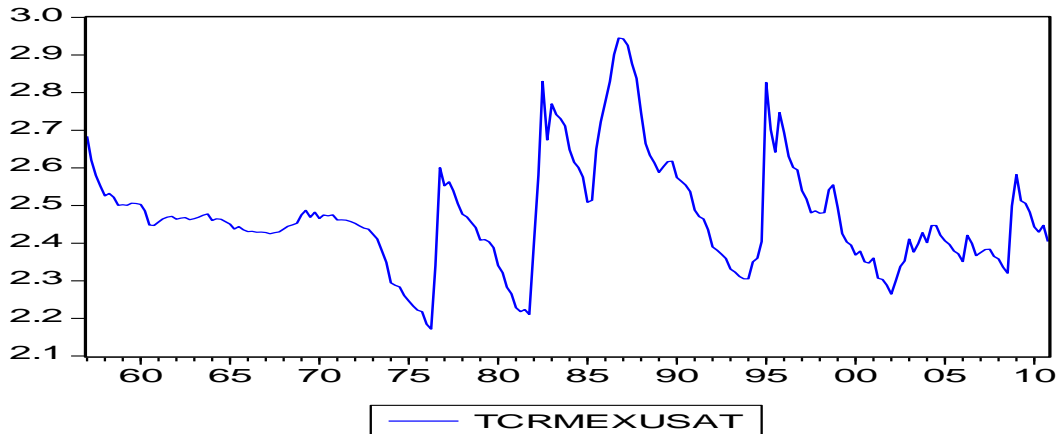


Fuente: elaboración propia con base a *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. Año base 2005. TCRMEXUSA indica el tipo de cambio real anual pesos dólar en logaritmos naturales.

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 brincos que pueden indicar cambios estructurales en las series. En términos de la teoría de la PPC, ambas gráficas no presentan 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, 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)**



Fuente: elaboración propia con base a *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. Año base 2005. TCRMEXUSAT indica el tipo de cambio real trimestral pesos dólar en logaritmos naturales.

En la actualidad, el objetivo principal del Banco de México es la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda nacional, debido a que una inflación baja y predecible puede contribuir al ahorro, la inversión, al crecimiento de la actividad económica y a la creación de empleos. Analizando la inflación semestral y anual de México, se aprecian los altos niveles inflacionarios a finales de la década de los ochenta, reflejando las fuertes perturbaciones que sufrió el país en ese periodo, alcanzando una inflación promedio anual del 18% para todo el periodo (gráfica A.1 y A.2, anexo).

En el caso contrario, la inflación de los Estados Unidos fue mucho menor como se muestra en las gráficas A.3 y A.4 (ver anexo). El comportamiento de la inflación fue estable, con un ligero crecimiento a finales de la década de los

setenta. La tasa de crecimiento promedio anual para todo el periodo fue alrededor del 4% anual, muy inferior a la inflación promedio registrada en México para ese periodo.

Utilizando el modelo de cambio estructural múltiple de Bai y Perron (1998, 2003) se estimaron los mejores cambios estructurales que presentan las series de tipo de cambio real trimestral y anual (cuadro 1).

**Cuadro 1**  
**Metodología de Bai y Perron (1998, 2003)<sup>9</sup>**

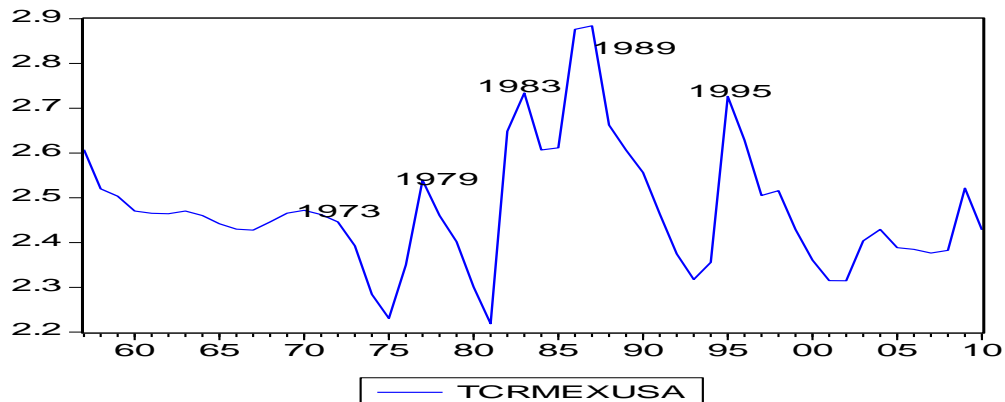
Estimador	$\hat{T}_1$	$\hat{T}_2$	$\hat{T}_3$	$\hat{T}_4$	$\hat{T}_5$
TCRT	1958:02	1981:04	1983:02	1994:03	1995:04
TCRA	1973	1979	1983	1989	1995

Estos cambios estructurales estimados también se muestran en las gráficas 3 y 4, los cuales coinciden con eventos importantes que ocurrieron en la economía mexicana en los años 73, 79, 82, 89 y 95. A continuación se explicará más a detalle los regímenes cambiarios aplicados en México desde 1954 a la fecha.

En 1954 se presentaron condiciones desfavorables que se manifestaban en la debilidad internacional del peso, en el desequilibrio de la balanza comercial y balanza de pagos y, por consiguiente, en la pérdida de reservas internacionales. Para corregir lo anterior, se decidió devaluar la moneda nacional y se fijó en 12.50 pesos por dólar el tipo de cambio (Banco de México, 2009).

<sup>9</sup> Los cálculos se realizaron en el programa *RATS 6.0*.

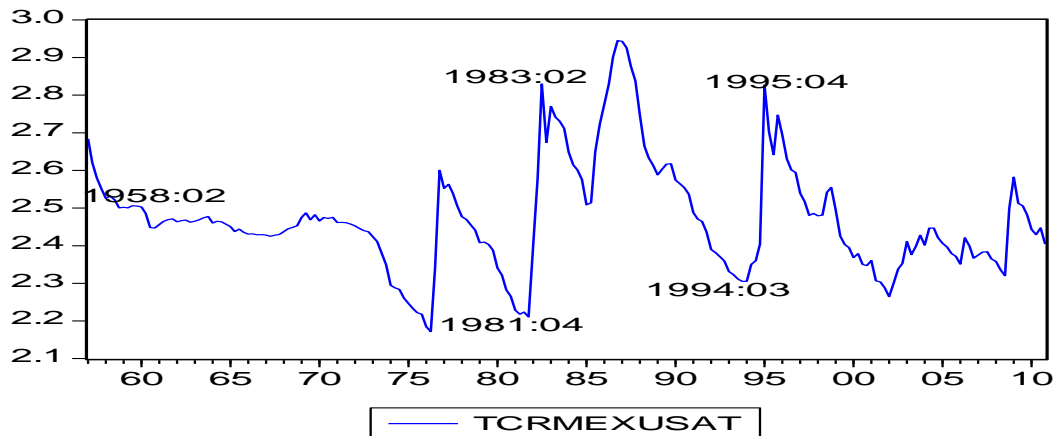
**Gráfica 3**  
**Tipo de cambio real anual (1957-2010)**



Fuente: elaboración propia con base en información del *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. Año base 2005.

Los periodos de 1954 a 1970 y de 1971 a 1976 se conocieron como: el periodo de desarrollo estabilizador y de desarrollo compartido en México, 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, debido al déficit desfavorable creciente de la cuenta corriente (Torres, 1980). El crecimiento de los precios para el caso de México durante este periodo fue del 313%, mientras que para Estados Unidos fue del 112% (cuadro A.1, anexo), dicha desproporción presionó a la balanza de pagos y tornaba insostenible la paridad cambiaria.

**Gráfica 4**  
**Tipo de cambio real trimestral (1957-2010)**



Fuente: elaboración propia con base a *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. Año base 2005.

Esta situación dio lugar a una exagerada dependencia externa en los aspectos comercial, tecnológico y financiero, resultando una fuerte descapitalización del país debido al pago de los servicios del capital extranjero por concepto de interés, dividendos y amortizaciones. Este 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 período tampoco se pudo equilibrar debido a que la política del desarrollo estabilizador incluía no gravar de manera progresiva los altos ingresos. Ambos déficits tanto del sector externo como del sector público fueron financiados mediante préstamos del exterior (públicos y privados) y nacionales (Torres, 1980).

La paridad fija se tuvo que abandonar debido a que 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 al 5 de agosto de 1982 se estableció el sistema de flotación controlada (cuadro A.2, anexo). Sin embargo, ya a finales de este periodo “la mayor inflación interna respecto a la externa, la dependencia de la economía de los ingresos petroleros y la caída del precio del energético, afectaron adversamente las expectativas sobre el nivel futuro del tipo de cambio. Con ello se estimuló la conversión de pesos a dólares, se drenaron las reservas internacionales y, en última instancia, se provocó una nueva macro devaluación en febrero de 1982. Ésta a su vez, y el ajuste salarial en marzo del mismo año añadieron nuevas presiones inflacionarias que, junto con las dificultades que debían ser vencidas para conseguir recursos del exterior, influyeron de nueva cuenta sobre las expectativas. Este 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” (Informe Anual del Banco de México, 1982, p. 129).

El crecimiento de los precios para este periodo en el caso de México fue de 358.13%, mientras que para el caso de los Estados Unidos fue del 69.54% (cuadro A.1, anexo). Dicha desproporción presionó a la balanza de pagos y tornaba insostenible la paridad cambiaria. Debido a todo lo anterior, a partir del 6 al 31 de agosto de 1982 se estableció el sistema de tipo de cambio dual: uno preferencial y otro general. En donde el tipo de cambio preferencial “se fijó en 49.13 pesos por dólar (con un desliz diario de 4 centavos, sin incluir sábados y domingos), se aplicaría a la importación de bienes prioritarios como alimentos, y algunos insumos y bienes de capital requeridos para la actividad productiva.

También se venderían al tipo preferencial los dólares destinados al pago de los intereses de la deuda externa pública y privada, y de las obligaciones del sistema bancario mexicano con el exterior. El tipo de cambio general por otra parte, se determinaría por el libre juego de la oferta y la demanda de divisas, correspondientes a transacciones no comprendidas en el mercado preferencial” (Informe Anual del Banco de México, 1982, p. 129). Sin embargo, este sistema dual generó incertidumbre en relación a la evolución futura del tipo de cambio, por consiguiente, el tipo de cambio en el mercado libre subió debido al aumento de la demanda de dólares, por lo que la autoridad respondió cerrando el mercado de cambios y metales el 12 de agosto, quedando reglamentada la convertibilidad a pesos de los depósitos denominados en moneda extranjera al tipo de cambio vigente de \$69.50 pesos por dólar.

La reapertura del mercado de cambios fue el 19 de agosto e inició la operación de una tercera paridad fijada en 69.50 pesos por dólar que se debía utilizar para liquidar obligaciones denominadas en moneda extranjera conocidas como “mexdólares” (Informe Anual del Banco de México, 1982). Sin embargo, a pesar de todas las medidas mencionadas anteriormente, las presiones especulativas sobre el mercado de tipo de cambio deterioraron las reservas internacionales.

Para protegerlas (ver cuadro A.2, anexo) se decretó el sistema generalizado de cambios (que va del primero de septiembre de 1982 al 19 de diciembre de 1982), en donde se establecieron dos tipos de cambio (uno preferencia y el otro ordinario), y el Banco de México determinaría en qué casos se aplicaría cada uno.



El tipo de cambio preferencial inició en \$50 y terminó en \$70, mientras que el ordinario se mantuvo en \$70.

Sin embargo, el control generalizado de cambios se sustituyó por el control de cambios para el periodo del 20 de diciembre de 1982 al 4 de agosto de 1985 (cuadro A.2, anexo). Los tipos de cambios fueron: a) tipo de cambio controlado, que inició en \$95.05 y terminó en \$281.34 con un desliz de 13 centavos por día que fue aumentando en el transcurso del tiempo (incluidos sábados y domingos); b) tipo de cambio especial, que se estableció en \$70 en un inicio y terminó en \$281.51 con un desliz de 14 centavos diarios que fue cambiando en el tiempo; y c) tipo de cambio libre, se estableció en \$149.25 en un inicio y terminó en \$344.50 con un desliz de 13 centavos diarios que fue aumentando en el tiempo (Banco de México, 2009). El crecimiento de la inflación para el periodo fue de 427.41% para México y de 11.50% para Estados Unidos (cuadro A.1, anexo).

A finales de 1985 se consideraba que la política cambiaria llevaba un rumbo totalmente diferente a los agregados monetarios y las reservas internacionales del país, ya que simplemente se movía de acuerdo a un desliz diario. El nuevo sistema (la flotación regulada, del 5 de agosto de 1985 al 10 de noviembre de 1991) no modificó el de mercado libre (que inició en \$344.50 y terminó en \$3,068.90), pero si sustituyó el de mercado controlado por el tipo de cambio controlado de equilibrio (que inició en \$282.30 y terminó en \$3,073.00) (cuadro A.2, anexo). Para la determinación de este último, el Banco de México y las instituciones de crédito del país realizaban sesiones para recibir posturas de estas últimas sobre los volúmenes de compra y venta de dólares, donde el Banco de México ajustaba el tipo de cambio anunciado hasta que la oferta y la demanda

estuvieran en equilibrio (Bando de México, 2009). El crecimiento de los precios para este periodo en el caso de México fue de 1,623.77%, mientras que para Estados Unidos fue de sólo 26.57% (cuadro A.1, anexo).

A partir del 11 de noviembre de 1991 al 21 de diciembre de 1994 se adoptó el régimen de bandas cambiarias con un desliz controlado (inició con \$3,074.03 y terminó en N\$3.9970, en donde N = nuevos pesos equivalentes a 1 por mil de los viejos), con el objeto de incentivar a los exportadores y a las empresas maquiladoras se unificaron los dos tipos de cambio: el libre y el controlado (cuadro A.2, anexo). Este esquema pretendía dejar flotar el tipo de cambio dentro de una banda que se ensanchaba diariamente (Banco de México, 2009). En este periodo los programas de control de inflación empezaron a rendir frutos y la diferencia en el crecimiento de los precios entre ambos países se redujo bastante. Para el caso de México, el crecimiento de los precios fue del 35.60%, mientras que para el caso de Estados Unidos fue de 8.83% (cuadro A. 1, anexo).

En el periodo de 1987 a 1994 las autoridades utilizaban la política de tipo de cambio como ancla nominal, donde 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).

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 y 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, p. 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 en 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, p. 336).

En una economía abierta como la mexicana el mercado financiero está fuertemente relacionado con el tipo de cambio y con la cuenta corriente. De manera particular, un tipo de cambio sobrevaluado y un déficit en la cuenta corriente financiado con inversión extranjera en cartera (que implica la adquisición de activos financieros locales) es un factor de fuerte nerviosismo, por la gran movilidad que tiene este tipo de inversión, ya que no tiene ni costos de entrada ni de salida, mientras que la inversión extranjera directa (que implica por lo general, la adquisición de activos físicos, y gravación fiscal para el caso de México) si los tiene, por lo que tiene también un alto grado de irreversibilidad (Arellano *et al.*,

1993). Ambas inversiones buscan maximizar su riqueza, asignando sus recursos de manera que su tasa de retorno sea la mejor.

A principios de 1990, el Plan Brady fue firmado para reducir la deuda, y México inició la apertura de su sector financiero y la privatización de los bancos. Como resultado de esto y de la percepción que se tenía del milagro económico en México, la entrada de capitales (de corto plazo invertidos en el mercado *stock*, en instrumentos del sector privado y en valores gubernamentales) permitió financiar un alto déficit de la cuenta corriente de alrededor del 7% del PIB en 1992-1994. En el caso de México, la abundancia de flujos de capital extranjero permitió la expansión del crédito durante 1991-1994, sin embargo, no fue fácil crear un marco regulatorio bancario sólido (Edwards, 1999). De acuerdo con las autoridades mexicanas, el hecho de que los fondos fueran de naturaleza privada y hubiera superávit fiscal no era motivo de preocupación (Edwards, 1997). Sin embargo, la apreciación acumulada del peso (que provocó menor crecimiento de las exportaciones y mayor crecimiento de las importaciones), el descontento social que se reflejó en el movimiento armado de los zapatistas iniciado el día 1 de enero de 1994 (supuestamente en respuesta a la entrada de México al TLCAN) y la incertidumbre política generada por el asesinato del candidato del PRI (Luis Donaldo Colosio) el día 23 de marzo de 1994 y del Secretario General del PRI (Mario Ruiz Massieu) en septiembre del mismo año, dieron como resultado una crisis de divisas en 1994-95, al no sostenerse en el largo plazo la entrada de capitales.

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 a finales del año. Razón por la cual, la Comisión de Cambios decidió aplicar el régimen de libre flotación (desde el 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<sup>10</sup>.

Las entradas masivas de capitales que ocurrieron entre 1990-1993 fueron interpretadas como un indicador positivo de los inversionistas (locales y extranjeros) a las reformas económicas de mediados de los ochenta. Sin embargo, esto condujo a un sobreajuste del tipo del cambio real<sup>11</sup> en relación con el tipo de cambio de equilibrio de largo plazo, que a su vez trae 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 millones de dólares en 1990 pasó a 56 millones de dólares en 1992, recibiendo aproximadamente el 45% de este capital 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 (Edward, 1998). También es importante considerar que la entrada de

---

<sup>10</sup> Las ventajas del tipo de cambio fijo y flotante son las siguientes: para el primer caso, a) otorga a la política monetaria una ancla nominal (impone disciplina en las políticas monetaria y fiscal), b) incentiva la inversión extranjera y el comercio exterior, c) evita la depreciación competitiva y d) burbujas especulativas (Frankel, 2003; Velasco, 2000). Para el segundo caso, a) provee autonomía en la política monetaria, política fiscal y otros instrumentos de política, b) ajuste automático a posibles shocks, c) mantiene el señoreaje y la capacidad de prestador de última instancia y d) resistente a ataques especulativos (Johnson, 1969; Frankel, 2003).

<sup>11</sup> Sustentado por flujos de capital en activos financieros de muy corto plazo, que al suscitarse los eventos de 1994, salieron rápidamente del país creando fuertes desafíos a la política macroeconómica.

capitales genera apreciaciones reales que reduce el grado de competitividad de las exportaciones.

Krueger y Tornell (1999) señalan que la caída de las reservas internacionales se debió principalmente a los *shocks* políticos y a la respuesta política de decidir mantener el tipo de cambio fijo y expandir el crédito doméstico para evitar un aumento de la tasa de interés. Calvo *et al.* (1993, 1995) señalan que grandes entradas de capital pueden causar tres tipos de problemas: a) Es de esperarse que la entrada de capital genere una apreciación del tipo de cambio real, b) que el manejo (intermediados) de este capital no sea eficiente, dando como resultado, una mala distribución de los recursos, y c) lógicamente, la reversión de estos flujos de capital puede guiar a una crisis.

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

#### **4.2. La PPC, 1957-2010**

En esta parte se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural, con uno y dos cambios estructurales.

## Resultados de las pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural

Las pruebas de raíz unitaria suelen utilizarse para evaluar la estacionariedad de la series de tiempo y, para esta investigación, la estacionariedad del tipo de cambio real. El rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria 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, esto implica que los *shocks* 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 lo tanto, la PPC es refutable para el periodo de muestra analizado. Como señala Sarno y Taylor (2002a), 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. Rogoff (1996) señala que las desviaciones de la PPC en el corto plazo pueden ser atribuidas a perturbaciones transitorias como *shocks* monetarios y financieros que afectan al comportamiento del tipo de cambio nominal y real, debido a la rigidez de los precios y salarios nominales.

Para realizar las pruebas de raíz unitaria, estadísticamente, es importante señalar que incluir regresores irrelevantes en el modelo reduce el poder de la prueba, y se puede aceptar la presencia de una raíz unitaria, cuando no exista. Por consiguiente, para la selección del modelo adecuado en la aplicación de la prueba de raíz unitaria, el principio general es elegir una especificación que sea de

acuerdo con la descripción de los datos (Hamilton, 1994). Se debe incluir en la prueba, la constante y la tendencia si la serie muestra alguna tendencia (determinística o estocástica<sup>12</sup>). Cuando el comportamiento de la serie no refleja alguna tendencia y su media es diferente de cero, se debe incorporar sólo la constante. No se debe de incluir ni la constante ni la tendencia, si la serie fluctúa alrededor de una media igual a cero.

Teóricamente, para el caso de la PPC existe un debate con relación a la inclusión o no de la tendencia determinística en el modelo de raíz unitaria. Por un lado, existen algunos trabajos que señalan que incluir la tendencia en las pruebas de raíz unitaria no es consistente con la teoría de la PPC de largo plazo, sino consistente con la existencia de factores con una influencia sistemática sobre el tipo de cambio real debido, por ejemplo, al efecto Harrod-Balassa-Samuelson y a la desviación de la demanda hacia los bienes no comerciables (Papell y Prodan, 2003; Kalyoncu y Kalyoncu, 2008). Por otro lado, existen argumentos a favor de la inclusión de la tendencia en el modelo de raíz unitaria (Shively, 2001). La idea es que el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a favor de la alternativa de que es una tendencia estacionaria, muestra evidencia de que el tipo de cambio real regresa a su valor de equilibrio y, por lo tanto, es evidencia de que la PPC se cumple a largo plazo.

En este mismo sentido, Zhang y Lowinger (2006) en un estudio con datos panel analizan la PPC para diez países en desarrollo, y encuentran que la inclusión de la tendencia en las pruebas de raíz unitaria ayuda a explicar el comportamiento del tipo de cambio real, aunque sea inconsistente con la teoría de

---

<sup>12</sup> Se dice que un proceso tiene tendencia estocástica si la varianza es función del tiempo.



la PPC. Sin embargo, esta depreciación: 1) puede ser inducida por las autoridades monetarias para compensar las disparidades de inflación y mejorar la competitividad de sus exportaciones; y 2) los movimientos de capital internacional pueden, en el largo plazo, apreciar el tipo de cambio real.

También se argumenta que la incorporación del término constante puede reflejar las diferencias de precios de largo plazo por, los impuestos, los costos de los bienes no comerciables locales y los niveles de ingreso diferentes, así como también por los costos del arbitraje entre mercados separados. Si el término constante no es estadísticamente significativo indicaría la convergencia a largo plazo de la paridad absoluta o paridad relativa si es significativo (Ceglowski, 2003).

Para esta investigación, se estimarán los modelos con constante (cuando sea estadísticamente significativa) pero sin tendencia determinística, debido a que es más consistente con la teoría de la PPC.

**Cuadro 2**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria<sup>13</sup>**

Variable en nivel	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
TCRMEXUSAT	C	-3.488a+++	-3.632a+++	0.134c+++
TCRMEXUSA	C	-3.266b+++	-3.271b+++	0.102c+++

Nota: la prueba KPSS es la sugerida por Kwiatkowski *et al.* (1992).

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

+, ++, +++ Indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

Como se observa en el cuadro 2, las pruebas DF o DFA y PP realizadas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria tanto para datos anuales como para datos trimestrales con el término constante estadísticamente significativo en las

<sup>13</sup> Los cálculos de las pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural se realizaron en el programa *Eviews 7.0*.

dos pruebas (al 5% para datos anuales y al 1% para datos trimestrales en las dos pruebas). Esto significaría que la teoría de la PPC relativa 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, esta 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.

Se decidió dividir la muestra, con el fin de conocer el comportamiento del tipo de cambio real antes y después de la entrada de México al TLCAN, y antes y después de la liberalización financiera (cuadro A.3 y A.4, anexo). Los resultados son más débiles para las dos submuestras (tanto para datos anuales como trimestrales), posiblemente por el periodo de tiempo reducido y por los fuertes movimientos del tipo de cambio real. Por consiguiente, se realizarán pruebas de raíz unitaria que permiten cambios estructurales con el objetivo de mejorar los resultados en la siguiente sección.

### **Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural**

La posibilidad de la presencia de cambios estructurales y no tomarlos en cuenta en la modelación econométrica puede generar resultados erróneos. Para ello, en la presente sección se realizan las pruebas de raíz unitaria de Lee y Strazicich (2003, 2004) para uno y dos cambios estructurales.

**Cuadro 3**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, Lee y Strazicich (2004)**

Variabes	Tipo de modelo un cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	Modelo <i>Crash</i> (IO1)+++	1982:02*	-4.504	3	1%
TCRMEXUSA	Modelo <i>Crash</i> (IO1)+++	1976:01	-3.805	1	5%
TCRMEXUSAT	Modelo <i>Trend Break</i> (IO2) +++	1982:04*	-4.980	3	5%
TCRMEXUSA	Modelo <i>Trend Break</i> (IO2) +++	1984:01*	-4.457	1	5%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.23, -3.56 y -3.21 respectivamente para el Modelo *Crash*, IO1 (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.11, -4.50 y -4.21 respectivamente para el Modelo *Trend Break*, IO2 (Lee y Strazicich, 2004); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

En el cuadro 3 se presentan las pruebas del estadístico LM con un cambio estructural. Como se observa en todos los casos se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el tipo de cambio real anual y trimestral, indicando que la teoría de la PPC relativa no es refutada por los datos analizados (a un nivel de significancia del 5% en todos los casos, excepto para el modelo IO1 para datos trimestrales, que es al 1% de significancia). Haciendo el análisis para antes y después del TLCAN, los resultados indican que sólo el modelo IO2 rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia del 5 % para el primer periodo tanto para datos anuales como para datos trimestrales (cuadro A.5). Para el segundo periodo, los resultados estadísticamente son muy débiles, puesto que para ningún modelo se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria (cuadro A.6). Si se divide la muestra en antes y después de la liberalización financiera, los resultados son favorables a la validez de la PPC relativa para el primer periodo en los dos modelos y para las dos frecuencias de datos, caso contrario, ocurre en el segundo periodo (cuadros A.7 y A.8). Estos resultados podrían indicar que la PPC relativa no es refutada hasta antes de la liberalización financiera, y después de

ella, el no cumplimiento de la PPC podría deberse a la fuerte influencia del flujo de capitales en el tipo de cambio real. Como se observan en las gráficas 3 y 4, hay una clara tendencia decreciente del tipo de cambio real de 1986 a 1994, un fuerte repunte entre 1994 y 1995, una tendencia decreciente después de 1995 hasta el 2008 y un ligero repunte en el 2009. La tendencia decreciente estaría indicando una apreciación del tipo de cambio real, mientras que la tendencia creciente indicaría la depreciación de tipo de cambio real.

**Cuadro 4**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, Lee y Strazicich (2003)**

Variables	Tipo de modelo Dos cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1+++	1976:02*/1982:02*	-4.697	3	1%
TCRMEXUSA	IO1+++	1981:01*/1987:01	-5.324	3	1%
TCRMEXUSAT	IO2+++	1982:01*/1989:03*	-5.931	4	1%
TCRMEXUSA	IO2(ns)	1980:01*/1989:01*	-6.802	1	1%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.54, -3.84 y -3.50 respectivamente para el modelo IO1 (Lee y Strazicich, 2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

Para el caso de los modelos IO1 e IO2 incorporando dos cambios estructurales, los resultados para todo el periodo rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria en los dos modelos, tanto para datos anuales como para datos trimestrales (cuadro 4). 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 con un sólo cambio estructural y los resultados coinciden. Lo anterior indica que la PPC relativa no es rechazada por los datos

durante el periodo de estudio, lo cual significa que ambos mercados de los dos países están integrados, ya que los precios de los dos países están fuertemente relacionados (aunque no necesariamente sean iguales) y existe una tasa de convergencia de precios en el largo plazo. También indica que los cambios en el tipo de cambio están fuertemente determinados por la diferencia de cambios en los precios relativos.

Haciendo el análisis de raíz unitaria con dos cambios estructurales para la submuestra antes del TLCAN, los resultados del modelo IO2 rechazan la presencia de raíz unitaria en el tipo de cambio real a un nivel de significancia del 5 y 1% para datos trimestrales y anuales, respectivamente. Para el modelo IO1 no es posible rechazar en ninguna frecuencia (cuadro A.9). Sin embargo, haciendo este mismo análisis en el periodo posterior al TLCAN, los resultados indican que la PPC no es rechazada para ninguno de los cuatro casos, excepto para el modelo IO1 para datos trimestrales (cuadro A.10).

Dividiendo la muestra antes y después de la liberalización financiera, los resultados indican el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en ambos modelos, tanto para datos anuales como para datos trimestrales en el primer periodo (cuadro A.9). Para el segundo periodo, a excepción del modelo IO1 con datos trimestrales, no se rechaza la hipótesis de la PPC relativa (cuadro A.10). Estos resultados indican de manera concluyente que la PPC relativa no es refutada para la muestra completa ni para el periodo anterior a la liberalización financiera. En las otras submuestras, los resultados son estadísticamente más débiles y, podrían ser explicados por el efecto de los flujos de capital sobre el tipo

de cambio real que provocan movimientos en el tipo de cambio real de su valor medio o de equilibrio. El cumplimiento de la PPC relativa implicaría un traspaso inflacionario unitario del tipo de cambio a los precios de acuerdo con las dos teorías. Estos resultados se confirman con los resultados del traspaso para el caso de México de Santaella (2004) para el periodo de 1969-2003 y de Hernández (2009) para el periodo 1980-2005, el traspaso se encuentra alrededor de la unidad en las dos investigaciones. También algunos autores argumentan que dicho traspaso para el caso de México ha tendido a reducirse después de que se ha estabilizado a la baja los niveles de inflación (Santaella, 2004; Baqueiro, 2003).

De acuerdo a los resultados anteriores, se puede afirmar que existe convergencia de precios entre México y Estados Unidos a una tasa determinada, la cual se calcula e la siguiente sección.

### 4.3. Convergencia del tipo de cambio hacia la PPC, 1957-2010

En esta sección se analiza la tasa de convergencia hacia la PPC. La formula de *Half-Life* (HL) estándar se representa de la forma siguiente:

$$H(\hat{\rho}) = -\ln(2)/\ln(\hat{\rho}) \quad (22)$$

Definida como el número de periodos requeridos para que un *shock* se disipe a la mitad, es decir, es la medida del tiempo que toma una desviación de la PPC en disiparse al 50%. 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 HL de dos países que están fuertemente integrados se esperaría que fuera muy pequeña y muy grande sino lo están.

De acuerdo con Cheung y Lai (2000) la mayoría de los HL para países en desarrollo es menos de tres años, y tiende a ser menor que los países industrializados, donde el consenso es de 3 a 5 años de acuerdo con Rogoff (1996). Rogoff señala que en términos teóricos se esperaría una sustancial convergencia hacia la PPC sobre un HL de 1 o 2 años, cuando los precios y salarios se ajustan al *shock*.

**Cuadro 5**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria**

Variable en nivel	Parámetros determinísticos	DF o DFA $\hat{\rho}$	$H(\hat{\rho})$
TCRMEXUSAT	C	0.908	7.183
TCRANUAL	C	0.662	1.681

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

De acuerdo con los resultados del cuadro 5, la tasa de convergencia para todo el periodo (1957-2010) con datos trimestrales y anuales sería menor a dos años. Una tasa razonable de acuerdo con la teoría. Para el caso de México, resultados similares se pueden ver en el análisis de Taylor (2002), quién encuentra una HL 2.2 y 1.3 años para el periodo de *Bretton Woods* y el periodo posterior (*Float*), respectivamente. También Gabás *et al.* (2005) para los mismos periodos en el caso de México, de 2.56 y 1.51, respectivamente. Sin embargo, es posible que se reduzca esta tasa de convergencia al incorporar cambios

estructurales a las pruebas de raíz unitaria sobre los tipos de cambio reales trimestrales y anuales.

**Cuadro 6**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003,2004)**

Variables	Modelo IO1 $\hat{\rho}$	Cambio Estructural	$H(\hat{\rho})$	Modelo IO2 $\hat{\rho}$	Cambio Estructural	$H(\hat{\rho})$
TCRMEXUSAT	0.8333	1976:02/1982:02	3.800	0.7375	1982:01/1989:03	2.2764
TCRANUAL	0.0656	1981:01/1987:01	0.2544	0.0552	1980:01/1989:01	0.2392

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

Al aplicar el modelo IO1 y IO2 para datos anuales y trimestrales que permiten dos cambios estructurales, la tasa de convergencia para datos trimestrales se ubica cerca de un año para el modelo IO1 y de un poco más de medio año para el modelo IO2, mientras que para los datos anuales, la tasa de convergencia se acerca a un cuarto de año (es decir, tres meses) para los dos modelos (cuadro 6). Estos resultados confirman que los cambios en el tipo de cambio están fuertemente determinados por los cambios en la diferencia de precios entre México y Estados Unidos (se cumple la PPC relativa), y se alcanza una tasa de convergencia de precios de tres meses al incorporar dos cambios estructurales, reflejando los altos niveles de comercio y de integración de ambos mercados.



#### **4.4. Causalidad entre los precios y el tipo de cambio, 1957-2010**

Una de las hipótesis de este ensayo y que forma parte del debate que existe entre la relación del tipo de cambio y los precios relativos, es respecto a 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 el otro lado, existen investigaciones que señalan que los precios relativos “causan” al tipo de cambio.

El impacto inflacionario de las devaluaciones ha sido evidente a lo largo de la historia inflacionaria del caso de México. Esta influencia se ha reflejado a través de un círculo vicioso que algunos autores han denominado “devaluación-inflación-devaluación” (Ruiz, 1997, pág. 6). Es por ello, que es importante analizar esta relación para el caso de México. Si los precios causan al tipo de cambio, la política económica debería de realizar acciones encaminadas a estabilizar los precios internos, de 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, a ambas variables, en el caso de la causalidad bidireccional.

Para analizar esta relación de causalidad en esta investigación, se utilizan las pruebas de Granger (1969) y la prueba de causalidad propuesta por Toda y Yamamoto (1995) con el objetivo de encontrar resultados más robustos, en lugar de utilizar solamente la prueba de Granger.

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. Un análisis preliminar de los datos (cuadro

7), revela la posible presencia de raíz unitaria tanto en los precios relativos como en el tipo de cambio al utilizar la prueba de Lee y Strazicich (2004) que permite un cambio estructural.

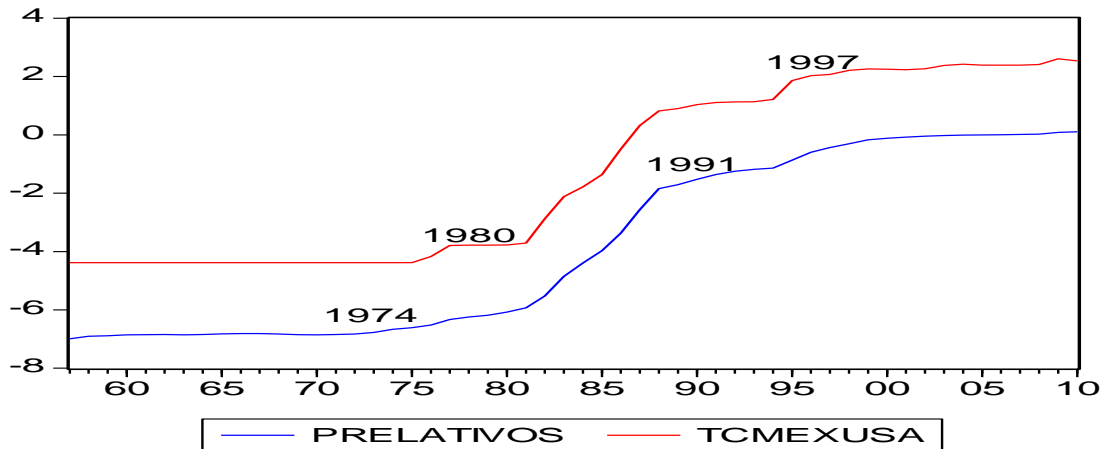
**Cuadro 7**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, Lee y Strazicich (2004)**

Variables	Tipo de modelo	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
Precios relativos	IO2	1982	-3.602	8	
Tipo de cambio	IO2	1992	-3.217	5	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.11, -4.50 y -4.21 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2004).

Sin embargo, al incorporar dos cambios estructurales en el cuadro 8, se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con niveles de significancia del 1 y 5% para los precios relativos y el tipo de cambio, respectivamente. De esta manera, aplicar las pruebas de causalidad sobre las primeras diferencias no sería necesario ni correcto (Fernández, 1997 y Islam, 2001), puesto que las series son estacionarias al tomar en cuenta la tendencia determinística y los dos cambios estructurales, como se muestran en el gráfica 5.

**Gráfica 5**  
**Tipo de cambio nominal anual y precios relativos (1957-2010)**



Fuente: *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. TCMEXUSA indica el tipo de cambio nominal anual pesos dólar en logaritmos naturales y PRELATIVOS indica los precios relativos México-Estados Unidos en logaritmos naturales.

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

$$y = \mu + \beta t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 DT_{1t} + d_4 DT_{2t} + y_t^* \quad (23)$$

Donde las variables *dummy*  $D_{1t}$ ,  $D_{2t}$ ,  $DT_{1t}$  y  $DT_{2t}$  son definidas de acuerdo a los cambios estructurales identificados en el cuadro 8.  $y_t^*$  es la serie de tiempo sin tendencia y con cambios estructurales ya incorporados.

**Cuadro 8**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, Lee y Strazicich (2003)**

Variables	Tipo de modelo Dos cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
Precios relativos	IO2	1974/1991	-6.500	4	1%
Tipo de cambio	IO2	1980/1997	-5.509	5	5%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2003).

Una vez realizadas las pruebas de causalidad, los resultados se presentan en el cuadro 9. Estos indican que la causalidad va de los precios al tipo de cambio para las dos pruebas, con un nivel de significancia del 1% en las dos pruebas (Granger y Toda y Yamamoto). 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 para el periodo analizado en esta investigación, la causalidad va en un sólo sentido, es decir, el tipo de cambio sigue a los precios relativos.

**Cuadro 9**  
**Pruebas de causalidad**

Hipótesis nula	Granger	Toda y Yamamoto
$E$ no causa a $P$	0.915	7.530
$P$ no causa a $E$	5.560a	45.752a

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

Los resultados coinciden con lo señalado por Yeager (1958) y Cassel (1921), quienes argumentan que la causalidad va mucho más fuerte de los niveles de precios a los tipos de cambio (que de estos últimos a los primeros).

Haciendo el análisis de causalidad para antes y después de la liberalización financiera y del TLCAN, los resultados indican lo siguiente: 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 del 1%, manteniéndose el mismo resultado que para la muestra completa en ambas pruebas (cuadro A.11 y A.13); 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 del 1% en todos los casos, a excepción de la prueba de Granger que la rechaza al 5% la no causalidad de los precios al tipo de cambio (cuadro A.12), y para el caso después del TLCAN, la causalidad va en ambas direcciones también, de acuerdo con los resultados de las dos pruebas a un nivel de significancia del 1% (cuadro A.14).

En resumen, para todo el periodo, antes del TLCAN y de la liberalización financiera los precios causan al tipo de cambio, mientras que para el periodo después de la liberalización financiera y del TLCAN, da la impresión de que hay 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 del traspaso inflacionario de éste a los precios), y por la mayor integración entre las economías de México y Estados Unidos.

#### **4.5. El efecto HBS**

En esta sección se presentan los resultados del efecto HBS para el caso de México y los Estados Unidos. Para ello se desarrolla brevemente el modelo<sup>14</sup> que a continuación se describe. Se considera una economía pequeña que produce dos tipos de bienes, comerciables y no comerciables. La función de producción presenta rendimientos constantes a escala en cada factor de producción:

---

<sup>14</sup> El modelo sigue el desarrollo planteado por Obstfield y Rogoff (1996).

$$Y_T = A_T F(K_T, L_T) \quad Y_N = A_N F(K_N, L_N) \quad (24)$$

Donde el subíndice  $T$  y  $N$  indican el sector de bienes comerciables y no comerciables, respectivamente.  $A$  indica la productividad total de los factores.

Se supone que existe movilidad internacional del capital perfecta, mientras que el trabajo sólo existe movilidad entre sectores de la economía local, lo que permite que los trabajadores ganen el mismo salario ( $w$ ) en ambos sectores (se considera al sector de bienes comerciables como numerario). Existe una restricción de la cantidad total de trabajo en la economía nacional ( $L = L_T + L_N$ ), mientras que tal restricción no existe para el capital por su movilidad internacional. También se supone que una unidad de los bienes no comerciables no pueden ser transformada en una unidad de capital, pero si una unidad de los bienes comerciables pueden ser transformada en una unidad de capital sin costo alguno.

Considerando el problema de la maximización de la empresa y tomando a  $p$  como el precio relativo de los bienes no comerciables a los bienes comerciables, y además, suponiendo que la tasa de interés internacional es constante, entonces el valor presente de los beneficios de la empresa (medido en unidades de bienes comerciables) en el sector de bienes comerciables es

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} [A_{T,s} F(K_{T,s}, L_{T,s}) - w_s L_{T,s} - \Delta K_{T,s+1}] \quad (25)$$

y

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left[ p_s A_{N,s} G(K_{N,s}, L_{N,s}) - w_s L_{N,s} - \Delta K_{N,s+1} \right] \quad (26)$$

en el sector no comerciable. También se considera que no existe depreciación del capital, es decir,  $\Delta K_{i,s+1} = K_{i,s+1}$ ,  $i = T, N$ . Como se señala en los libros de texto de microeconomía, las condiciones de primer orden para la maximización de los beneficios de la empresa consisten en igualar el valor del producto marginal del trabajo y del capital al salario y a la tasa de interés, respectivamente. Si se define al capital y al producto por trabajador en ambos sectores, entonces

$$k_T \equiv K_T / L_T, \quad k_N \equiv K_N / L_N, \quad y_T \equiv A_T f(k_T) \equiv A_T F(k_T, 1) \quad \text{y} \quad y_N \equiv A_N g(k_N) \equiv A_N G(k_N, 1)$$

Se pueden escribir las condiciones de primer orden para capital y trabajo, respectivamente, en el sector comerciable como

$$A_T f'(k_T) = r \quad \text{y} \quad A_T [f(k_T) - f'(k_T)k_T] = w \quad (27)$$

$$\text{y como } pA_N g'(k_N) = r \quad \text{y} \quad pA_N [g(k_N) - g'(k_N)k_N] = w \quad (28)$$

en el sector no comerciable.

Dada la tasa de interés internacional, las ecuaciones (27) y (28) permiten determinar el precio relativo de los bienes no comerciables,  $p$ , y de esta manera,

no es determinado por la demanda en el marco presente de largo plazo y previsión perfecta.

Si consideramos cambios en la productividad, por ejemplo un aumento en  $A_T$  que mide la productividad total de los factores de los bienes comerciables. Este aumento de la productividad provoca que se eleve la demanda por ambos factores de la producción, pero el efecto sobre el precio de éstos es distinto. Por un lado, debido a que existe una cantidad limitada de trabajo, la mayor demanda de trabajo por parte de los productores de bienes comerciables eleva los salarios en toda la economía y, por su parte, toda vez que la economía local es pequeña, el aumento de la demanda de capital no tiene efecto alguno sobre la tasa de interés internacional que enfrentan los productores. En consecuencia, el precio de los bienes no comerciables necesita aumentar para poder hacer frente a los mayores costos que implica la elevación en los salarios.

De manera análoga, un incremento en la productividad en el sector de bienes no comerciables provoca que, dado que el precio de los bienes comerciables no puede ser modificado porque está determinado por el mercado internacional, el precio de los bienes no comerciales disminuye.

En resumen, estos cambios de productividad se pueden presentar algebraicamente. Derivando las condiciones de beneficio cero en la producción de ambos sectores,

$$A_T f(k_T) = rk_T + w, \quad pA_N g(k_N) = rk_N + w, \quad (29)$$



Lo anterior se mantiene siempre que no ocurran choques inesperados. Si se toma el logaritmo natural y se diferencia la primera ecuación en (29), se obtiene como resultado,

$$\frac{dA_T}{A_T} + \frac{rk_T}{A_T f(k_T)k_T} \frac{dk_T}{k_T} = \frac{rk_T}{A_T f(k_T)k_T} \frac{dk_T}{k_T} + \frac{w}{A_T f(k_T)} \frac{dw}{w} \quad (30)$$

Donde se ha utilizado la condición de primer orden para la inversión en el sector de bienes comerciables. Considerando que  $\hat{X} \equiv d \log X = dX / X$  es la derivada del logaritmo natural de una variable  $X$  que toma valores positivos y sean  $\mu_{LT} \equiv wL_T / Y_T$  y  $\mu_{LN} \equiv wL_N / pY_N$  la porción del ingreso generado por el trabajo en el sector de bienes comerciables y no comerciables, respectivamente. Luego entonces, la ecuación anterior (30) se reduce a

$$\hat{A}_T = \mu_{LT} \hat{w} \quad (31)$$

De forma similar, la expresión reducida para el sector de bienes no comerciables es

$$\hat{p} + \hat{A}_N = \mu_{LN} \hat{w} \quad (32)$$

Despejando  $\hat{w} = \hat{A}_T / \mu_{LT}$  de la ecuación (31) y sustituyendo en la (32) da como resultado finalmente,

$$\hat{p} = \frac{\mu_{LN}}{\mu_{LT}} \hat{A}_T - \hat{A}_N \quad (33)$$

Si la intensidad en la utilización del factor trabajo es mayor en los bienes no comerciables que en los comerciables,  $\frac{\mu_{LN}}{\mu_{LT}} \geq 1$ , entonces un aumento de la productividad de los bienes comerciables mayor que la de los no comerciables conducirá a un aumento de los precios relativos de los bienes no comerciables sobre el tiempo.

De manera similar, se puede demostrar como el precio relativo de los bienes no comerciables  $\hat{p}$  es afectado por un aumento en la tasa de interés internacional. Sean  $\mu_{kt} \equiv rK_T / T_T = 1 - \mu_{LT}$  y  $\mu_{kn} \equiv rK_N / T_N = 1 - \mu_{LN}$  la participación del ingreso generado por el sector de bienes comerciables y no comerciables, respectivamente. Aplicando la diferenciación al logaritmo de las ecuaciones en (29) y manteniendo  $A_T$  y  $A_N$  constante, se obtiene

$$\hat{p} = \frac{1}{\mu_{LT}} (\mu_{KN} - \mu_{KT}) \hat{r} = \frac{1}{\mu_{LT}} (\mu_{LT} - \mu_{LN}) \hat{r} \quad (34)$$

Considerando otra vez que los bienes no comerciales son intensivos en trabajo, es decir que  $\frac{\mu_{LN}}{\mu_{LT}} \geq 1$ , un aumento en la tasa de interés reduce el precio relativo de

estos bienes con respecto a los comerciables por medio de la disminución de los salarios.

Si se introduce una economía externa que también produce bienes comerciables y no comerciables al modelo, podemos ilustrar el efecto Harrod-Balassa-Samuelson. Las variables del país extranjero se representarán con un asterisco para diferenciarlas de las variables del país local. Se supone que el nivel general de precios de ambas economías (local y extranjera) es un promedio geométrico de los bienes comerciables y no comerciables, con ponderaciones  $\gamma$  y  $1-\gamma$ , respectivamente. En ambos países se considera que los bienes comerciables son el bien numerario, por lo que los índices de precios nacional y extranjero toman la forma funcional siguiente:

$$P = (1)^\gamma p^{1-\gamma} = p^{1-\gamma} \quad \text{y} \quad P^* = (1)^\gamma (p^*)^{1-\gamma} = (p^*)^{1-\gamma} \quad (35)$$

De esta manera, el tipo de cambio real de la economía local con respecto a la economía externa (el cociente entre el nivel general de precios de la economía doméstica y el de la economía extranjera) depende de los precios relativos de cada país.

$$\frac{P}{P^*} = \left( \frac{p}{p^*} \right)^{1-\gamma} \quad (36)$$

Si se toma la diferencial del logaritmo natural de la ecuación (36) y se sustituye en ésta lo obtenido en la ecuación (33), se puede observar que los cambios relativos en la productividad generan fluctuaciones sistemáticas en el tipo de cambio real, es decir,

$$\hat{P} - \hat{P}^* = (1 - \gamma)(\hat{p} - \hat{p}^*) = (1 - \gamma) \left[ \frac{\mu_{LN}}{\mu_{LT}} (\hat{A}_T - \hat{A}_T^*) - (\hat{A}_N - \hat{A}_N^*) \right] \quad (37)$$

Suponiendo que  $\frac{\mu_{LN}}{\mu_{LT}} \geq 1$ , el país local experimentará una apreciación real<sup>15</sup> (un

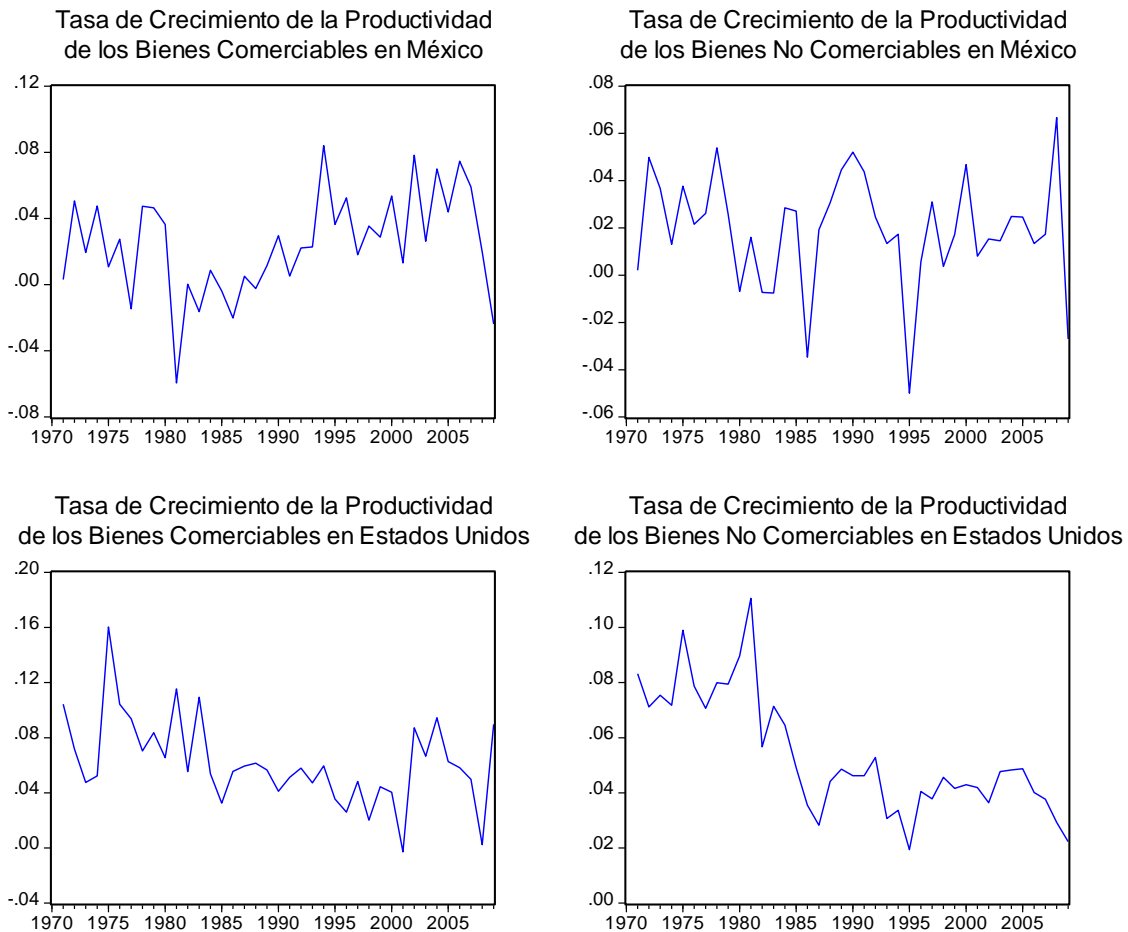
aumento del nivel de sus precios relativos) si la ventaja de crecimiento de la productividad en los bienes comerciables excede la ventaja de crecimiento de la productividad en los bienes no comerciables. Para la estimación del modelo, las fuentes utilizadas para el periodo de estudio (1970-2009) fueron el Sistema de Cuentas Nacionales del INEGI para obtener el Producto Interno Bruto (PIB) y el personal ocupado remunerado por gran división de la actividad económica para el caso de México. Para el caso de Estados Unidos la fuente utilizada fue *Bureau of Economic Analysis (BEA)*. El índice general de precios de ambos países y el tipo de cambio se obtuvieron de *International Financial Statistics (IFS)* del Fondo Monetario Internacional (FMI). En la gráfica 6 se muestra las tasas de crecimiento de la productividad<sup>16</sup> de los bienes comerciables y no comerciables de ambos

<sup>15</sup> Es importante señalar que la definición del tipo de cambio real en esta sección es el cociente de precios relativos, donde un aumento indica apreciación y una disminución indica depreciación del tipo de cambio real.

<sup>16</sup> La productividad definida como el PIB por persona ocupada remunerada. Se toma esta definición como *proxy* a la Productividad Total de los Factores (PTF) debido a la dificultad para encontrar los datos sobre el *stock* de capital de 1970 al 2009. La algunos de los estudios sobre el efecto HBS en economías emergentes utilizan este tipo de definición por la no disponibilidad de datos sobre el *stock* capital (ver por ejemplo a

países. En ambos casos, la tasa de crecimiento es mayor en los bienes comerciables que en los no comerciables, con un mayor crecimiento de éstos en Estados Unidos.

**Gráfica 6**



La estimación del modelo se realizó a través de MCO (mínimos cuadrados ordinarios) y los errores se corrigieron a través del procedimiento desarrollado por

---

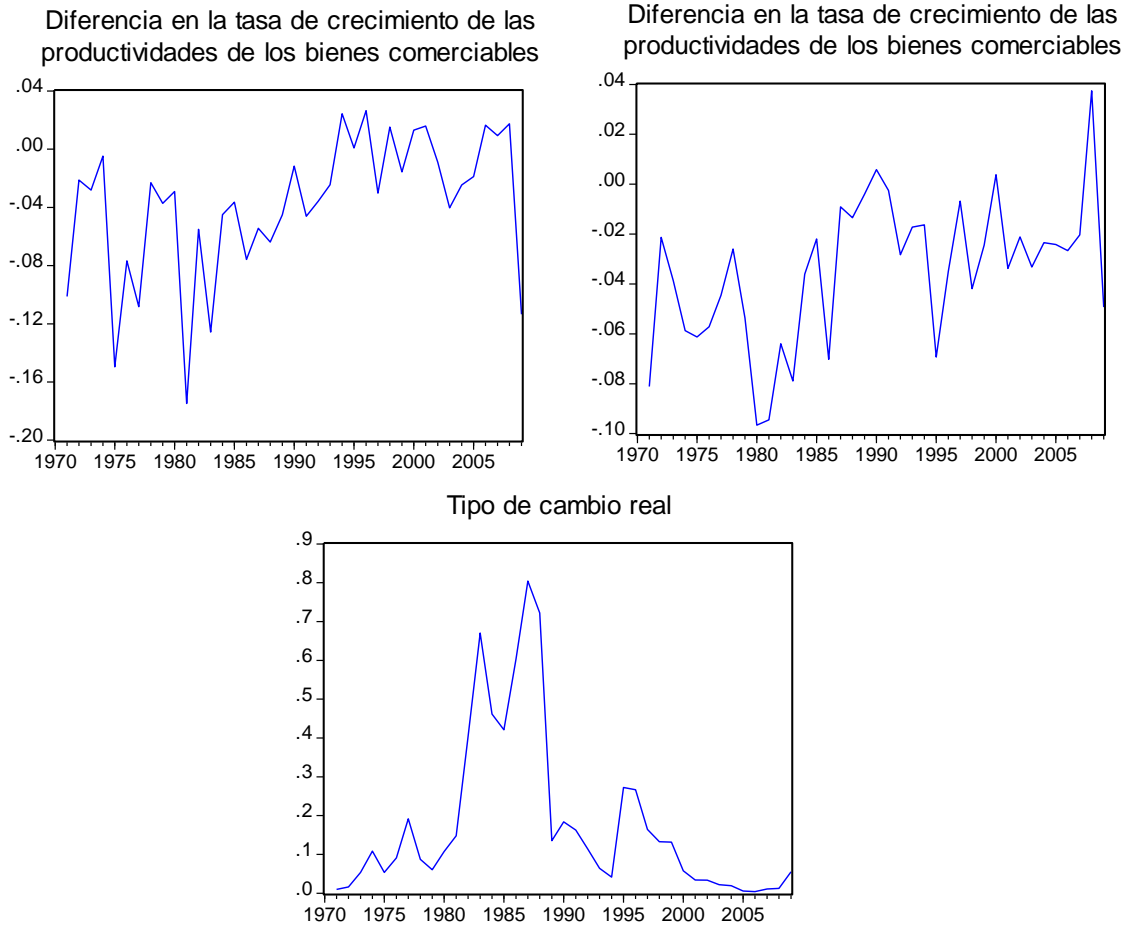
Blaskiewicz *et al.* 2011; Tica y Druzic, 2006; Mihaljek y Klau, 2003). Aunque hay estudios que señalan que hay razones a favor de la productividad del trabajo promedio en relación a la PTF (Tica y Druzic, 2006).

New y West (1987) para hacerlos consistentes con la heteroscedasticidad y la autocorrelación. Los resultados del modelo se presentan en el cuadro 10.

**Cuadro 10**  
**Resultados del Modelo HBS (1970-2009)**

<b>Variables</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Valor p</b>	<b>Cambios estructurales</b>	<b>BIC</b>
$\hat{A}_T - \hat{A}_T^*$	-0.24	0.77	1981	-4.347
$\hat{A}_N - \hat{A}_N^*$	0.84	0.55	1988	

En términos teóricos, se esperaría que la diferencia en las tasas de crecimiento de las productividades entre los países ricos y pobres sea mucho mayor en los bienes comerciables que en los no comerciables. Tanto en los bienes comerciables como en los no comerciables se esperaría que la productividad fuera mayor en los países ricos que en los pobres, aunque la diferencia de las productividades en los bienes no comerciables sea menos pronunciada. De acuerdo a los resultados, el efecto de las diferentes tasas de crecimiento de los bienes comerciables y no comerciables sobre el tipo de cambio real entre México y Estados Unidos no es suficiente para ser estadísticamente significativo. Este resultado va acorde con el cumplimiento de la PPC relativa, indicando que el tipo de cambio real tiende a regresar a su valor medio o de equilibrio y que la diferencia de los cambios en los precios en ambos países influye fuertemente en la determinación del tipo de cambio.

**Gráfica 7**

Asimismo, se detectan dos cambios estructurales (1981 y 1988) de acuerdo con la metodología de Bai y Perron (1998 y 2003). Es importante comentar que desde finales de la década de los setenta el modelo de sustitución de importaciones mostraba su agotamiento y a principios de los ochenta se inicia con una serie de reformas estructurales. Estos cambios estructurales pueden verse claramente en los fuertes movimientos en el tipo de cambio real alrededor de 1981 y 1987 (gráfica 7), producto de las grandes diferencias en la inflación entre México y Estados Unidos en esos años (gráfica A.2 y A.4).

## Conclusiones

En el caso de México, la mayor apertura de su economía permite que variables como el tipo de cambio cobren mayor relevancia debido a que capta las relaciones internacionales y, se convierte por ello, 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.

Sin embargo, la PPC no siempre se ha cumplido de acuerdo con la evidencia empírica. Una de las razones por la cuales el tipo de cambio real no es constante y, por lo tanto, la PPC no se cumple, es la presencia del efecto HBS. Este efecto describe la distorsión en la PPC que se origina debido a las diferencias internacionales en la productividad relativa entre el sector de bienes comerciables (constituido aproximadamente por la manufactura y la agricultura) y el sector de bienes no comerciables (constituido aproximadamente por el sector servicios).

A mediados de los años ochenta, después de cuatro décadas del modelo de sustitución de importaciones y de su evidente agotamiento, México comenzó a implementar 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 estas reformas también se han dado fuertes devaluaciones y una crisis económica en 1994-1995, de modo similar a las que habían ocurrido en 1976 y 1982 sin las reformas. Estos eventos ocurridos en la economía mexicana pueden inducir a pensar que hubo cambios estructurales que deberían ser incorporados en la modelación económica. Cambio estructural o inestabilidad estructural ha sido interpretada comúnmente como cambios en los parámetros de regresión.

Ante este escenario, el objetivo general de esta investigación fue analizar el cumplimiento de la PPC y el efecto HBS para el caso de México incorporando cambios estructurales.

Los resultados principales son los siguientes:

1. Se valida la PPC relativa entre México y Estados Unidos. Estos resultados confirman que la PPC relativa no es refutada para la muestra completa ni para el periodo anterior a la liberalización financiera, lo cual 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. En las otras submuestras, los resultados son estadísticamente más débiles y podrían ser explicados por el efecto de los flujos de capital sobre el tipo de cambio real que provocan movimientos en el tipo de cambio real de su valor medio o de equilibrio. El cumplimiento de la PPC relativa implicaría un traspaso

inflacionario unitario del tipo de cambio a precios de acuerdo con ambas teorías, lo cual se confirma por investigaciones realizadas sobre el traspaso inflacionario del tipo de cambio en México (Hernández, 2009; Santaella, 2004).

2. Para todo el periodo, antes del TLCAN y de la liberalización financiera los precios relativos causan al tipo de cambio, es decir, el comportamiento del tipo de cambio sigue al comportamiento de los precios relativos de ambos países, mientras que para el periodo después de la liberalización financiera y del TLCAN, existe una retroalimentación entre los precios relativos y el tipo de cambio. La relación entre el tipo de cambio y la inflación se ha reflejado a través de un círculo vicioso que algunos autores le han denominado “devaluación-inflación-devaluación”. Es por ello que, la política económica debería de realizar acciones encaminadas a generar estabilidad en los precios internos y en el tipo de cambio.
3. Efecto HBS. El tipo de cambio real entre México y Estados Unidos no es afectado por las diferentes tasas de crecimiento de la productividad de los bienes comerciables y no comerciables.

Contrastando estos resultados con las hipótesis planteadas en esta investigación se puede señalar lo siguiente:

1. La PPC relativa se acepta para el caso de México incluyendo cambios estructurales durante el periodo 1957-2010.

En relación a esta hipótesis podría decirse que se confirma con la muestra completa de los datos analizados, ya que los resultados indican que la PPC relativa es validada.

2. La relación de causalidad va de los precios a los tipos de cambio en ambos sentidos para el caso de México incorporando cambios estructurales (1957-2010).

Los resultados no confirman esta hipótesis para toda la muestra, indican que la causalidad va en ambos sentidos sólo después de la liberalización financiera y del TLCAN.

3. Se rechaza el efecto HBS para el caso de México tomando en cuenta cambios estructurales (1970-2009).

Los resultados confirman la hipótesis. El tipo de cambio real entre México y Estados Unidos no es afectado por las diferentes tasas de crecimiento de los bienes comerciables y no comerciables.

## Referencias bibliográficas

- Abuaf, N. y P. Jorion (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, 45 (1), 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.
- Alonso, G., N. Hernández, J. Pulido y M. Villa (2008), "Medidas Alternativas de Tasa de cambio Real para Colombia", *Borradores de Economía*, Banco de la República, Colombia, 1-53.
- Ampudia, N. C. (2009), "Traspaso del Tipo de Cambio en el Proceso de Formación de Precios y Distribución del Ingreso", en Mántey y López (coordinadoras) *Política Monetaria con Elevado Traspaso del Tipo de Cambio. La Experiencia Mexicana con Metas de Inflación*, Plaza y Valdés, México, D. F.
- Amsler, C. y J. Lee (1995), "An LM Test For a Unit Root in the Presence of a Structural Change", *Econometric Theory*, 11, 359-368.
- Arellano, R., G. Castañeda y F. Hernández (1993), "El Mercado Accionario Mexicano y sus Implicaciones sobre la Cuenta Corriente", *Economía mexicana. Nueva Época*, 2 (2), 385-413.
- Arne, K. (2005), "Fundamentals of Real Exchange Rate Determination: What Role in the Peso Crisis?", *Estudios Económicos*, 21 (1), 3-22.
- Aroche, F. (2006), "Regímenes de Crecimiento, Cambio Estructural y Coeficientes de Insumo", *El Trimestre Económico*, 73 (4), 881-992.
- 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. Nueva Época*, 4 (2), 239-263.
- Bai, J. y P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Change", *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J. y P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.

- Balassa, B. (1964), "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, 72, 584-596.
- Banco de México (2002), "Metodología para el Cambio de Base del INPC" <http://www.banxico.org.mx/polmoneinflacion/estadisticas/indicesPrecios/indicesPreciosConsumidor.html>
- \_\_\_\_\_ (2009), "Regímenes Cambiarios en México a Partir de 1954" <http://www.banxico.org.mx/PortalesEspecializados/tiposCambio/TiposCambio.html>
- \_\_\_\_\_ (1982), "Informe Anual del Banco de México", <http://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", *Documento de Investigación No. 2003-02*, Banco de México.
- Banerjee, A., R. L. Lumsdaine y J. H. Stock (1992), "Recursive and Sequential tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Basher, S. y 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](http://www.ub.es/irea/working_papers/2007/200710.pdf), 1-30.
- Basher, S. y M. Mohsin (2004), "PPP Tests in Cointegrated Panels: Evidence from Asian Developing Countries", *Applied Economics Letters*, 11, 163-166.
- Benerjee, A., S. Lazarova y G. Urga (2003), "Bootstrapping Sequential Tests for Multiple Structural Breaks", <http://www.cass.city.ac.uk/conferences/esrc2002/BLU1202.pdf>, 1-28.
- Baszkiewics, M., P. Kowalski, L. Rawdanowicz y P. Wozniak (201), "Harrod-Balassa-Samuelson Effect in Selected Countries of Central and Eastern Europe", *CASE Reports No. 571*, Center for Social and Economic Research.
- Calvo, G., L. Leiderman y C. Reinhart (1993), "Capital Inflows and Real Exchange Real Appreciation in Latin American: The Role of External Factors", *IMF Staff Papers*, 40 (1), 108-155.
- \_\_\_\_\_ (1995) "Capital Inflows to Latin America with Reference to Asia Experience", en S. Edwards (editor) *Capital Controls, Exchange Rates and Monetary Policy in the World Economy*, Cambridge: Cambridge University Press.

- Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby y Behzand Diba, (1999), "Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries", *Journal of International Economics*, 47, 245-66.
- Cardero, M. E., y F. Aroche (2008), "Cambio Estructural Comandado por la Estructura Comercial. El Caso de la Economía Mexicana", *Estudios Económicos*, 23 (2), 203-252.
- Cardero, M. Elena (2004), "El Sistema Monetario Internacional Actual. Cómo Funciona y para Quién", P. Ruiz (compilador), *Enseñanza y Reflexión Económicas. Textos en Homenaje a Carlos Roces*, Plaza y Baldes, Facultad de Economía y Derecho, UNAM, D.F., México, 227-251.
- Carlsson, M., J. Lyhagen, y P. Österholm (2007), "Testing for Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels", *IMF Working Paper 287*, 1-6.
- Cassel, G. (1916), "The Present Situation of the Foreign Exchanges", *Economic Journal*, 26 (101), 62-65.
- \_\_\_\_\_ (1918), "Abnormal Deviations in International Exchanges", *Economic Journal*, 28 (112), 413-15.
- \_\_\_\_\_ (1919), "The Depreciation of the German Mark", *Economic Journal*, 29 (116), 492-96.
- \_\_\_\_\_ (1921), *The World's Monetary Problem* (New York).
- \_\_\_\_\_ (1922), *Money and Foreign Exchange after 1914* (New York).
- \_\_\_\_\_ (1925), "Rates of Exchange and Purchasing Power Parity," *Quarterly Report*, 29, 17-21.
- \_\_\_\_\_ (1928), "Post-War Monetary Stabilization", OPTICA Report 1976.
- Ceglowski, J. (2003), "The Law of One Price: International Evidence for Canada", *The Canadian Journal of Economics*, 36 (2), 373-400.
- 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.
- \_\_\_\_\_ (2008), "Symmetry, Proportionality and the Purchasing Power Parity: Evidence from Panel Cointegration Tests", *International Research Journal of Finance and Economics*, 16, 121-136.
- Chaudhuri, K. y J. Sheen (2004), "Purchasing Power Parity Across States and Goods Within Australia", *The Economic Record*, 80 (250), 314-329.

- Cheung, Y.-W., and K.S. Lai (1994), "Mean Reversion in Real Exchange Rates," *Economics Letters*, 46, 251-56.
- \_\_\_\_\_ (2000), "On Cross-Country Differences in the Persistence of Real Exchange Rate", *Journal International Economics*, 50, 375-397.
- \_\_\_\_\_ (2000), "On the Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal International Economics*, 52, 321-330.
- Chin, L. y M. S. Habibullah (2008), "Price Convergence and Market Integration: Evidence from Malaysia", *International Journal of Economics and Management*, 2 (2), 343-352.
- Ching, Y. (2002), "On the Microfoundations of the Theory of Purchasing Power Parity", *The South African Journal of Economics*, 70 (6), 1126-34.
- Chinn, M. (2000), "The Usual Suspects Productivity and Demand Shocks and Asia-Pacific real Exchange Rates", *Review of International Economics*, 8, 20-43.
- Choi, I. (2001), "Unit Root Tests for Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- Chritiano, L. (1992), "Searching for a break in GNP," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 237-50.
- Conesa, A. (1998), "Pass-Through del Tipo de Cambio y del Salario: Teoría y Evidencia para la Industria Manufacturera en México", *Documento de Investigación No. 9803*, Banco de México.
- Costantini, M. y L. Gutierrez (2007), "Simple Panel Unit Root Tests to Detect Changes in Persistence", *Economics Letters*, 96 (3), 363-368.
- Crucini, M.J., C. Telmer y M Zachariadis (2005), "Understanding European Real Exchange Rate", *The American Economic Review*, 95 (3), 724-738.
- Culver, S. y D. Papell (1999), "Long-Run Purchasing Power Parity with Short-Run Data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationary", *Journal of International Money and Finance*, 18, 751-68.
- Darné, O. y J-F Hoarau (2008), "The Purchasing Power Parity in Australia: Evidence from Unit Root Test with Structural Break", *Applied Economics Letters*, 15, 203-206.

- De Gregorio, J., A. Giovannini y H. Wolf (1994), "International Evidence on Tradables and Nontradables Ination", *European Economic Review*, 38, 1225-1224.
- Díaz, J., A. Sánchez y M. A. Mendoza, "Convergencia Hacia la Economía Regional Líder en México", *El Trimestre Económico*, LXXVI, 2, 407-431.
- 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.
- Doganlar, M. H. Bal y M. Özmen (2008), "Testing Lon-Run Validity of Purchasing Power Pariy for Selected Emerging Market Economies", *Applied Economics Letters*, 1-6.
- \_\_\_\_\_ (2009), "Testing Long Run Validity of Purchasing Power Parity for Selected Emerging Market Economies", *Applied Economics Letters*, 1-6.
- Donald, N., J. McCloskey y R. Zecher (1984), "The Success of Purchasing Power Parity: Historical Evidence and its Implications for Macroeconomics", *NBER Chapter 11127*, 121-172.
- Dornbusch, R. (1987), "Exchange Rate Economics: 1986", NBER, *Working Paper 2071*, 1-43.
- \_\_\_\_\_ (1985), "Purchasing Power Parity", NBER, *Working Paper 1591*, 1-34.
- Echeverría, J., D. Vásquez y M. Villamizar (2008), "Expectativas, Tasa de Interés y Tasa de Cambio. Paridad Cubierta y no Cubierta en Colombia", *Borradores de Economía 486*, Banco de la República, Colombia, 1-43.
- Edwards, S. (1989) "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries," *World Bank Research Observer*, 4 (1), 3-21.
- \_\_\_\_\_ (1993), "Exchange Rates as Nominal Anchors," *Welwirtschaftliches Archiv*, 129 (1), 1-32.
- \_\_\_\_\_ (1997), "The Mexican Pesos Crisis: How Much Did We Know? When did we Know it?", *NBER, Working Paper, 6334*, 1-38.
- \_\_\_\_\_ (1998), "Capital Flows and Real Exchange Rates, and Capital Controls: Some Latin American Experiences", *NBER Working Paper, 6800*, 1-83.



- \_\_\_\_\_ (1999), "On Crisis Prevention: Lessons from Mexico and East Asia", *NBER, Working Paper*, 7233, 1-63.
- Edwards, S., y M. Savastano (1998), "The Morning After: The Mexican Peso in the Aftermath of the 1994 Currency Crisis", *NBER, Working Paper*, 6516, 1-84.
- \_\_\_\_\_ (1999), "Exchange Rates in Emerging Economies: What do We Know? What do we Need to Know", *NBER Working Paper*, 7228, 1-75.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64, 813-836.
- Fadl, S., y S. Puchot (1994), "Consideraciones sobre la Calidad de los Indicadores del Tipo de Cambio Real en México", *Comercio Exterior*, 44 (12).
- Fernandez, D. G. (1997), "Breaking Trends and the Money-Output Correlation", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 674-79.
- Frait, J. (2008), "The Real Exchange Rate Misalignment in the Five Central European Countries-Single Equation Approach", en P. Karadeloglou y Terraza V. (eds.), *Exchange Rates and Macroeconomic Dynamics*, Palgrave Macmillan, Nueva York.
- Frankel, J.A. (1978), "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, 8, 169-191.
- Frenkel, J. (1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scand. J. Econ.*, 78 (2), 200-224.
- Frenkel, J. (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* 10032, 1-39.
- Froot, K. y K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rates," *Handbook of International Economics*, edited by G. Grossman and K. Rogoff, Vol. 3, New York, North-Holland.
- Gabás, S. M. D. Gadea y A. Montañés (2005), "Breaks, Co-Breaks and Real Exchange Rates Regimes" *Working Paper*, <http://estructuraehistoria.unizar.es/personal/lgadea/index.htm>
- Gadea, M.D., Montañés, A., y Reyes, M. (2004), "The European Union Currencies and the US Dollar: From Post-Bretton-Woods to the Euro", *Journal of International Money and Finance*, 23, 1109-1136.

- Galindo, L. M. (1995), "Una Nota sobre el Tipo de Cambio en México", *Investigación Económica*, 212, 113-134.
- Galindo, L. M. y H. Catalán (2003), "The PPP Hypothesis and the Mexican Real Exchange Rate: A Long Term Perspective", *Mimeo UNAM*.
- Geweke, J., R. Meese y W. Dent (1982), "Comparing Alternatives Tests of Causality in Temporal Systems", *Journal of Econometrics*, 21, 161-194.
- Gökcan, A. y E. Özmen (2002), "Do PPP and UIP Each Other in a Financially Open Economy? The Turkish Evidence", *ERC Working Papers* 0101, 1-21.
- Goldberg P. K. y F. Verboven (2005), "Market Integration and Convergence to the Law of One Price: Evidence from the European Car Market", *Journal of International Economics*, 65, 49-73.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger, C., y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Greene, W. (1999), *Análisis Económico*, Tercera Edición, Prentice-Hall, España.
- Gujarati, D. (2003), *Econometría*, Cuarta Edición, Mcgraw-Hill, México.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, USA.
- Hansen, B. (2001), "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity," *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 117-128.
- Harberger, A. (2003), "Economic Growth and The Real Exchange Rate: Revisiting the Balassa-Samuelson Effect", *Paper prepared for a Conference organized by The Higher School of Economics, Moscow April 2003*. <http://www.econ.ucla.edu/harberger/ahecgrowth.pdf#search='real%20exchange%20rate%20and%20economic%20growth>.
- Harrod, R. (1933), *International Economics*, Londres: Nisbet y Cambridge University Press.
- Hernández, P. (2009), "Tipos de Cambio e Inflación en América Latina", en Mántey y López (coordinadoras) *Política Monetaria con Elevado Traspaso del Tipo de Cambio. La Experiencia Mexicana con Metas de Inflación*, Plaza y Valdés, México, D. F.

- Ho, T. (2007), "Testing Seasonal Mean-Reversion in the Real Exchange Rates: An Application of Nonlinear IV Estimator", *Economics Letters*, 1-9.
- 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.
- Jacobson, T., J. Lyhagen, R. Larsson y M. Nessén (2008), "Inflation, Exchange Rates and PPP in a Multivariate Panel Cointegration Model", *Econometrics Journal*, 11, 1-22.
- Johnson, H., (1969), "The Case For Flexibles Exchange Rates", *Federal Reserve Bank of St. Louis*.
- Jewell, T., J. Lee, M. Tieslau y M.C. Strazicich (2003), "Stationary of Health Expenditures and GDP: Evidence from Panel Unit Root Test with Heterogeneous Structural Breaks, *Journal of Health Economics*, 22, 313-323.
- Jönsson, K. (2005), "Using Panel Data to Increase the Power of Modified Unit Root Tests in the Presence of Structural Changes", *Applied Mathematics and Computation*, 171, 832-842.
- Kalyoncu, H. y K. Kalyoncu (2008), "Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root", *Economic Modelling*, 25, 440-445.
- \_\_\_\_\_ (2007), "Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root", *Economic Modelling*, 1-6.
- Kalyoncu, H. (2009), "New Evidence of the Validity of Purchasing Power Parity from Turkey", *Applied Economics Letters*, 16, 63-67.
- Kapetanios, G. (2005), "Unit-Root Testing against the Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 1, 123-133.
- 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.
- Koukouritakis (2009), "Testing the Purchasing Power Parity: Evidence from the New EU Countries", *Applied Economics Letters*, 16, 39-44.

- Krueger, A. y A. Tornell (1999), "The Role of Bank Restructuring in Recovering from Crises: Mexico 1995-98", *NBER Working Papers* 7042, 1-56.
- Krueger, A. (1983), *Exchange Rate Determination*, Cambridge University Press.
- Krugman, P. (1978), "Purchasing Power Parity and Exchange Rates. Another Look at the Evidence", *Journal of International Economics*, 8, 397-407.
- Krugman, P. y M. Ostfeld, (2001), *Economía Internacional*, Quinta Edición, Addison Wesley, España.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. 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.
- Larsson, R., J. Lyhagen y M. Lötgren (2001), "Likelihood-Based Cointegration Test in Heterogeneous Panels", *Econometrics Journal*, 4, 109-142.
- Lau, C. K. M. (2009), "A More Power Panel Unit Root Test with an Application to PPP", *Applied Economics Letters*, 16, 75-80.
- 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", *Manuscript*, Department of Economics, Appalachian State University.
- Lee, J. y M. Keung (2006), "Does Productivity Growth Appreciate the Real Exchange Rate?", *Journal of International Economics*, 14, 1-21.
- Levin, A., C.-F. Lin y C.-S. J. Chu (2002), "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108 (1), 1-24.
- Levitch, R. M. (1985), "Empirical studies of exchange rates: price behaviour, rate determination and market efficiency," en *Handbook of International Economics*, edited by R. W. Jones and P. B. Kenen, Amsterdam, North Holland, 2 (Capítulo 19).
- Liew, V. K. S., Lee, H. A. y Lim, KP (2009), "Purchasing Power Parity in Asian Economies: Further Evidence from Ranks Tests for Cointegration", *Applied Economics Letters*, 16, 51-54.

- Lo, M., y M.C. Wong (2006), "What Explains the Deviations of Purchasing Power Parity across Countries? International Evidence from Macro Data", *Economics Letters*, 91, 229-235.
- Lopez, C. (2008), "Evidence of Purchasing Power Parity for the Floating Regime Period", *Journal of International Money and Finance*, 27 (1), 156-164.
- Lopez, C., y D. Papell (2007), "Convergence to Purchasing Power Parity at the Commencement of the Euro", *Review of International Economics*, 15 (1), 1-16.
- 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 (3), 488-509.
- \_\_\_\_\_ (2003), "The Harrod-Samuelson Effect and Non-Linear Real Exchange Rate Adjustment", mimeo, University of Warwick.
- Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Journal of Monetary Economics*, 1 (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.
- MacDonald, (2008), "Three Exchange Rate Puzzles: Facto or Fiction?", en P. Karadeloglou y Terraza V. (eds.), *Exchange Rates and Macroeconomic Dynamics*, Palgrave Macmillan, Nueva York.
- MacDonald, R. y Ricci, L. A. (2005), "The Real Exchange Rate and the Balassa-Samuelson Effect: The Role of the Distribution Sector", *Pacific Economic Review*, 10 (1), 29-48.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Maddala, G. S. y In-Moo Kim (1998), *Unit Root, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, UK.
- Maddala, G. S. and S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-52.
- Medina, L. y A. Noriega (2001), "Evidencia Empirica sobre la Paridad del Poder de Compra en México", *Acta Universitaria*, 11, 33-38.
- 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. Nueva Época*, 5 (1), 37-62.
- Mese, R. y K. Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, 14 (1-2), 3-24.
- Mihaljek, D. y m. Klau (2003), "The Balassa-Samuelson Effect in Central Europe: A Disaggregated Analysis", *BIS Working Papers, No. 143*. Bank For International Settlements.
- Morley, B. (2009), "Exchange Rates and Stock Prices in the Long Run and Short Run", *Working Paper*, Department of Economics, University of Bath, 5/09, 1-23.
- Narayan, P.K. (2006), "Are Bilateral Real Exchange Rates Stationary? Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for India", *Applied Economics*, 38 (1), 63-70.
- \_\_\_\_\_ (2008), "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 (2), 137-146.
- Narayan, P., S. Narayan y P. Prasad (2009), "Evidence on PPP from a Cointegration Test with Multiple Structural Breaks", *Applied Economics Letters*, 16, 5-8.
- Nath, H.K. y J. Sarkar (2009), "Unbiased Estimation of the Half-Life to Price Index Convergence among U.S. Cities", *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (5), 1041-1046.
- Nelson, C. R., y C. I. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 2, 139-162.
- Nenna, M. (2001), "Price Level Convergence among Italian Cities: Any Role for the Harrod –Balassa-Samuelson Hypothesis?", Working Paper, [dep.eco.uniroma1.it/cidei/Docs/workpap/cidei64.pdf](http://dep.eco.uniroma1.it/cidei/Docs/workpap/cidei64.pdf).
- Newey, W. y K. West (1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- Ng, S. y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.

- \_\_\_\_\_ (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- Noriega, A. y L. Medina (2003), "Quasi Purchasing Power Parity: Structural Change in the Mexican Peso/US Dollar Real Exchange Rate", *Estudios Económicos*, 18 (2), 227-236.
- Noyola, J. (1956), "El Desarrollo Económico y la Inflación en México y Otros Países Latinoamericanos", *Revista Investigación Económica*, 16, Escuela Nacional de Economía, UNAM.
- Nusiar, S. (2008), "Purchasing Power Parity under Regime Shifts: An Application to Asian Countries", *Asian Economic Journal*, 22, 241-266.
- Obstfeld, M. y Rogoff, K. (2000), "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?", *NBER Working Paper 7777*, 1-66.
- \_\_\_\_\_ (1996), "*Foundations of International Macroeconomics*", The MIT Press, USA.
- Officer, L. (1974), "Purchasing Power Parity and Factor Price Equalization," *Kyklos*, 27 (4), 868-78.
- \_\_\_\_\_ (1976), "The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article", *International Monetary Fund, 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 (2), 206-230.
- \_\_\_\_\_ (1981), "The Floating Dollar in the Greenback Period: A Test of Theories of Exchange-Rate Determination", *The Journal of Economic History*, 41 (3), 629-650.
- Papell, D. H. (2004), "The Panel Purchasing Power Parity Puzzle", *Working Papers*, Department of Economics, University of Houston.
- Papell D. H. y R. Prodan (2003), "Long Run Purchasing Power Parity: Cassel or Balassa-Samuelson?", *Working Papers*  
[http://www.econ.berkeley.edu/~obstfeld/281\\_sp04/papell.pdf](http://www.econ.berkeley.edu/~obstfeld/281_sp04/papell.pdf) .
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.

- Pedroni, P. (2004), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, 3, 579-625.
- Percoco, M., J. D. Geffrey y L. Senn (2006), "Structural Change Decomposition Through a Global Sensitivity Analysis of Input-Output Models", *Economic Systems Research*, 18 (2), 115-131.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- \_\_\_\_\_ (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Roots in a Time Series Regression", *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Pulido, A. (2001), *Modelos Económicos*, Ediciones Pirámide, México.
- Ramirez, M., y S. Khan (1999), "A Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity: 1973-96", *International Advances in Economic Research*, 5 (3), 369-385.
- Rambaldi, A. N. y Doran, H.E. (1996), "Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems Made Easy", Department of Econometrics, University of New England, *Working Paper in Econometrics and Applied Statistics* 88, 1-23.
- Ramirez, M. (2004), "Mexico Under TLCAN: A Critical Assessment." *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43 (5), 863-892.
- Rappoport, P. y L. Reichlin (1989), "Segmented Trends y Nonstationary Time Series", *The Economic Journal*, 99 (395), 168-177.
- Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34 (2), 647-668.
- Ros, J. (1995), "Mercados Financieros, Flujos de Capital y Tipo de Cambio en México", *Economía Mexicana. Nueva Época*, 4 (1), 5-67.
- Ruiz, P. (1997), "Evolución y Determinantes del Tipo de Cambio en México", *Documento de Trabajo*, UNAM.
- \_\_\_\_\_ (2004), "The Purchasing Power Parity Theory and Ricardo's Theory of Value", *Contributions to Political Economy*, 23 (1), 65-80.



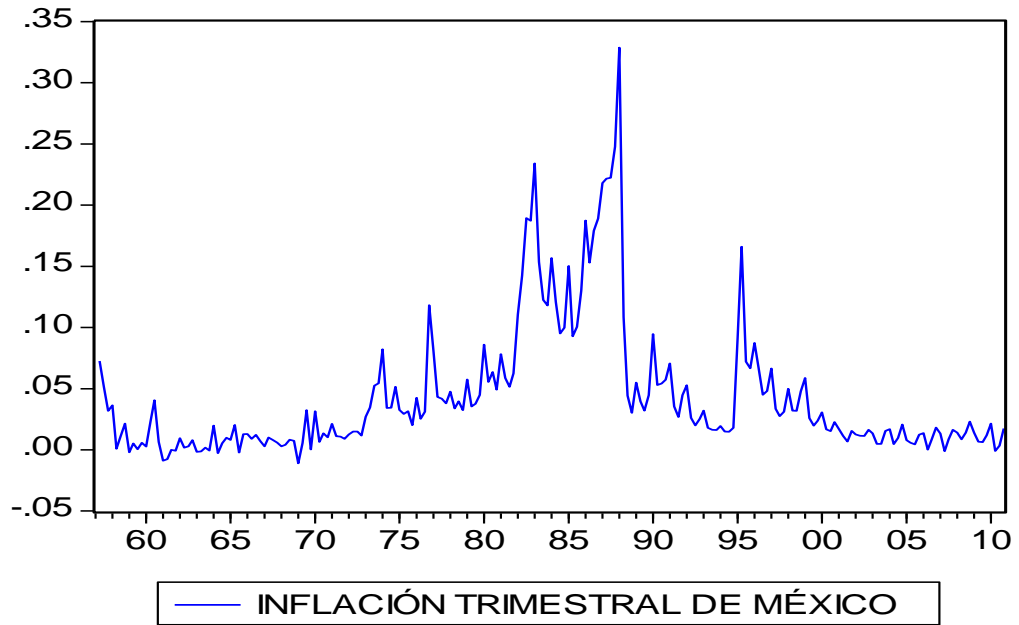
- Rush, M. y Husted S. (1985), "Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Canadian Journal of Economics*, 18 (1), 137-145.
- Sabaté, M., M. D. Gadea y J. M. Serrano (2003), "PPP and Structural Breaks. The Peseta-Sterling Rate, 50 Years of a Floating Regime", *Journal of International Money and Finance*, 22 (5), 613-627.
- Salim, R. y K. Hassan (2009), "Does the Relative Population Growth Affect Purchasing Power Parity?", *Applied Economics Letters*, 16 (1), 103-107.
- Samuelson, P. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, 46 (2), 145-154.
- Sánchez, A., J. Bruno y I. Perrotini (2009), "Política Macroeconómica y Fuentes de las Fluctuaciones de los Tipos de Cambio en México 1995-2006: Un Modelo SVAR con Restricciones de Largo Plazo", en Mántey y López (coordinadoras) *Política Monetaria con Elevado Traspaso del Tipo de Cambio. La Experiencia Mexicana con Metas de Inflación*, Plaza y Valdés, México, D. F.
- 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](http://www.banguat.gob.gt/publica/banca/047200402/002.pdf).
- Santaella, J. y A. Vela (2004), "The 1987 Mexican Disinflation Program: An Exchange Rate-Based Stabilization?", *Economía Mexicana. Nueva Época*, 14 (1), 5-40.
- Sarno, L. y M. Taylor. (2002a), "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", *International Monetary Fund, Staff Papers*, 1, 65–105.
- \_\_\_\_\_ (2002b), *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press.
- Schnabl, G. (2001), "Purchasing Power Parity: Yen/Dollar Exchange Rate", *The World Economy*, 24 (1), 31-50.
- Schmidt, P. y P.C.B. Phillips (1992), "LM Test for Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), 257-287.
- Shively, A. (2001), "A Test of Long Run Purchasing Power Parity", *Economics Letters*, 73 (2), 201-205.
- Sim, C. A. (1972), "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62 (4), 540-552.

- Sonora, R. (2005), "City CPI Convergence in Mexico", *Review of Development Economics*, 9 (3), 359-367.
- \_\_\_\_\_ (2009), "City Relative Price Convergence in the USA with Structural Breaks", *Applied Economics Letters*, 16 (9), 939-944.
- Sonora, R. y J. Tica (2009), "Harrod, Balassa and Samuelson (Re)Visit Eastern Europe", [EFZG Working Papers Series](#), No. 907, [Faculty of Economics and Business, University of Zagreb](#).
- 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 (1), 139-150.
- \_\_\_\_\_ (2003), "Purchasing Power Parity", *Review of International Economics*, 11 (3), 436-452.
- \_\_\_\_\_ (2005), "Real Exchange Rates and Nonlinearities", en Poul De Grauwe, *Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?*, The MIT Press, London, England.
- Taylor, M. P. y L. Sarno (1998), "The Behavior of Real Exchange Rate During the Post-Bretton Woods Period ", *Journal International Economics*, 46 (2), 281-312.
- Taylor, A. y M. Taylor (2004), "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, 18 (4), 135-158.
- Thomas, A. y A. King (2008), "The Balassa-Samuelson Hipótesis in Asia-Pacifico Region Revisited", *Review of International Economics*, 16 (1), 127-141.
- Tica y Druzic (2006), "The Harrod- Balassa-Samuelson Effect: A Survey of Empirical Evidence", *Working Paper Series, No. 06-07*, University of Zagreb.
- 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*, México, Siglo XXI.
- Velasco, A. (2000), "Tipos de Cambio en Mercados Emergentes: el Futuro de los Regimenes de Flotación", *Documentos de Trabajo del Banco de México*, 161-224.  
<http://www.bancomexico.gob.mx/tipo/publicaciones/seminarios/Andres%20Velasco.pdf>

- Wallace, F. y Shelley (2006), "An Alternative Test of Purchasing Power Parity", *Economics Letters*, 92 (2), 177-183.
- Warner, A. (1997), "Mexico's 1994 Exchange Rate Crisis Interpreted in Light of the No-Traded Model", *NBER Working Paper 6165*, 1-43.
- Westerlund, J. y D. Edgerton (2008), "A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70 (5), 665-704.
- Wong, D. K. T. y K-W Li (2010), "Comparing the Performance of Relative Stock Return Differential and Real Exchange Rate in Two Financial Crises", *Applied Financial Economics*, 20 (1 y 2), 137-150.
- Yao Y-C. (1988), "Estimating the Number of Change-Points Via Schwarz' Criterion", *Statistics and Probability Letters*, 6, 181-189.
- Yeager L. B. (1958), "A Rehabilitation of Purchasing Power Parity", *Journal of Political Economy*, 66, 526-30.
- Zapata, H. O. y Rambaldi, A. N. (1997), "Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 285-298.
- 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 (1), 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*, 10 (3), 251-270.

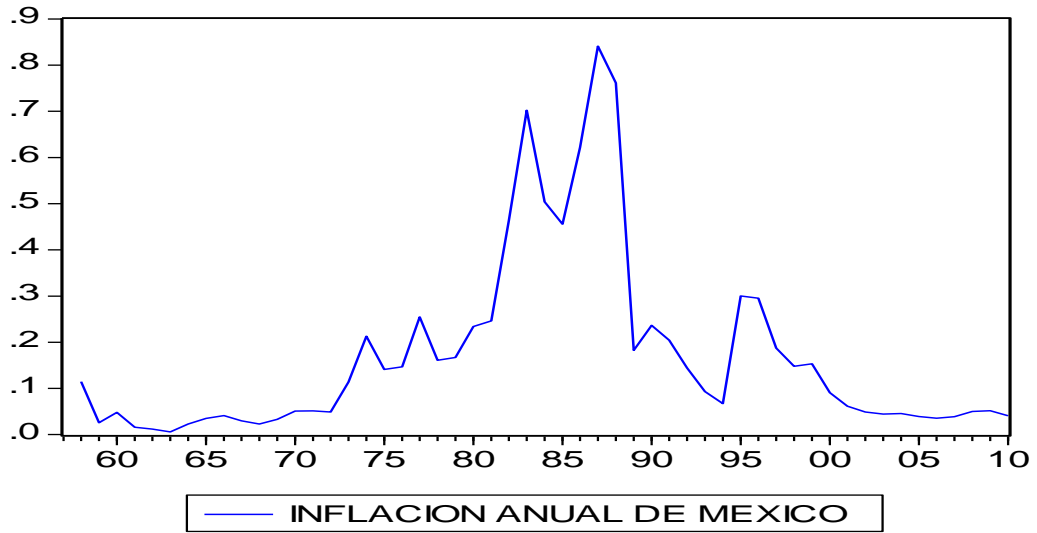
**Anexo**

**Gráfica A.1**  
**Inflación trimestral de México (1957-2010)**



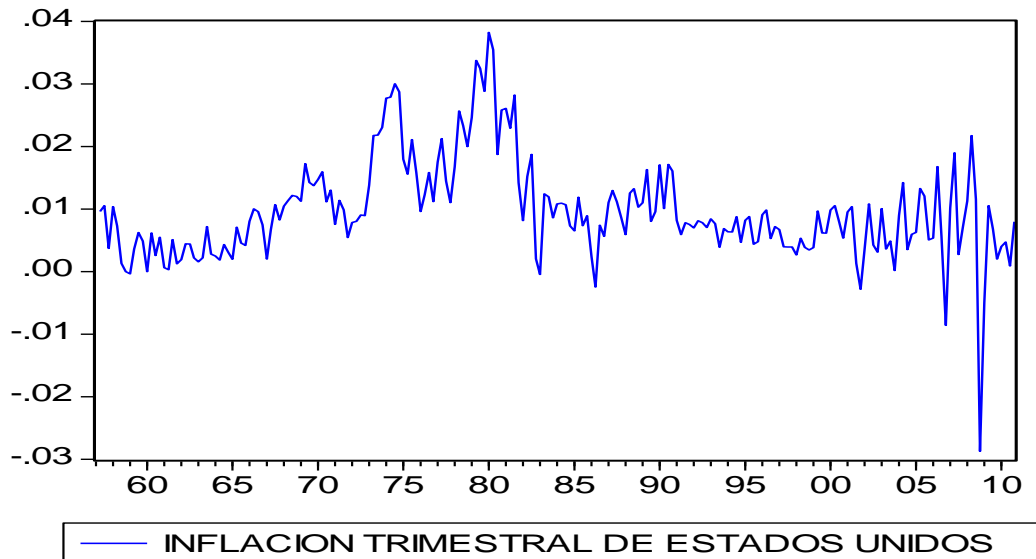
Fuente: elaboración propia con base a *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional.

**Gráfica A.2**  
**Inflación anual de México (1957-2010)**



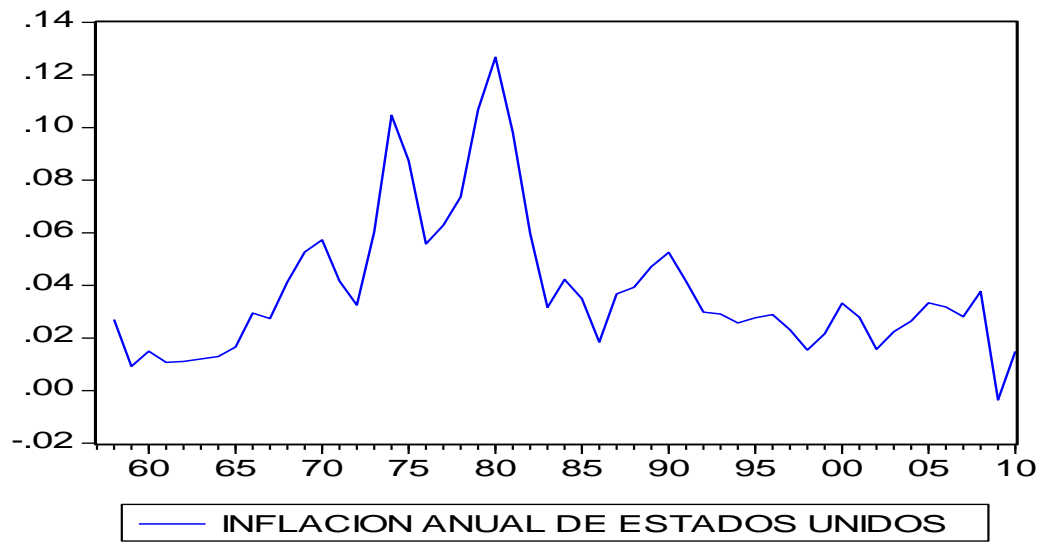
Fuente: elaboración propia con base a *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional.

**Gráfica A.3. Inflación trimestral de Estados Unidos (1957-2010)**



Fuente: elaboración propia con base a *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional.

**Gráfica A.4**  
**Inflación anual de Estados Unidos (1957-2010)**



Fuente: elaboración propia con base a *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional.

**Cuadro A.1**  
**Índice de precios al consumidor de México y Estados Unidos**

<b>AÑOS</b>	<b>PMEX</b>	<b>PUSA</b>	<b>AÑOS</b>	<b>PMEX</b>	<b>PUSA</b>
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	15.3171	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	42.1933	2009	119.271	109.855
1981	0.124	46.546	2010	124.218	11.502
1982	0.197	49.413			

Fuente: Fondo Monetario Internacional. El año base para ambos países es 2005.

**Cuadro A. 2**  
**Regímenes cambiarios en México desde 1954**

<b>Periodo</b>	<b>Régimen</b>	<b>Tipos de cambios</b>	<b>Cotización inicio</b>	<b>Cotización final</b>
<b>19 de abril de 1954 – 31 de agosto de 1976</b>	Paridad fija	Fijo	\$12.50	\$12.50
<b>1 de septiembre de 1976 – 5 de agosto de 1982</b>	Sistema de flotación controlada	Operaciones en billetes/documentos	\$20.50	\$48.79
<b>6 de agosto de 1982 – 31 de agosto de 1982</b>	Sistema cambiario múltiple	General Preferencial* Mex-dólar**	\$75.33 \$49.13 \$69.50	\$104.00 \$49.81 \$69.50
<b>1 de septiembre de 1982 – 19 de diciembre de 1982</b>	Control generalizado de cambios	Preferencial Ordinario	\$50.00 \$70.00	\$70.00 \$70.00
<b>20 de diciembre de 1982 – 4 de agosto de 1985</b>	Control de cambios	Controlado Especial Libre	\$95.05 \$70.00 \$149.25	\$281.34 \$281.51 \$344.50
<b>5 de agosto de 1985 - 10 de noviembre de 1991</b>	Flotación regulada	Control de equilibrio Libre	\$282.30 \$344.50	\$3,073.00 \$3,068.90
<b>11 de noviembre de 1991- 21 de diciembre de 1994</b>	Bandas cambiarias con deslizamiento	FIX <sup>17</sup>	\$3,074.03	N\$3.9970
<b>22 de diciembre de 1994-presente</b>	Libre flotación	FIX	\$N4.8875	

Fuente: Banco de México, septiembre de 2009.

\*Promedio entre compra y venta.

\*\*Sólo se cotizaba al tipo de cambio especificado. Únicamente estuvo vigente del 19 al 31 de agosto de 1982.

\*\*\*Promedio entre compra y venta. \$ viejos pesos y N\$ nuevos pesos.

<sup>17</sup> “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, p.10).



**Cuadro A.3**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria antes del TLCAN**

Variable en nivel	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
TCRMEXUSAT	C	-2.727c	-2.731c	0.238c
TCRMEXUSA	C	-2.331	-2.365	0.171c
<b>Después del TLCAN</b>				
TCRMEXUSAT	C	-2.688c	-2.833c	0.335c
TCRMEXUSA	C	-2.427	-2.536	0.251c

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.4**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria**  
**Antes de la liberalización financiera (LF)**

Variable en nivel	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
TCRMEXUSAT	C	-2.648c	-2.639c	0.349c
TCRMEXUSA	C	-0.901	-2.223	0.286c
<b>Después de la LF</b>				
TCRMEXUSAT	C	-2.738c	-2.858c	0.291c
TCRMEXUSA	C	-2.785c	-2.808c	0.253c

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.5**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria antes del TLCAN,**  
**Lee y Strazicich (2004)**

Variabes	Tipo de modelo un cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1(ns)	1982:04*	-2.657	1	
TCRMEXUSA	IO1(ns)	1985:01*	-1.837	0	
TCRMEXUSAT	IO2+++	1984:01*	-4.577	4	5%
TCRMEXUSA	IO2+++	1984:01*	-5.041	1	5%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.23, -3.56 y -3.21 respectivamente para el modelo IO1 (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.11, -4.50 y -4.21 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2004); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

**Cuadro A.6**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria después del TLCAN,**  
**Lee y Strazicich (2004)**

Variables	Tipo de modelo un cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1+	2008:03*	-0.051	8	
TCRMEXUSA	IO1(ns)	1997:01*	-3.007	1	
TCRMEXUSAT	IO2+++	2002:02*	-3.751	3	
TCRMEXUSA	IO2+++	1998:01*	-4.195	1	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.23, -3.56 y -3.21 respectivamente para el modelo IO1 (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.11, -4.50 y -4.21 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2004); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

**Cuadro A.7**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria (1957-1988), Lee y Strazicich (2003,2004)**

Variables	Tipo de modelo un cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1++	1982:01*	-3.267	2	10%
TCRMEXUSA	IO1++	1981:01*	-4.615	1	1%
TCRMEXUSAT	IO2+++	1982:01*	-4.710	2	5%
TCRMEXUSA	IO2(ns)	1980:01*	-5.597	1	1%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.23, -3.56 y -3.21 respectivamente para el modelo IO1 (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.11, -4.50 y -4.21 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2004); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

**Cuadro A.8**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria (1989-2010), Lee y Straszich (2004)**

Variables	Tipo de modelo un cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1+++	1995:01	-3.119	3	
TCRMEXUSA	IO1 (ns)	2008:01*	-3.004	3	
TCRMEXUSAT	IO2 (ns)	2003:01	-3.158	3	
TCRMEXUSA	IO2+++	1996:01*	-3.435	1	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.23, -3.56 y -3.21 respectivamente para el modelo IO1 (Lee y Straszich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.11, -4.50 y -4.21 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Straszich, 2004); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

**Cuadro A.9**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria antes del TLCAN, Lee y Straszich (2003)**

Variables	Tipo de modelo Dos cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1(ns)	1976:03*/1982:02*	-2.780	3	
TCRMEXUSA	IO1(ns)	1987:01/1981:01*	-3.116	1	
TCRMEXUSAT	IO2+++	1977:04*/1987:02	-5.811	4	5%
TCRMEXUSA	IO2+++	1978:01*/1986:01*	-8.117	1	1%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.54, -3.84 y -3.50 respectivamente para el modelo IO1; (Lee y Straszich, 2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Straszich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

**Cuadro A.10**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria después del TLCAN,**  
**Lee y Strazicich (2003)**

Variables	Tipo de modelo Dos cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1+	2006:01*/2009:02	-1.634	1	
TCRMEXUSA	IO1+++	2003:01*/2008:01*	-4.482	1	5%
TCRMEXUSAT	IO2+++	2002:03*/2008:02*	-5.276	3	10%
TCRMEXUSA	IO2+++	1998:01*/2004:01*	-7.342	1	1%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.54, -3.84 y -3.50 respectivamente para el modelo IO1 (Lee y Strazicich, 2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

**Cuadro A.9**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria (1957-1988), Lee y Strazicich (2003,2004)**

Variables	Tipo de modelo Dos cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1+++	1976:02*/1982:02*	-3.578	4	10%
TCRMEXUSA	IO1+++	1978:01/1981:01*	-5.104	1	1%
TCRMEXUSAT	IO2+++	1977:03*/1981:03*	-7.383	5	1%
TCRMEXUSA	IO2+++	1978:01/1980:01*	-8.294	1	1%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.54, -3.84 y -3.50 respectivamente para el modelo IO1 (Lee y Strazicich, 2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

**Cuadro A.10**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria (1989-2010), Lee y Strazicich (2003,2004)**

Variables	Tipo de modelo Dos cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
TCRMEXUSAT	IO1+	1996:03/2006:01	-3.296	3	
TCRMEXUSA	IO1(sn)	1995:01*/2008:01*	-4.197	3	5%
TCRMEXUSAT	IO2+++	1994:03*/2000:01*	-5.369	4	5%
TCRMEXUSA	IO2+++	1996:0*1/2002:01	-6.360	3	1%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.54, -3.84 y -3.50 respectivamente para el modelo IO1 (Lee y Strazicich, 2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%; +, ++, +++ indican que la constante es estadísticamente significativa al 10, 5 y 1% de significancia y (ns) indica que no es estadísticamente significativo.

**Cuadro A.11**  
**Pruebas de causalidad antes de la liberalización financiera**

Hipótesis nula	Granger	Toda y Yamamoto
$E$ no causa a $P$	0.605	7.260
$P$ no causa a $E$	8.410a	100.931a

- a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.  
b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.  
c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.12**  
**Pruebas de causalidad después de la liberalización financiera**

Hipótesis nula	Granger	Toda y Yamamoto
$E$ no causa a $P$	39.823a	530.592a
$P$ no causa a $E$	20.106b	122.141a

- a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.  
 b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.  
 c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.13**  
**Pruebas de causalidad antes del TLCAN**

Hipótesis nula	Granger	Toda y Yamamoto
$E$ no causa a $P$	0.672	5.357
$P$ no causa a $E$	8.789a	70.409a

- a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.  
 b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.  
 c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.14**  
**Pruebas de causalidad después del TLCAN**

Hipótesis nula	Granger	Toda y Yamamoto
$E$ no causa a $P$	12.692a	39.488a
$P$ no causa a $E$	7.417a	23.075a

- a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.  
 b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.  
 c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

## II. Convergencia de precios entre las principales ciudades de México

### Introducción

La PPC es considerada una extensión de la ley del único precio a múltiples bienes y sujeta a una cantidad enorme de investigación. Sin embargo, investigaciones posteriores a la era de *Bretton Woods* sobre la PPC, han tenido dificultades para encontrar evidencia del cumplimiento de la hipótesis. En este sentido, podría ser que la diferencia y volatilidad de precios que se observa entre países no sea tan diferente a lo que se observaría entre ciudades dentro de un mismo país, así como también considerar la posibilidad de encontrar precios diferentes de bienes básicos en supermercados vecinos o incluso en diferentes puestos del mismo mercado. El análisis de la convergencia de precios a nivel de ciudad o regional es útil, debido a que la desviación persistente de precios relativos da lugar, entre otras cosas, a la posibilidad de diferentes tasas de interés real y salarios reales dentro de un país, generando una distribución no adecuada de los recursos productivos (Nath y Sarkar, 2009; Dreger y Kosfeld, 2010). Una única política monetaria puede no ser adecuada cuando persisten estas diferencias en las regiones o en las ciudades de un mismo país.

En vista de lo anterior, recientemente ha aumentado el interés en investigaciones sobre la convergencia de precios relativos intranacional más que en el contexto internacional. A nivel intranacional se debería esperar una mayor integración de los mercados, ausencia de barreras al comercio, no existencia de la

volatilidad del tipo de cambio, costos de transporte, relativamente, menores a nivel nacional que internacional y un índice de precios más homogéneo (Chaudhuri y Sheen, 2004). Por lo que, también se debería esperar mucho más comercio entre las regiones, estados y ciudades de bienes, trabajo y capital al interior de un mismo país que entre países, que puede dar como resultado, una convergencia más rápida de los precios a nivel intranacional que internacional. Para el caso de México es muy poco el análisis que se ha hecho sobre este tema, concretamente, sólo existen tres estudios a nivel intranacional, pero no se incorporan cambios estructurales en la modelación econométrica (para más detalles de trabajos sobre México, ver a González y Rivadeneyra, 2004; Sonora, 2005; Vargas, 2008).

En vista de lo anterior, para el caso de México se plantea la siguiente pregunta: ¿Hay convergencia de precios relativos intranacional entre ciudades, regiones y mercados específicos para el caso de México incluyendo cambios estructurales (1982:01-2009:04)? La hipótesis de que deriva de esta pregunta es: se da la convergencia de precios relativos intranacional entre ciudades, regiones y mercados específicos para el caso de México incluyendo cambios estructurales (1982:01-2009:04). Donde, el objetivo que se plantea de acuerdo a lo anterior es: aplicar pruebas de raíz unitaria para probar la convergencia de precios relativos intranacional entre ciudades, regiones y mercados específicos para el caso de México, incluyendo cambios estructurales (1982:01-2009:04).

Este ensayo se encuentra estructurado en cuatro secciones: después de esta introducción; en la primera sección, se hace una revisión de la literatura sobre la convergencia de precios a nivel intranacional; en la segunda sección, se analizan las pruebas de raíz unitaria univariable y con datos panel (en ambos



casos, con y sin cambio estructural); en la tercera sección, se presentan los resultados estimados; en la cuarta sección se estima la tasa de convergencia de precios relativos entre las ciudades de México. Finalmente se concluye.

## 1. Revisión bibliográfica

La PPC es considerada una extensión de la ley del único precio a múltiples bienes. En el caso de la PPC, el efecto frontera (*border effect*) es un conjunto de factores (entre ellos: las barreras al comercio, impuestos diferentes, gustos y demandas diferentes, y fluctuaciones del tipo de cambio, entre otros) que impiden una integración de los mercados completa y, por lo tanto, la paridad del precio absoluta (Ceglowski, 2003).

Trabajos que realizan este tipo de estudio se pueden ver en Engel y Rogers (1994), Carrion-i-Silvestre y del Barrio (2003), González y Rivadeneyra (2004), Chaudhuri y Sheen (2004), Sonora (2005 y 2009), Morshed *et al.* (2006), Vargas (2008), Oh y Han (2009), Nagayasu (2010) y Yazgan y Yilmazkuday (2011).

En el caso del estudio de Engel y Rogers (1994), estos autores examinan datos de 14 categorías de índices de precios al consumo desagregado para 23 ciudades en los Estados Unidos y Canadá. Dentro de un país, el precio relativo del mismo bien entre dos ciudades está en función de la distancia entre ellas. Ellos encuentran que la variabilidad en el precio de un bien en dos localidades diferentes dentro de un país, depende de la distancia (y de la distancia al cuadrado) entre las localidades. Sin embargo, también se tiene como resultado que manteniendo otras variables (incluyendo la distancia) constantes, la

variabilidad de los precios entre dos ciudades de Estados Unidos o de Canadá es mucho menos, que entre una ciudad de Estados Unidos y una de Canadá. Por su parte, Carrion-i-Silvestre y del Barrio (2003) hacen un estudio a nivel intranacional de 50 ciudades españolas, utilizando pruebas de raíz unitaria con datos panel. Aunque los resultados aceptan la PPC intranacional, las desviaciones de corto plazo indican que los factores reales pueden causar una tasa de convergencia lenta a un índice de precios común.

González y Rivadeneyra (2004) analizan la PPC intranacional para distintos bienes por medio de la metodología de cointegración, y encuentran un alto grado de cumplimiento de la PPC para bienes comerciables como frutas, verduras y alimentos en general, caso contrario, se encuentra en el sector servicios de la economía mexicana. Chaudhuri y Sheen (2004), analizan la dinámica de los índices de precios al consumidor de 8 bienes/servicios para 7 ciudades australianas, haciendo uso de las pruebas de raíz unitaria con la técnica de panel muestran que la PPC intranacional no puede ser rechazada para la mayoría de las ciudades de Australia.

Por su parte, Sonora (2005) evalúa la hipótesis de la PPC en un país en desarrollo (México), utilizando datos de índices de precios al consumidor de 34 ciudades para el periodo 1982-2000. Sus resultados muestran que el tipo de cambio real entre ciudades no contiene raíz unitaria, aplicando la técnica de raíz unitaria con datos panel. Morshed *et al.* (2006) aplica el método de cointegración para examinar la dinámica de precios de 25 ciudades de la India. A través de las funciones impulso respuesta se calcula la tasa de convergencia de los precios y, se encuentra que, la vida media de algún *shock* es muy pequeña para las

ciudades de India. Vargas (2008) realiza un análisis de la PPC intranacional (16 ciudades y 8 tipos de mercados) para el caso de México, utilizando tres diferentes pruebas de raíz unitaria con datos panel. Sus resultados muestran la validación de la PPC para 7 de los 8 mercados analizados.

Sonora (2009) analiza la convergencia de precios para 20 áreas metropolitanas de Estados Unidos durante el periodo 1918-1997. Basándose en pruebas de raíz unitaria que permiten hasta dos cambios estructurales, y tomando a Chicago como la ciudad numeraria, es capaz de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para la mayoría de los precios relativos de las ciudades, donde la tasa de convergencia se encuentra de acuerdo con la teoría, entre 1 y 2 años. Oh y Han (2009) examinan el cumplimiento de la PPC intranacional para 6 ciudades de Korea, incluyendo 13 bienes comerciables y no comerciables para el periodo 1975-2005. Aplicando pruebas de raíz unitaria con datos panel, encuentran el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en 6 de 8 bienes comerciables y en 2 de 5 bienes no comerciables.

Nagayasu (2010) realiza un análisis de convergencia regional de precios para 10 regiones en Japón para el periodo 1975 al 2005. Sus resultados indican que la inflación promedio de las regiones difiere significativamente y no hay convergencia de precios entre ellas. Esto muestra evidencia que a nivel intranacional también pueden existir diferencias regionales en la inflación. Finalmente, Yazgan y Yilmazkuday (2011) realizan un estudio de convergencia de precios para 52 ciudades de Estados Unidos para el periodo 1990-2007. Encuentran fuerte evidencia a favor de la convergencia de precios para todos los bienes con una tasa muy rápida de 1.64 trimestres.

## 2. Modelos econométricos

En este ensayo, para probar la estacionariedad de los precios relativos se aplican pruebas de raíz unitaria univariable con y sin cambio estructural múltiple, pruebas de raíz unitaria con datos panel con y sin cambio estructural múltiple, y además, se estima la tasa de convergencia de precios.

### 2.1. Pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural

En el análisis de series de tiempo, es posible encontrar tanto a series estacionarias como no estacionarias y problemas de regresión espuria, debido a la presencia de estas últimas. Esto en el sentido de que la regresión de un “paseo” aleatorio<sup>18</sup> sobre otro puede resultar una relación estadísticamente significativa, aunque ellas sean dos series independientes (Granger y Newbold, 1974). Cuando las series son dependientes en relación a sus tendencias temporales la no estacionariedad puede resolverse introduciendo tendencias determinísticas<sup>19</sup> en el modelo de regresión.

Un proceso  $I(0)$  representa una serie de tiempo estacionaria<sup>20</sup>. Si una serie es diferenciada una vez para que sea estacionaria, entonces la serie en niveles es integrada de orden 1,  $I(1)$ . De la misma manera, si una serie debe ser

---

<sup>18</sup> 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.

<sup>19</sup> Se dice que un proceso tiene tendencia determinística cuando su media es función del tiempo.

<sup>20</sup> Se está hablando de estacionariedad débil.

diferenciada dos veces para que sea estacionaria, se dice que la serie en niveles es integrada de orden 2,  $I(2)$ . En general si una serie debe ser diferenciada  $d$  veces para que sea estacionaria, se dice que ésta es integrada de orden  $d$ ,  $I(d)$ .

Una serie  $I(0)$  tiene media y varianza constante en el tiempo, y el valor de su covarianza entre dos periodos no depende del tiempo en el que se ha estimado, sino de la distancia entre esos dos periodos de tiempo (Gujarati, 2003). Esto significa que una serie estacionaria tiende a regresar a su media o a su valor de equilibrio cuando se ha desviado de él. Una serie  $I(1)$  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, cuando el *shock* es lo suficientemente lejano. En las series con raíz unitaria, cualquier *shock* pasado y presente son importantes, así que las medidas no anticipadas de política económica del pasado afectan a la evolución presente y futura de la variable (Dickey *et al.*, 1986; Noriega, 1993; citado por Suriñach, 1995).

De acuerdo con Greene (1999) una serie  $I(1)$  se caracteriza por tener un crecimiento constante y se presenta en la mayoría de los flujos y *stocks* macroeconómicos que tienen relación con el tamaño de la población. Una serie  $I(2)$  presenta un crecimiento a una tasa creciente, y una serie  $I(3)$  o de grado mayor rara vez se presenta.

Para una prueba formal de raíz unitaria, se sigue la metodología empleada por Dickey y Fuller (1979, DF) quien considera un proceso autorregresivo de orden 1,  $AR(1)$ , como sigue:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Con el supuesto de que  $u_t$  es ruido blanco<sup>21</sup>. Bajo la hipótesis nula,  $H_0 : \rho = 1$ ,  $y_t$  es una variable no estacionaria (caminata aleatoria con deriva) y la alternativa,  $H_1 : \rho < 1$ ,  $y_t$  es una variable estacionaria. El modelo (1) puede expresarse en forma alternativa de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Donde  $\gamma = (\rho - 1)$  y  $\Delta$  es el operador de la primera diferencia. De esta manera,

$\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$ , la hipótesis nula es que  $\gamma = 0$  y la alternativa es que  $\gamma < 0$ .

Cuando existe una raíz unitaria, los contrastes de significancia estadística basados en las pruebas *t-Student* y *F*, no son válidos<sup>22</sup>, razón por la cual, la prueba se debe contrastar con los valores críticos tabulados en Dickey y Fuller

<sup>21</sup> Un término de error que sigue los supuestos clásicos de: media cero, varianza constante y no autocorrelación, es conocido como ruido blanco.

<sup>22</sup> La presencia de raíz unitaria,  $\gamma = 0$ , ocasiona que las distribución de estos estadísticos se base en procesos de Weiner.

(1979) o en Mackinnon (1996). En general, la prueba DF se puede aplicar a los siguientes modelos:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Es importante señalar que incluir regresores irrelevantes en el modelo reduce el poder de la prueba, y se puede aceptar la presencia de una raíz unitaria, cuando no exista. Por consiguiente, para la selección del modelo adecuado en la aplicación de la prueba de raíz unitaria, el principio general es elegir una especificación que sea de acuerdo a la descripción de los datos (Hamilton, 1994). Se debe incluir en la prueba, la constante y la tendencia si la serie muestra alguna tendencia (determinística o estocástica<sup>23</sup>). Cuando el comportamiento de la serie no refleja alguna tendencia y su media es diferente de cero, se debe incorporar sólo la constante. No se debe de incluir la constante y la tendencia si la serie fluctúa alrededor de una media igual a cero.

Si el término de error ( $u_t$ ) está autocorrelacionado, según Dickey y Fuller (1981, DFA) se deben incluir términos en diferencia rezagados en cualquiera de los modelos anteriores que se aplique. Siguiendo al modelo (6), se modifica de la siguiente manera:

---

<sup>23</sup> Se dice que un proceso tiene tendencia estocástica si la varianza es función del tiempo.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \lambda_t \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

Donde el número de rezagos debe ser suficiente, de tal manera, que el término de error sea aproximadamente ruido blanco. El estadístico de la prueba DFA posee la misma distribución asintótica que en DF, por lo que pueden utilizarse los mismos valores críticos.

Otra metodología alternativa fue propuesta por Phillips y Perron (1988, PP), quienes sugirieron la realización de una corrección no paramétrica de DF para hacerla compatible con la presencia de la autocorrelación y heteroscedasticidad en los residuos. La prueba bajo la metodología de PP es el proceso AR(1):

$$\Delta y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Bajo la hipótesis nula,  $H_0 : \phi = 0$ ,  $y_t$  es una variable no estacionaria (caminata aleatoria con deriva), y la alternativa,  $H_1 : \phi < 0$ ,  $y_t$  es una variable estacionaria.

En la bibliografía econométrica existen varias pruebas de raíz unitaria. Dos de ellas son la DF ó DFA, y la PP mencionadas anteriormente. Otras pruebas que existen son la prueba Dickey-Fuller con GLS *detrended* (DF-GLS) sugerida por Elliot *et al.* (1996), la prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) propuesta por Kwiatkowski *et al.* (1992) y la prueba Elliot, Rothenberg y Stock Point Optimal (ERS) sugerida por Elliott *et al.* (1996) y la de Ng y Perron (2001). Donde para la primera, tercera y cuarta prueba se plantea la hipótesis nula de que existe raíz unitaria en la serie y la alternativa de que la serie es estacionaria. Por



su parte, la KPSS plantea una hipótesis nula de que la serie es estacionaria y la alternativa de que la serie tiene raíz unitaria. Sin embargo, 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.

## **2.2. Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural**

En la extensa literatura sobre cambio estructural, no se ha dado aún una definición exacta sobre este problema. Sin embargo, cambio estructural o inestabilidad estructural ha sido interpretada comúnmente como cambios en los parámetros de regresión (Maddala y Kim, 1998). La estabilidad de los parámetros del modelo de regresión es una de las hipótesis básicas en econometría, la cual es necesaria para la predicción y la inferencia econométrica. De acuerdo con Pulido (2001) existen al menos dos motivos para que la hipótesis de estabilidad estructural pueda ser rechazada: a) un cambio de régimen, y b) una mala especificación del modelo.

Para abordar el cambio estructural, es necesaria la determinación de su existencia y su ubicación temporal en un modelo de regresión. De acuerdo con Hansen (2001) se puede analizar esta cuestión en un modelo dinámico simple, el modelo autorregresivo de primer orden,  $AR(1)$ :

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (9)$$

$$\sum_{t=1}^n e_t^2 / (n - k) = \sigma^2 \quad (10)$$

Donde para la ecuación (9),  $Y_t$  una serie de tiempo,  $Y_{t-1}$  representa la misma serie de tiempo pero rezagada un periodo en el tiempo,  $e_t$  es el término de error no correlacionado serialmente. La ecuación (10) representa la fórmula para estimar la varianza, donde la parte del numerador es la suma de los errores al cuadrado y el denominador son los grados de libertad (para más detalles ver a Gujarati, 2004). Cuando cualquiera o todos los parámetros del modelo han cambiado en algún periodo de la muestra, se dice que, un cambio estructural ha ocurrido. Si el parámetro autorregresivo ( $\rho$ ) cambia, indica que la variable de estudio, ha cambiado en su correlación serial. Cuando el intercepto ( $\alpha$ ) cambia, revela que la media de la variable ha tenido un cambio estructural a través de la relación  $E(y_t) = \mu = \alpha / (1 - \rho)$ . Y finalmente, los cambios en la varianza ( $\sigma^2$ ) son producto de alteraciones en la volatilidad de la variable.

De acuerdo con la crítica de Lucas (1976), en el contexto de modelos de evaluación de la política económica, no es correcto suponer que los parámetros de los modelos de regresión permanezcan constantes ante cambios en regímenes de política. Los agentes económicos toman en cuenta toda la información disponible (incluyendo cambios en la política) al momento de tomar sus decisiones, por lo

que no se debe esperar las mismas respuestas marginales de un cambio en un instrumento de política ante regímenes de política distintos.

En esta investigación es importante señalar que para identificar los cambios estructurales que han afectado a la estructura de la economía mexicana, y que se reflejan en el comportamiento de sus variables económicas, se recurre a modelos de regresión lineal y a la incorporación de variables *dummy* (por ejemplo, ver a: Sonora, 2009; Narayan, 2008) para determinar endógenamente los cambios estructurales en las variables que se pretenden analizar en esta investigación.

Siguiendo a Benerjee, Lazarova y Urga (2003), en las décadas de los sesenta y setenta se pensaba que las series de tiempo de las variables macroeconómicas estaban compuestas de una tendencia y un ciclo, y que los ciclos económicos eran desviaciones de una tendencia secular. De esta manera, se creía que la tendencia era determinística y a menudo lineal, mientras que las posibles desviaciones de ella se consideraban estacionarias, y por consiguiente, transitorias.

La cuestión de si las variables macroeconómicas pueden ser caracterizadas por raíces unitarias ha sido el objeto de considerables investigaciones. Nelson y Plosser (1982) en un estudio citado ampliamente, fueron los primeros en señalar que el componente secular no necesita ser modelado por una tendencia determinística, y que debería ser considerada la posible naturaleza estocástica. La tendencia podía ser caracterizada como una caminata aleatoria, es decir, se movería por *shocks* aleatorios y permanecería ahí en el nuevo nivel hasta que fuera perturbado por otro *shock* aleatorio. Ellos examinaron varias series de tiempo de Estados Unidos y mostraron que la hipótesis nula de raíz unitaria no

pudo ser rechazada para la mayoría de las variables macroeconómicas. Sin embargo, una razón plausible para el no rechazo de la hipótesis nula, es la mala especificación de los componentes deterministas incluidos como regresores en la función tendencia.

Rappoport y Reichlin (1989) y Perron (1989) señalaron que la mayoría de los *shocks* sobre las variables económicas pueden ser transitorios y que pocos eventos tienen efectos permanentes. Demostraron que si existe un cambio estructural en el proceso de generación de datos (pgd) y no es especificado en un modelo econométrico se llega a resultados erróneos.

Perron (1989) desarrolló una prueba de raíz unitaria, la cual extiende el procedimiento estándar de Dickey-Fuller (1981) adicionando variables *dummy* para diferentes interceptos y pendientes. Mostró que permitiendo un sólo cambio en el intercepto después del año 1929 o en la pendiente después del año 1973 de la función tendencia, la mayoría de las variables macroeconómicas son estacionarias, tratando el cambio estructural como conocido *a priori*. Perron reexaminó el conjunto de datos de Nelson-Plosser (1982) y fue capaz de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en 11 de las 14 series.

Sin embargo, los resultados de Perron (1989) también fueron criticados por varios autores, argumentando que las conclusiones de Perron cambiarían si el punto de rompimiento fuera determinado endógenamente. De esta manera, la siguiente literatura reservó parcialmente estas conclusiones de Perron y extendió el problema de cambio estructural a otras áreas como en la cointegración y estacionalidad.

Las pruebas fueron ampliadas por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), Christiano (1992), Zivot y Andrews (1992) 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. Estos últimos autores, utilizando los datos de Nelson-Plosser encontraron menos evidencia en contra de la raíz unitaria que la encontrada por Perron (1989).

Perron (1997), extendió el periodo de muestra de estudio y trató el cambio estructural como desconocido, confirmando la mayoría de los rechazos de su trabajo anterior. Asimismo, consideró dos métodos para seleccionar el punto de rompimiento. Sin embargo, las pruebas de Zivot y Andrews (1992) y Perron (1997) 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 este mismo sentido, Kim y Perron (2009) desarrollan una prueba de raíz unitaria que permite un cambio estructural en la función tendencia en un periodo de tiempo desconocido. Este cambio estructural se incorpora bajo la hipótesis nula y la 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). Sin embargo, 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 hipótesis nula de raíz unitaria no necesariamente implica el rechazo de la raíz unitaria, sino el rechazo de una raíz unitaria sin cambios estructurales. Similarmente, la hipótesis alternativa no necesariamente implica tendencia estacionaria con cambios estructurales sino una raíz unitaria con cambios estructurales.

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 es en Lee y Strazicich (2003, 2004). Estos autores 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 este 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 que 2 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, razón por la cual

en esta investigación se aplica la metodología de Lee y Strazicich (2003 y 2004) que se describe a continuación.

### **Modelo de Lee y Strazicich (2004, LS1) que permite un cambio estructural**

De acuerdo con Lee y Strazicich (2004), se considera el siguiente pgd:

$$y_t = \delta' Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Donde  $Z_t$  contiene variables exógenas. La hipótesis nula de raíz unitaria se representa por el parámetro  $\beta = 1$ . Si  $Z_t = [1, t]$ , entonces pgd es equivalente al de la prueba de raíz unitaria LM (*Lagrange Multiplier*) de Schmidt y Phillips (1992, SP). Lee y Strazicich (2004) consideran para la prueba solamente el Modelo “*Crash*”, que permite un cambio estructural en el intercepto y el Modelo “*Mixed*” que permite un cambio estructural en el intercepto y la pendiente, porque la mayoría de las series de tiempo económicas se describen adecuadamente con estos dos modelos. Para el caso del primer modelo  $Z_t = [1, t, D_t]$ , donde  $D_t = 1$  para  $t \geq T_B + 1$ , y 0 de otra forma,  $T_B$  es el periodo de tiempo del cambio estructural y  $\delta' = (\delta_1, \delta_2, \delta_3)$ . Para el Modelo “*Mixed*”, que permite un cambio estructural en el intercepto y pendiente de la tendencia bajo la hipótesis alternativa  $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]$ , donde  $DT_t = t - T_B$  para  $t \geq T_B + 1$ , y 0 de otra forma. El pgd

incorpora el cambio estructural bajo la hipótesis nula y alternativa, y se determinan endógenamente.

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

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (12)$$

Donde  $\tilde{S}_t = y_t - \hat{\varphi}_x - Z_t \hat{\delta}$ ,  $t = 2, \dots, T$ ;  $\hat{\delta}$  son los coeficientes de la regresión de  $\Delta y_t$  sobre  $\Delta Z_t$ ; y  $\hat{\varphi}_x$  es el *maximum likelihood estimation (MLE)* restringido de  $\varphi_x (= \varphi + X_0)$  dado por  $y_1 - Z_1 \hat{\delta}$ . Es importante considerar que la prueba de regresión (12) toma en cuenta a  $\Delta Z_t$  en lugar de  $Z_t$ . Por lo tanto,  $\Delta Z_t$  es descrita por  $[1, B_t]$  en el Modelo “*Crash*” y  $[1, B_t, D_t]$  en el Modelo “*Mixed*”, donde  $B_t = \Delta D_t$  y  $D_t = \Delta DT_t$ . De esta manera,  $B_t$  y  $D_t$  corresponden a un cambio en el intercepto y en la tendencia bajo la hipótesis alternativa. 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 (12) como en la prueba de DFA estándar.

### **Modelo de Lee y Strazicich (2003, LS2) que permite dos cambios estructurales**

De acuerdo con Lee y Strazicich (2003), se considera el siguiente pgd:



$$y_t = \delta' Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Donde  $Z_t$  contiene variables exógenas y  $\varepsilon_t$  es *iid*  $N(0, \sigma^2)$ . Para esta prueba, en el Modelo “*Crash*” se permiten dos cambios estructurales en el nivel y en el Modelo “*Mixed*” se permiten 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 de tiempo del cambio estructural. Para el Modelo “*Mixed*”, que permite dos cambios estructurales en el intercepto y la pendiente de la tendencia,  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ , 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 y la alternativa, y se determinan endógenamente.

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

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (14)$$

Donde  $\tilde{S}_t = y_t - \varphi_x - Z_t \tilde{\delta}, t = 2, \dots, T$ ;  $\tilde{\delta}$  son los coeficientes de la regresión de  $\Delta y_t$  sobre  $\Delta Z_t$ ; y  $\varphi_x$  es 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 (14) como en la prueba de DFA estándar.

### Prueba de raíz unitaria con datos panel

Se argumenta en la literatura econométrica que las pruebas de raíz unitaria univariable tienen bajo poder, relativamente, para rechazar la hipótesis nula cuando de hecho es falsa, especialmente, cuando el componente autorregresivo está cerca de la unidad. Una forma de mejorar el poder de la prueba de raíz unitaria es aumentando el tamaño de muestra con series de tiempo largas. Otra forma es con las pruebas de raíz unitaria en datos panel. En particular, ha habido un crecimiento rápido en el uso de los métodos de cointegración y de raíz unitaria en conjuntos de datos panel para, empíricamente, probar teorías económicas.

Algunas de las metodologías son: Levin, Lin y Chu (2002), *Fisher-type tests* usando ADF y PP *tests* (Maddala y Wu, 1999, y Choi, 2001). La prueba de Levin, Lin y Chu (LLC) asume que los parámetros de persistencia son comunes entre secciones cruzadas, es decir,  $\alpha_i = \alpha$  para toda  $\alpha_i$  en la ecuación. Mientras que las pruebas Fisher-ADF y Fisher-PP permiten que los parámetros varíen libremente entre secciones cruzadas. El modelo a estimar puede ser de la siguiente manera:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \alpha_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} c_{ij} \Delta y_{i,t-1} + e_{it} \quad (15)$$

Donde, la hipótesis nula es que existe raíz unitaria en las series y la alternativa es que la series son estacionarias (o al menos una series es estacionaria para el caso de las últimas dos pruebas).  $k_i$  es el número de primeras diferencias rezagado.

**Prueba LM de raíz unitaria con datos panel y cambio estructural, Im et al. (2005)**

Considere el siguiente modelo:

$$y_{it} = \delta_i' Z_{it} + X_{it}, \quad X_{it} = \beta_i X_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Donde  $t=1,2,\dots,T$  indica el periodo de tiempo,  $i=1,2,\dots,N$  representa la sección cruzada,  $Z_{it}$  es un vector de variables exógenas,  $\delta_i$  es el vector de parámetros correspondiente y  $X_{it}$  es el término de error del proceso. La prueba para la hipótesis nula de raíz unitaria se basa sobre el parámetro  $\beta_i$  y se considera que  $\varepsilon_{it}$  es el término de error con media cero que permite una estructura de varianza heterogénea entre las unidades de sección cruzada, pero asume la no correlación serial. La prueba puede aplicarse para el Modelo “*Crash*”, permitiendo hasta dos cambios estructurales en el nivel y para el Modelo “*Mixed*” que permite hasta dos cambios estructurales en el nivel y en la pendiente.

Para el Modelo “*Crash*”, el vector de variables exógenas  $Z_{it}$  toma la forma de  $[1, t, D_{it}]$  y  $[1, t, D_{1it}, D_{2it}]$  para el caso de uno y dos cambios estructurales, respectivamente. Donde las variables *dummy* toman la forma de  $D_{it} = 1$  si  $t > T_{Bi}$  y 0 de otra forma, y  $D_{it} = 1$  si  $t > T_{Bi}$  y 0 de otra forma. Para el Modelo “*Mixed*” el vector de variables exógenas  $Z_{it}$  toma la forma de  $[1, t, D_{it}, DT_{it}]$  y  $[1, t, D_{1it}, D_{2it}, DT_{1it}, DT_{2it}]$  para el caso de uno y dos cambios estructurales, respectivamente. Una característica importante del modelo es que también permite cambios estructurales, tanto en la hipótesis nula como en la hipótesis alternativa. Para calcular el *test* estadístico del panel LM de raíz unitaria, se tiene que calcular las pruebas univariadas LM de raíz unitaria,

$$\Delta y_{it} = \delta_i' \Delta Z_{it} + \phi_i \tilde{S}_{i,t-1} + u_{it} \quad (17)$$

Donde  $\tilde{S}_{i,t-1}$  es el valor sin tendencia de  $y_{i,t-1}$  y  $u_{it}$  es el término de distribución estocástica. La hipótesis nula y la hipótesis alternativa en el panel son dadas por  $H_0 : \phi_i = 0$ , que implica raíz unitaria para todas las variables, y  $H_1 : \phi_i < 1$ , que implica la no existencia de raíz unitaria en una o más de las variables. La prueba panel LM es el promedio óptimo de los resultados individuales estimados,

$$\text{denotados por } LM_i^\tau \text{ como sigue: } \overline{LM}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LM_i^\tau .$$

Un panel LM estandarizado es construido por  $E(L_T)$  y  $V(L_T)$  que denotan el valor esperado y la varianza de  $LM_i^\tau$ , por lo tanto, su valor estandarizado es

$\Gamma_{LM} = \frac{\sqrt{N}[LM_{NT} - E(L_T)]}{\sqrt{V(L_T)}}$ . En Im *et al.* (2005) se derivan las propiedades

asintóticas y se demuestra que este estadístico tiene una distribución normal estándar, y no es afectada por cambios estructurales.

En resumen, en este ensayo se aplican las pruebas de raíz unitaria univariable de DF (1979) o DFA (1981), Phillips y Perron (1988), la prueba KPSS (1993), Lee y Strazicich (2003 y 2004); las pruebas de raíz unitaria con datos panel de Levin, Lin y Chu (2002), las pruebas Fisher-type usando ADF y PP (Maddala y Wu, 1999, y Choi, 2001) y la prueba Im *et al.* (2005).

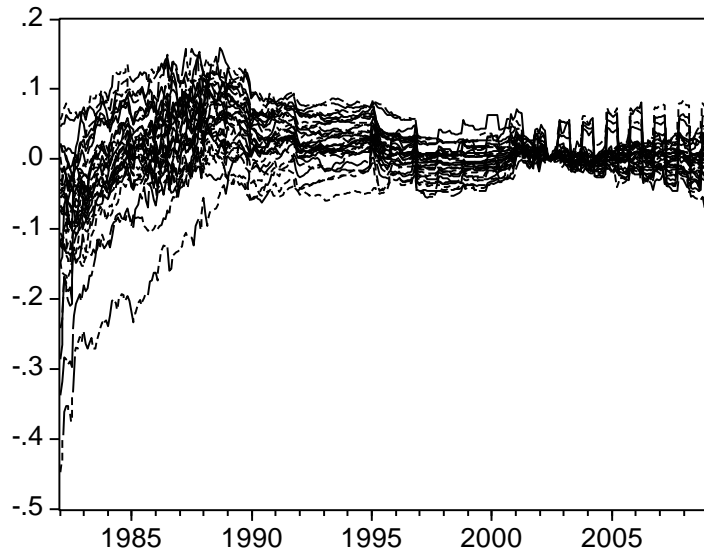
### **3. Convergencia de precios relativos en México de 1982 a 2009 con datos trimestrales**

Los datos de precios usados para este estudio son el índice de precios del consumidor (IPC) para 34 ciudades de México. La base de datos fue obtenida del Banco de México para el periodo de muestra de 1982:01 a 2009:04. Para estudiar las propiedades dinámicas de los precios relativos de las ciudades o del tipo de cambio real de la ciudad, como lo llaman algunos autores (Sonora, 2005). Se aplican varias pruebas de raíz unitaria sobre los precios relativos, los cuales se pueden calcular de la forma siguiente:

$$q_t = p_{i,t} - p_{0,t} \tag{18}$$

Donde  $p_{i,t} = \ln(P_{i,t})$  es el logaritmo natural de IPC ( $P_{i,t}$ ) de la ciudad  $i$  y  $p_{0,t} = \ln(P_{0,t})$  es el logaritmo natural del IPC ( $P_{0,t}$ ) de la ciudad numeraria, México D.F.  $q_t$  mide la diferencia porcentual entre el precio de la ciudad  $i$  y la ciudad numeraria. La paridad del precio absoluta se mantiene cuando  $q_t$  es igual a cero. Si es diferente de cero, entonces indica el tamaño de la desviación de la paridad absoluta. Si se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria sobre el precio relativo, implica que éstos son estacionarios y convergen a un valor en el largo plazo y, por lo tanto, no se refuta la hipótesis de la paridad de precios intranacional. Cuando la convergencia es a una constante diferente de cero, se dice que es consistente a la paridad relativa de largo plazo o la paridad absoluta de largo plazo cuando la convergencia es a cero (Ceglowski, 2003). La aceptación de la hipótesis nula de raíz unitaria indica el no cumplimiento de la paridad de precios a nivel intranacional.

**Gráfica 1**  
**Precios relativos de las 34 ciudades de México**



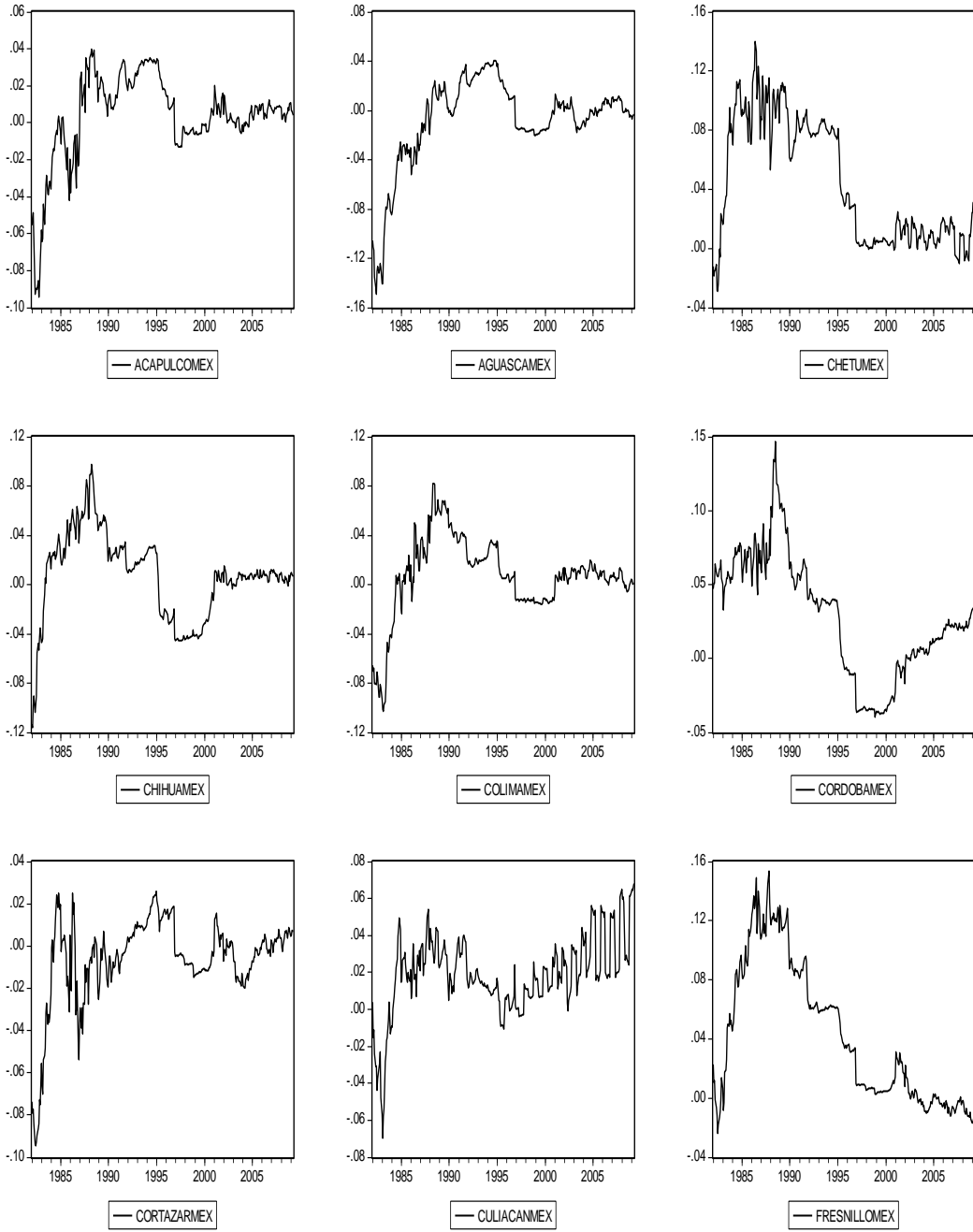
—— ACAPULCOMEX	—— HERMOSILLOMEX	—— MEXICALIMEX
----- AGUASCAMEX	----- HUATABAMPOMEX	----- MONCLOVAMEX
----- CHETUMEX	----- IGUALAMEX	----- MONTERREYMEX
----- CHIHUAMEX	----- JACONAMEX	----- MORELIAMEX
----- COLIMAMEX	----- JIMENEZMEX	----- PUEBLAMEX
—— CORDOBAMEX	—— JUAREZMEX	—— SANLUISPMEX
----- CORTAZARMEX	----- LAPAZMEX	----- TAMPICOMEX
----- CULIACANMEX	----- LEONMEX	----- TAPACHULAMEX
—— FRESNILLMEX	—— MATAMOROSMEX	—— TIJUANAMEX
----- GUADALAJARAMEX	----- MERIDAMEX	----- TOLUCAMEX

En la gráfica 1 y 2 se presentan los precios relativos de las 34 ciudades de México<sup>24</sup>. Todas las ciudades muestran fuertes movimientos de sus precios relativos y cierta divagación, con la posibilidad de una tendencia estocástica que se puede detectar con las pruebas de raíz unitaria.

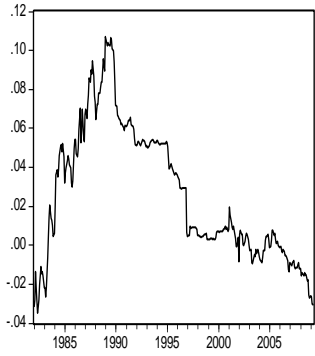
<sup>24</sup> La definición de cada una de las variables graficadas se encuentra en el cuadro A.1 del anexo.

### Gráfica 2

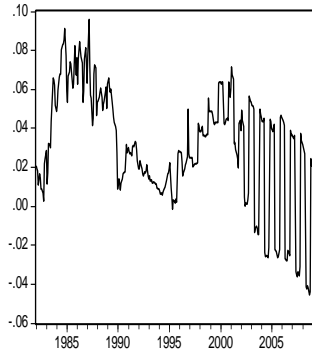
## Precios relativos de las 34 ciudades de México



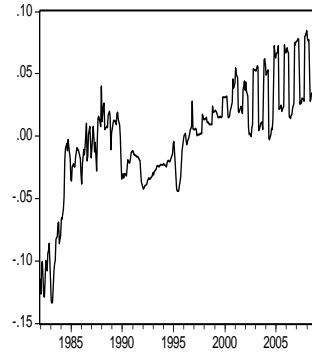




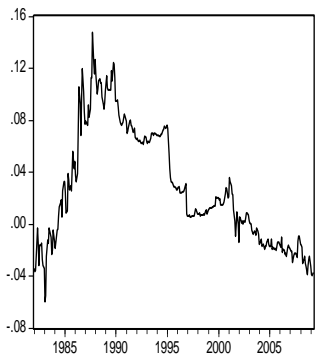
— GUADALAJARAMEX



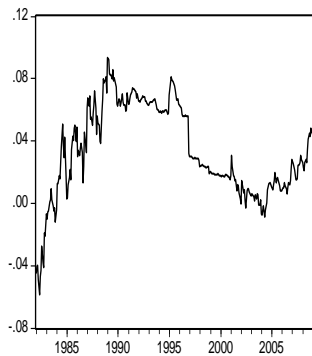
— HERMOSILLOMEX



— HUATABAMPOMEX



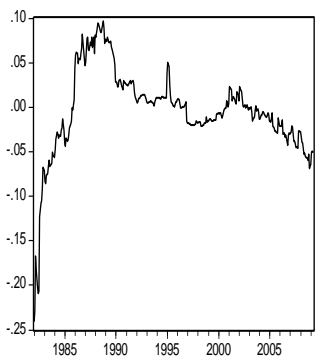
— IGUALAMEX



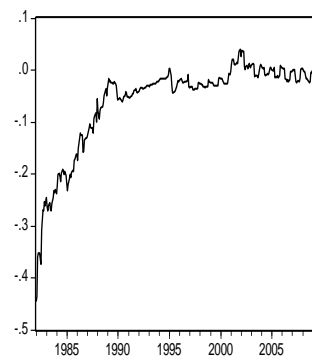
— JACONAMEX



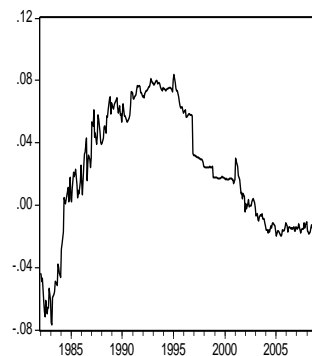
— JIMENEZMEX



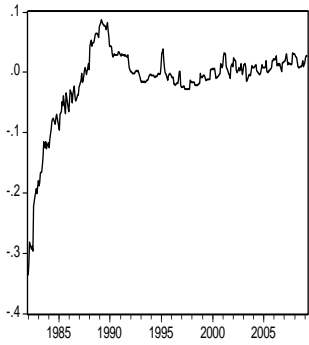
— JUAREZMEX



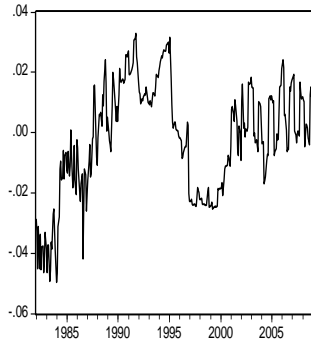
— LAPAZMEX



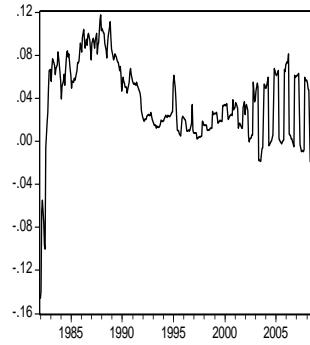
— LEONMEX



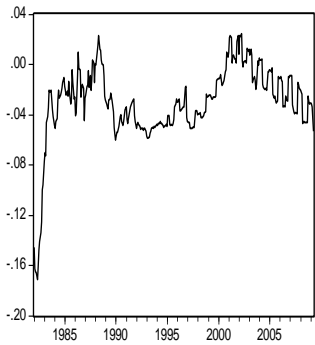
— MATAMOROMEX



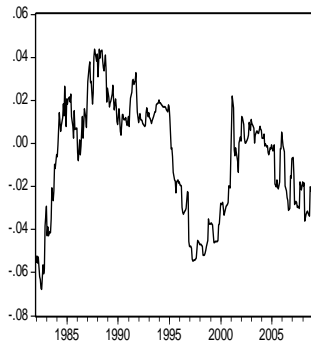
— MERIDAMEX



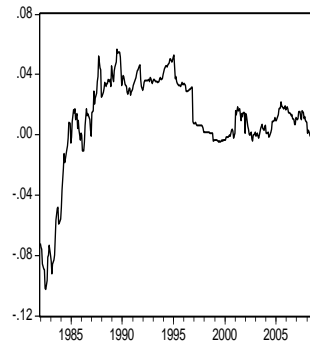
— MEXICALIMEX



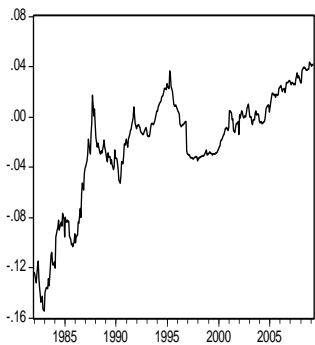
— MONCLOVAMEX



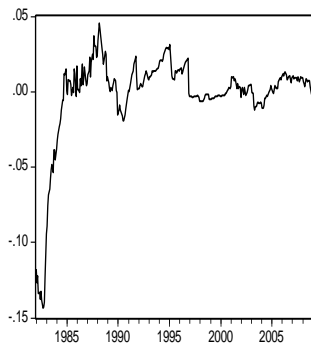
— MONTERREYMEX



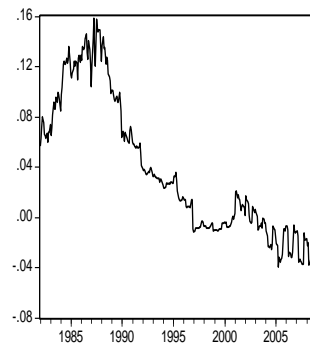
— MORELIAMEX



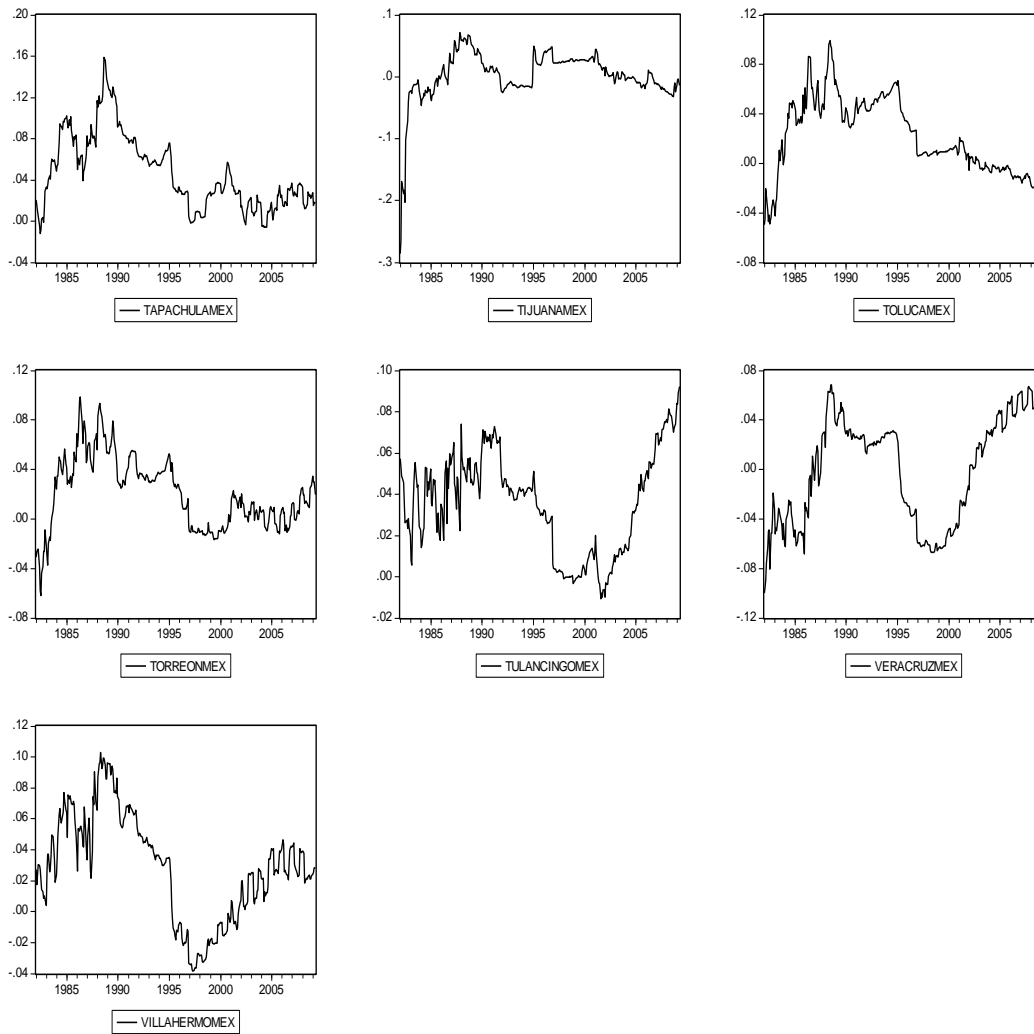
— PUEBLAMEX



— SANLUISPMEX



— TAMPICOMEX



En el cuadro 1 se presenta la estadística descriptiva de los precios relativos de las 34 ciudades de México. Las dos ciudades que presentan menor inflación promedio a la de la Ciudad de México son La Paz (6.2%) y Monclova (2.3%), mientras que Tapachula (4.6%) y Chetumal (4.3%) son las dos ciudades que presentan una inflación promedio mayor.

**Cuadro 1**  
**Estadística descriptiva**

Precio relativo de las ciudades (área geográfica) <small>25</small>	Media	Valor mínimo	Valor máximo
LAPAZMEX (A)	-0.061	-0.447	0.039
MONCLOVAMEX (C)	-0.030	-0.172	0.024
PUEBLAMEX (C)	-0.023	-0.155	0.043
MATAMOROSMEX (A)	-0.015	-0.338	0.086
AGUASCAMEX (C)	-0.008	-0.149	0.04
CORTAZARMEX (C)	-0.006	-0.095	0.026
MONTERREYMEX (B)	-0.006	-0.068	0.043
JUAREZMEX (A)	-0.004	-0.242	0.096
MERIDAMEX (C)	-0.002	-0.05	0.033
SANLUISPMEX (C)	-0.002	-0.144	0.045
HUATABAMPOME (B)	0	-0.134	0.084
VERACRUZMEX (C)	0	-0.1	0.075
TIJUANAMEX (A)	0.001	-0.286	0.071
ACAPULCOMEX (A)	0.002	-0.095	0.04
CHIHUAMEX (C)	0.006	-0.116	0.097
COLIMAMEX (C)	0.006	-0.103	0.082
MORELIAMEX (C)	0.009	-0.103	0.056
CULIACANMEX (C)	0.018	-0.07	0.068
TOLUCAMEX (C)	0.02	-0.05	0.099
TORREONMEX (C)	0.02	-0.062	0.099
LEONMEX (C)	0.021	-0.077	0.084
JIMENEZMEX (C)	0.022	-0.085	0.123
GUADALAJARAME (B)	0.025	-0.035	0.107
CORDOBAMEX (C)	0.027	-0.04	0.146
IGUALAMEX (C)	0.027	-0.06	0.148
VILLAHERMOMEX (C)	0.028	-0.039	0.103
HERMOSILLOMEX (B)	0.03	-0.046	0.096
JACONAMEX (C)	0.032	-0.059	0.093
TAMPICOMEX (B)	0.035	-0.04	0.158
TULANCINGOMEX (C)	0.035	-0.011	0.092
MEXICALIMEX (A)	0.036	-0.147	0.117
FRESNILLMEX (C)	0.041	-0.024	0.153
CHETUMEX (C)	0.043	-0.029	0.139
TAPACHULAMEX (C)	0.046	-0.012	0.159
<b>PROMEDIO</b>	<b>0.011</b>	<b>-0.108</b>	<b>0.087</b>

<sup>25</sup> De acuerdo con la Comisión Nacional de Salarios Mínimos, el salario mínimo para la zona geográfica A, B y C a partir del 1 de enero de 2011 es \$59.82, \$58.13 y \$56.70, respectivamente.

### **3.1. Resultados con el índice de precios al consumidor a nivel general por ciudad**

En esta parte del ensayo se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria univariadas con y sin cambio estructural, y también las pruebas de raíz unitaria con datos panel con y sin cambio estructural.

#### **Resultados de las pruebas de raíz unitaria univariadas sin cambio estructural**

Para analizar de manera individual cada serie, en el cuadro 2 se presentan los resultados de tres pruebas de raíz unitaria univariada sin cambio estructural, éstos indican que las pruebas DFA y PP rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria para 21 ciudades, mostrando evidencia que la paridad absoluta de precios se cumple en 15 ciudades y en 6 la paridad relativa. Sin embargo, la prueba KPSS también indica el rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad en 20 ciudades, de las cuales 17 resultan ser estacionarias en las dos pruebas anteriores. Estos resultados diferentes entre las pruebas, no permiten concluir sobre el rechazo o no de la teoría de la paridad del precio absoluta o relativa a nivel intranacional con los datos analizados.

**Cuadro 2**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS <sup>26</sup>
ACAPULCOMEX	-	-2.386b	-2.716a	0.41b
AGUASCAMEX	-	-2.849a	-2.849b	0.65a
CHETUMEX	-	-1.119	-1.184	1.31
CHIHUAMEX	-	-3.258a	-3.266a	0.36b
COLIMAMEX	-	-2.492b	-2.408b	0.22c
CORDOBAMEX	-	-1.272	-1.184	1.20
CORTAZARMEX	-	-3.833a	-3.652a	0.54a
CULIACANMEX	C	-4.322a	-3.77a	0.62a
FRESNILLOMEX	-	-0.919	-0.868	1.37
GUADALAJARAMEX	-	-0.996	-1.012	1.06
HERMOSILLOMEX	-	-1.186	-4.811	0.91
HUATABAMPOMEX	C	-2.972b	-3.154b	1.63
IGUALAMEX	-	-1.081	-1.413	0.91
JACONAMEX	C	-2.856c	-2.834c	0.47a
JIMENEZMEX	-	-1.686c	-1.703c	0.65a
JUAREZMEX	-	-5.306a	-5.354a	0.29c
LAPAZMEX	-	-6.139a	-6.139a	1.48
LEONMEX	-	-1.243	-1.143	0.55a
MATAMOROSMEX	-	-3.623a	-6.579a	0.73
MERIDAMEX	-	-2.706a	-3.062a	0.40b
MEXICALIMEX	-	-1.633c	-3.423a	0.70a
MONCLOVAMEX	C	-3.881a	-3.977a	0.53a
MONTERREYMEX	-	-2.505b	-2.483b	0.36b
MORELIAMEX	-	-2.304b	-2.319b	0.35b
PUEBLAMEX	-	-2.340b	-2.340b	1.42
SANLUISPMEX	-	-4.017a	-3.933a	0.44b
TAMPICOMEX	-	-1.081	-0.941	1.81
TAPACHULAMEX	-	-1.033	-1.108	1.09
TIJUANAMEX	-	-5.021a	-8.082a	0.30b
TOLUCAMEX	-	-1.613	-1.613	0.90
TORREONMEX	C	-2.523	-2.586c	0.67a
TULANCINGOMEX	C	-1.856	-1.574	0.33a
VERACRUZMEX	-	-2.134b	-2.091b	0.42b
VILLAHERMOMEX	-	-1.089	-1.220	0.78

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

<sup>26</sup> Para la estimación de la prueba se consideró la constante para todas las ciudades, debido a que sólo es posible estimar la prueba con constante o constante y tendencia.

### **Pruebas de raíz unitaria univariadas con cambio estructural**

Ahora, aplicando la metodología de Lee y Strazicich (2003, 2004) para pruebas de raíz unitaria con uno y dos cambios estructurales, se presentan los resultados en los cuadros 3 y 4 para el caso del modelo *Crash*. En el primer cuadro de éstos, para ninguna ciudad se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria permitiendo un cambio estructural.

**Cuadro 3**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2004)**

Variables	Tipo de Modelo	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*	-0.97	33	
AGUASCAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*	-0.78	25	
CHETUMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:06*	-2.41	31	
CHIHUAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:03*	-1.59	25	
COLIMAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:10*	-1.79	35	
CORDOBAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:05*	-1.73	35	
CORTAZARMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07	-2.35	32	
CULIACANMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*	-1.75	33	
FRESNILLOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*	-2.49	36	
GUADALAJARAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:09*	-0.73	27	
HERMOSILLOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*	-3.17	36	
HUATABAMPOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:12*	-2.77	29	
IGUALAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:11*	-1.19	34	
JACONAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:12*	-1.59	36	
JIMENEZMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:02*	-1.27	35	
JUAREZMEX	Modelo <i>Crash</i>	1994:12*	-0.81	36	
LAPAZMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:11*	-0.28	30	
LEONMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*	-1.21	36	
MATAMOROSMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:01*	-1.16	27	
MERIDAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*	-1.79	29	
MEXICALIMEX	Modelo <i>Crash</i>	2003:04*	-0.85	24	
MONCLOVAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:09*	-1.59	24	
MONTERREYMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*	-1.96	36	
MORELIAMEX	Modelo <i>Crash</i>	2001:12*	-0.83	36	
PUEBLAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1990:09	-1.63	35	
SANLUISPMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*	-1.13	36	
TAMPICOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:06*	-2.91	36	
TAPACHULAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1989:06*	-1.48	30	
TIJUANAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1996:11*	-0.37	33	
TOLUCAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:04*	-1.09	34	
TORREONMEX	Modelo <i>Crash</i>	1989:05*	-1.81	36	
TULANCINGOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:01	-1.65	26	
VERACRUZMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:06*	-1.66	32	
VILLAHERMOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:03*	-2.13	19	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -4.23, -3.56 y -3.21 respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%.

Permitiendo hasta dos cambios estructurales, los resultados del modelo *Crash* se presentan en el cuadro 4, en donde se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria sólo para 2 de 34 ciudades.



**Cuadro 4**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003)**

Variables	Tipo de Modelo	Cambios Estructurales	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*/2001:12*	-1.13	33	
AGUASCAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*/2001:12*	-0.86	25	
CHETUMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:06*/1996:11*	-2.57	31	
CHIHUAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:03*/2002:06	-1.67	25	
COLIMAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:10*/1991:05	-1.91	35	
CORDOBAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:05/1991:07	-1.83	35	
CORTAZARMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*/1996:11*	-3.57	23	10%
CULIACANMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*/1990:11*	-2.20	28	
FRESNILLOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*/2002:05*	-2.72	36	
GUADALAJARAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:12*/2001:12*	-0.86	27	
HERMOSILLOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*/1996:11*	-3.64	36	10%
HUATABAMPOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:12*/1995:02*	-3.12	29	
IGUALAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*/1996:11*	-1.36	26	
JACONAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:12*/1996:11*	-1.77	36	
JIMENEZMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:02*/1990:10	-1.40	35	
JUAREZMEX	Modelo <i>Crash</i>	1994:12*/1990:04*	-0.97	36	
LAPAZMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:11*/2006:10	-0.46	30	
LEONMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*/1991:07*	-1.34	36	
MATAMOROSMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:01*/1995:01*	-1.29	27	
MERIDAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*/2004:09*	-2.24	28	
MEXICALIMEX	Modelo <i>Crash</i>	2003:04*/1988:07*	-1.14	24	
MONCLOVAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:09*/2002:04	-1.97	24	
MONTERREYMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*/2001:04*	-2.29	36	
MORELIAMEX	Modelo <i>Crash</i>	2001:12*/1987:09*	-1.04	36	
PUEBLAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1996:11*/1988:09*	-1.73	30	
SANLUISPMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:08*/2003:03*	-1.31	36	
TAMPICOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:06*/1996:11*	-3.32	36	
TAPACHULAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1989:06*/1996:11*	-1.69	30	
TIJUANAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1996:11*/1990:09*	-0.58	33	
TOLUCAMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:03*/2001:12*	-1.27	34	
TORREONMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:11*/1990:12	-1.90	36	
TULANCINGOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:01/2001:05	-1.74	26	
VERACRUZMEX	Modelo <i>Crash</i>	1987:07*/2005:09*	-1.66	32	
VILLAHERMOMEX	Modelo <i>Crash</i>	1988:03*/1996:11*	-2.31	19	

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

Para el caso del modelo *Trend Break*, que permite un cambio estructural en la constante y en la pendiente, se presentan los resultados en los cuadros 5 y 6, con uno y dos cambios estructurales, respectivamente.

**Cuadro 5**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2004)**

Variables	Tipo de Modelo	Cambio Estructural	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1996:04*	-2.52	36	
AGUASCAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:06*	-2.91	25	
CHETUMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1995:01*	-2.21	31	
CHIHUAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:05*	-2.45	25	
COLIMAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1994:12*	-2.74	35	
CORDOBAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1995:01*	-2.67	35	
CORTAZARMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:06	-3.96	23	
CULIACANMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1992:03*	-4.03	33	
FRESNILLOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1995:01*	-3.89	36	
GUADALAJARAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:06*	-2.54	27	
HERMOSILLOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:08*	-3.44	36	
HUATABAMPOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:06*	-3.31	36	
IGUALAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1994:09*	-3.57	26	
JACONAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:12*	-2.01	36	
JIMENEZMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1994:12*	-2.03	35	
JUAREZMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1995:02*	-2.79	36	
LAPAZMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:04*	-3.03	27	
LEONMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:10	-2.50	36	
MATAMOROSMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:12*	-2.70	29	
MERIDAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1995:05*	-2.62	28	
MEXICALIMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:12	-2.14	24	
MONCLOVAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	2001:04*	-2.21	24	
MONTERREYMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:07*	-2.45	36	
MORELIAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:03*	-2.39	32	
PUEBLAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1996:10*	-4.23	35	10%
SANLUISPMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:06*	-3.88	36	
TAMPICOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1995:03	-2.59	31	
TAPACHULAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1991:03*	-3.00	30	
TIJUANAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:01*	-2.69	33	
TOLUCAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:10*	-4.56	36	5%
TORREONMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:06*	-2.92	33	
TULANCINGOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1996:10	-2.53	26	
VERACRUZMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1994:11*	-2.71	32	
VILLAHERMOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1995:04	-2.14	20	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.11, -4.50 y -4.21 respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%.

En el cuadro 5 se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para 2 de 34 ciudades, mientras que en el cuadro 6 se rechaza la hipótesis de raíz unitaria para 11 de 34 ciudades.

**Cuadro 6**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2004)**

Variables	Tipo de Modelo	Cambios Estructurales	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:07*/1996:11*	-4.19	34	
AGUASCAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1991:09*/2000:05*	-4.27	25	
CHETUMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:07*/1995:04*	-4.11	36	
CHIHUAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:05*/2000:06*	-4.91	25	
COLIMAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:11*/2000:11*	-4.80	35	
CORDOBAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:12*/1997:01*	-6.45	31	1%
CORTAZARMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:04*/1986:11*	-6.02	28	1%
CULIACANMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:06*/1996:10*	-7.13	33	1%
FRESNILLOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:10*/2000:05*	-4.91	36	
GUADALAJARAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:01*/1997:01*	-4.68	27	
HERMOSILLOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:07*/2001:01*	-4.46	36	
HUATABAMPOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:06*/1996:02*	-5.34	29	5%
IGUALAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:06*/1995:05*	-5.27	33	10%
JACONAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:12*/2001:01*	-4.11	36	
JIMENEZMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:07*/1999:09*	-5.09	35	10%
JUAREZMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:08*/2000:11*	-3.10	31	
LAPAZMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:01*/2005:10*	-4.07	17	
LEONMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:05*/1996:10*	-4.29	36	
MATAMOROSMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:01*/1993:10	-4.61	28	
MERIDAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1995:01*/2000:11*	-5.06	28	10%
MEXICALIMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:12*/2004:11	-2.91	24	
MONCLOVAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:08*/2000:11*	-4.85	24	
MONTERREYMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:05*/2000:09*	-4.10	36	
MORELIAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:07*/2004:08*	-4.08	30	
PUEBLAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1996:10*/2001:06*	-4.81	30	
SANLUISPMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:02*/1993:03*	-5.65	36	5%
TAMPICOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:01*/1997:10*	-4.96	31	
TAPACHULAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:10*/2000:01*	-6.09	26	1%
TIJUANAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:11*/1994:12*	-3.64	33	
TOLUCAMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:04*/1993:01*	-5.62	36	5%
TORREONMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1989:06*/2000:11*	-5.86	36	1%
TULANCINGOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1990:03*/2001:08*	-4.11	26	
VERACRUZMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1988:08*/2000:12*	-4.19	31	
VILLAHERMOMEX	Modelo <i>Trend Break</i>	1987:12*/1997:01*	-4.74	19	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%.

De acuerdo al cuadro anterior, se puede señalar que para 11 de las 34 ciudades de México no se puede refutar la teoría de la paridad relativa intranacional, indicando que hay integración comercial y convergencia de precios en el largo plazo entre los mercados de las 11 ciudades y el del Distrito Federal.

### Pruebas de raíz unitaria en datos panel sin cambio estructural

Buscando la posibilidad de mejorar los resultados, en el cuadro 7 se presentan de manera resumida, los resultados de las pruebas de panel de raíz unitaria para las 34 ciudades de México. Las tres pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, indicando que existe convergencia de precios intranacional de acuerdo con los datos analizados. Estos resultados coinciden con el trabajo de Sonora (2005) para las mismas ciudades pero para un periodo más corto (1982-2000).

**Cuadro 7**  
**Resultados de las pruebas de datos panel, 34 ciudades**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-12.057	0.000
ADF-Fisher	306.486	0.000
PP-Fisher	404.529	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

Haciendo un análisis más detallado, se decidió dividir la muestra para antes y después de la liberalización financiera, así como para antes y después del TLCAN. Para antes de la liberalización financiera y del TLCAN los resultados indican que todas las pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria (cuadro A.2 y A.4). Lo mismo sucede para el segundo periodo, los resultados indican que todas las pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria (cuadro A.3 y A.5). Estos resultados muestran evidencia que los precios relativos de las ciudades es estacionario y las posibles desviaciones no son permanentes sino transitorias, por lo que la teoría de la paridad de precios absoluta a nivel intranacional se valida con los datos. Esto también implica que hay una tasa de convergencia de precios

a largo plazo entre las ciudades y la ciudad numeraria, manifestando la integración de los mercados entre ellas.

Haciendo el análisis por sector económico, se esperaría que para el sector económico 1 (bienes primarios) y sector económico 2 (bienes manufacturados) fuera más fácil, relativamente, el cumplimiento de la paridad de precios que para el sector económico 3 (servicios), considerando aproximadamente a los primeros dos sectores como bienes comerciables, mientras que el tercero como sector de bienes no comerciables.

**Cuadro 8**  
**Resultados de las pruebas de datos panel para el sector económico 1**

Prueba de raíz unitaria <sup>27</sup>	Estadístico	Valor p
LLC	-4.159	0.000
ADF-Fisher	40.214	0.000
PP-Fisher	60.457	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, ADF-Fisher y PP-Fisher.

Tal como se esperaba, los resultados indican que todas las pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria para el sector económico 1 (cuadro 8).

**Cuadro 9**  
**Resultados de las pruebas de datos panel para el sector económico 2**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-4.561	0.000
ADF-Fisher	56.345	0.000
PP-Fisher	52.206	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

<sup>27</sup> Para los tres sectores, las pruebas de raíz unitaria mostraron mejores resultados sin considerar el término constante, por lo que se estaría hablando de la paridad absoluta de precios intranacional.

Los resultados para el sector económico 2 también confirman los resultados que se esperaban, considerándolo como un sector de bienes comerciables. Las tres pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria e indican que no se refuta la teoría de la paridad absoluta intranacional para estos dos sectores económicos (cuadro 9).

**Cuadro 10**  
**Resultados de las pruebas de datos panel para el sector económico 3**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-4.277	0.000
ADF-Fisher	38.229	0.000
PP-Fisher	71.128	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

Para el caso del sector económico 3, los resultados también indican rechazo de la hipótesis nula en las tres pruebas estimadas (cuadro 10). Se esperaba que en especial este sector tuviera raíz unitaria por ser el sector aproximadamente no comercial (sector servicios). Esto podría explicarse en parte, por el establecimiento (por el gobierno) de los precios de algunos insumos (como los combustibles) a nivel nacional para el caso del transporte (público y por cuenta propia) y porque algunos de los servicios son muy comerciables en la actualidad. Es importante comentar que el gasto de los hogares mexicanos en el transporte ha aumentado en las últimas décadas, al pasar del 5.85% en 1963 a más del 13% del gasto total de los hogares para el año 2000 (cuadro 11).

**Cuadro 11**  
**Estructura del Gasto de los Hogares en México 1963-2000**

<b>Concepto</b>	<b>1963</b>	<b>1968</b>	<b>1977</b>	<b>1984</b>	<b>1989</b>	<b>1992</b>	<b>1996</b>	<b>1998</b>	<b>2000</b>
<b>Alimento, bebidas y tabaco</b>	42.02	39.44	37.39	36.57	32.20	30.38	28.24	26.89	23.20
<b>Ropa, calzado y accesorios</b>	13.06	13.16	9.88	8.79	8.16	7.79	5.57	5.74	5.72
<b>Vivienda</b>	15.70	17.28	17.77	21.15	20.78	22.27	26.66	25.89	26.15
<b>Muebles, aparatos y accesorios domésticos</b>	5.43	7.29	6.21	5.29	7.35	6.11	4.30	5.27	5.36
<b>Salud y cuidado personal</b>	7.79	6.98	5.81	7.16	6.75	6.92	8.75	8.20	8.50
<b>Transporte</b>	5.85	6.56	11.30	11.49	12.85	13.76	12.56	13.68	13.72
<b>Educación y esparcimiento</b>	5.41	5.47	5.76	5.19	5.78	6.86	8.48	8.31	10.82
<b>Otros servicios</b>	4.74	3.82	5.88	4.36	6.13	5.91	5.43	6.02	6.53
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: Banco de México (2002).

Por otra parte, la mayoría de los trabajos sobre convergencia regional en México concuerdan que el proceso de convergencia regional tuvo un cambio estructural en 1985. Considerando que antes de 1985 había convergencia regional y después hay divergencia regional (Juan-Ramón y Rivera-Bátiz, 1996; Esquivel, 1999; Mendoza y Díaz, 2005). Sin embargo, trabajos más recientes encuentran que existe convergencia condicional en México para el periodo 1970-2004 (Díaz *et al.*, 2009). Es importante señalar que estos trabajos se basan en la convergencia del ingreso por habitante de los estados hacia la media nacional o hacia el ingreso de la economía líder (Distrito Federal).

En esta investigación también se realizó el análisis de la paridad de precios a nivel regional<sup>28</sup> considerando que las regiones de un país tienden a tener ciertas similitudes respecto a las preferencias y en las respuestas ante *shocks* reales y nominales (Sonora, 2005). Las regiones consideradas (y ciudades numerarias) son: la región Frontera Norte (Mexicali), Noroeste (Culiacán), Noreste (Monterrey), Centro Norte (Guadalajara), Centro Sur (México, D. F.) y Sur (Mérida). Analizando los precios relativos de las ciudades a nivel regional se encontraron los siguientes resultados.

Para el caso de la región Frontera Norte, Noreste y Noroeste los resultados presenta el cumplimiento de la paridad absoluta de precios, reflejando la existencia de cierta homogeneidad entre las ciudades en las regiones y una convergencia de precios de precios en el largo plazo, ya que en todas las pruebas estimadas se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en los precios relativos de las ciudades (cuadro 12).

---

<sup>28</sup> Se consideraron 6 regiones de acuerdo a la clasificación del INEGI.



**Cuadro 12**  
**Frontera Norte**

Prueba de raíz unitaria <sup>29</sup>	Estadístico	Valor p
LLC	-5.656	0.000
ADF-Fisher	46.323	0.000
PP-Fisher	36.950	0.000

<b>Noreste</b>		
Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-4.848	0.000
ADF-Fisher	46.210	0.000
PP-Fisher	39.617	0.000

<b>Noroeste</b>		
Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	3.109	0.000
ADF-Fisher	15.167	0.004
PP-Fisher	21.382	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher. Las ciudades incluidas en la región **Frontera Norte** son: Juárez, Tijuana, Mexicali (**ciudad numeraria**), Matamoros y la Paz. Las ciudades incluidas en la región **Noreste** son: Monterrey (**ciudad numeraria**), Torreón, Tampico, Chihuahua, Monclova, Fresnillo y Jiménez. Las ciudades incluidas en la región **Noroeste** son: Culiacán (**ciudad numeraria**), Hermosillo y Huatabampo.

También para el caso de las regiones Centro Norte, Centro Sur y Sur los resultados indican que en todas las pruebas se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (a excepción de la prueba PP-Fisher para la región Sur) los precios relativos de las ciudades que integran las tres regiones (cuadro 13), indicando que hay integración entre las ciudades en cada región. La región que tiene más dificultades para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria es la región Sur, reflejando ciertos problemas para la convergencia de los precios entre las ciudades y la ciudad numeraria.

<sup>29</sup> Para todas las regiones tampoco se considero el término constante, ya que los resultados son mejores estadísticamente que con la constante incluida.

**Cuadro 13**  
**Centro Norte**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-3.933	0.000
ADF-Fisher	29.202	0.003
PP-Fisher	22.918	0.028
<b>Centro Sur</b>		
Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-4.234	0.000
ADF-Fisher	35.708	0.001
PP-Fisher	37.552	0.000
<b>Sur</b>		
Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-2.353	0.009
ADF-Fisher	11.306	0.079
PP-Fisher	9.898	0.129

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher. Ciudades incluidas en la región **Centro Norte** son: Guadalajara (**ciudad numeraria**), León, Morelia, San Luis Potosí, Aguascalientes, Colima, Jaconá y Cortazar. Para la **Centro Sur** son: Puebla, Acapulco, Toluca, Veracruz, Córdoba, Iguala, Tulancingo y México D.F. (**ciudad numeraria**). Para la **Sur**: Mérida (**ciudad numeraria**), Tapachula, Villahermosa y Chetumal.

Aunque este tipo de pruebas de raíz unitaria con datos panel aumentan la potencia de las pruebas, es conveniente manejar con cuidado la interpretación de los resultados con estas pruebas. En el sentido de que el rechazo de la hipótesis nula no garantiza que todas las series tengan reversión a sus medias de acuerdo con Cheung y Lai (2000). En este sentido, Taylor y Sarno (1998) muestran que la hipótesis nula de no estacionariedad puede ser rechazada si sólo una de la series regresa a su valor medio.

### **Pruebas de raíz unitaria en datos panel con cambios estructurales**

Incorporando hasta dos cambios estructurales y utilizando una prueba de raíz unitaria con datos panel, los resultados son mucho mejores que en las pruebas de raíz unitaria univariadas. En el cuadro A.34 se presentan los resultados del análisis a nivel general (es decir, se incluyen todos los mercados) para las 34 ciudades, e indican el cumplimiento de la paridad de precios relativa intranacional. Analizando las ciudades de manera individual, las únicas ciudades que no rechazan la presencia de raíz unitaria en sus precios relativos y, que por lo tanto, no hay convergencia de precios, son: Córdoba y Morelia; que son ciudades que presentan una inflación promedio mayor que la ciudad numeraria (Distrito Federal).

El cumplimiento de la paridad relativa intranacional indica que los mercados internos de cada ciudad analizados, tomando en cuenta, los precios relativos a nivel general, están integrados en algún grado con la ciudad numeraria y existe una convergencia de precios en el largo plazo entre las ciudades. Las desviaciones de los precios relativos de las ciudades de su nivel medio son transitorias y tienden a regresar a ese nivel medio o de equilibrio en el largo plazo. La paridad relativa refleja que los precios de las ciudades no son exactamente iguales, pero si están fuertemente relacionados unos de otros.

La presencia de raíz unitaria en precios relativos indica que los mercados no están integrados y que las desviaciones de los precios no tienden a converger en el largo plazo a su valor medio o de equilibrio y, por lo tanto, una única política

monetaria, podría generar distribuciones no adecuadas de los recursos al interior del país, ya que con diferentes niveles de precios, los salarios y las tasas de interés reales son diferentes.

### **3.2. Resultados en mercados específicos**

En este apartado, se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria univariables con y sin cambio estructural, y también las pruebas de raíz unitaria con datos panel con y sin cambio estructural.

#### **Resultados de las pruebas de raíz unitaria univariables**

El análisis de los precios relativos de las ciudades que se realizó en la sección anterior para las 34 ciudades, ahora, en esta sección se hará para siete mercados específicos: 1) alimentos, bebidas y tabaco, 2) ropa, calzado y accesorios, 3) vivienda, 4) muebles, aparatos y accesorios, 5) salud y cuidado personal, 6) transporte, 7) educación y esparcimiento.

Antes de analizar los resultados de las pruebas es importante conocer, brevemente, la estructura del gasto de los hogares de México de 1963 al 2000. Sin lugar a dudas, dicha estructura refleja cambios a lo largo del tiempo como se muestra en el cuadro 11. El porcentaje de ingresos que los hogares destinan a los primeros dos mercados (alimentos, bebidas y tabaco; ropa, calzado y accesorios) ha ido disminuyendo, acercándose a porcentajes de países industrializados como Francia y Japón para esos mercados (cuadro 14), mientras que la proporción del

gasto que se destina a vivienda, salud y cuidado personal, transporte, educación y esparcimiento ha ido aumentando (cuadro 11). Es de esperarse que en el gasto de las hogares influyan variables como la cultura, los gustos, las preferencias, los precios relativos, los bienes públicos, y que de acuerdo con el cuadro 14, los países más avanzados destinen menores proporciones de ingreso a necesidades básicas, mientras que los más atrasados destinan la mayor parte de sus ingresos en ellas.

**Cuadro 14**  
**Comparación Internacional de estructura del Gasto de los Hogares**

<b>Concepto</b>	<b>México 2000</b>	<b>EEUU 1996</b>	<b>Canadá 1992- 1994</b>	<b>Francia 1996</b>	<b>Japón 1995</b>	<b>Haití 1987</b>	<b>Honduras 1979</b>	<b>Ecuador 1995</b>	<b>Brasil 1986</b>
<b>Alimento, bebidas y tabaco</b>	23.20	12.46	17.08	21.32	25.50	49.42	45.00	32.06	35.28
<b>Ropa, calzado y accesorios</b>	5.72	5.33	6.82	6.25	8.48	8.48	9.11	11.17	11.66
<b>Vivienda</b>	26.15	28.19	27.88	18.46	16.01	9.08	20.36	11.73	14.25
<b>Muebles, aparatos y accesorios domésticos</b>	5.36	5.91	5.67	8.31	5.06	4.96	6.26	6.82	89.97
<b>Salud y cuidado personal</b>	8.50	8.49	6.35	14.12	4.36	7.21	7.01	8.35	7.52
<b>Transporte</b>	13.72	17.14	17.22	14.56	13.51	8.72	3.03	9.48	10.51
<b>Educación y esparcimiento</b>	10.82	8.75	10.17	6.52	20.79	7.19	5.29	8.50	7.80
<b>Otros servicios</b>	6.53	13.73	8.81	10.46	6.29	4.94	3.94	11.89	4.01
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: Banco de México (2002).

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria univariable sin cambio estructural de las 34 ciudades, y para cada uno de los mercados específicos, se presentan en los cuadros del A.6 al A.12. Las pruebas DFA, PP y KPSS indican que los precios relativos son estacionarios en 6 (17.64%), 6 (17.64%) y 25 (73.52%) ciudades, respectivamente, para el mercado de alimentos, bebidas y tabaco; para el mercado de la ropa, calzado y accesorios son estacionarias 20 (58.82%), 22 (64.70%) y 34 (100%) ciudades; para el mercado de la vivienda son estacionarias 31 (91.17%), 32 (94.11%) y 18 (52.94%) ciudades; para el caso del mercado de muebles, aparatos y accesorios son estacionarias 27 (79.41%), 27 (79.41%) y 23 (67.64%) ciudades; para el mercado de salud y cuidado personal son estacionarias 27 (79.41%), 29 (85.29%) y 19 (55.88%) ciudades; para el mercado de transporte son estacionarias 30 (88.23%), 31 (91.17%) y 13 (38.23%) ciudades; para el mercado de educación y esparcimiento son estacionarias 32 (94.11%), 34 (100%) y 21 (61.76%) ciudades. En general los resultados son similares entre la prueba DFA y la PP, pero diferentes con la prueba KPSS.

Con el fin de mejorar los resultados se aplicaron la prueba de raíz unitaria con dos cambios estructurales. Para este caso la paridad relativa intranacional no se rechaza en 17 (50%) ciudades en el mercado de alimentos, bebidas y tabaco (cuadro A.13) y para ropa, calzado y accesorios (cuadro A.14), que de acuerdo con el cuadro 24 representan el 23.20 y 5.72% del gasto de los hogares en México, respectivamente. Para el caso del mercado de la vivienda, la paridad relativa intranacional no se rechaza para 25 (73.52%) ciudades (cuadro A.15) y para el mercado de muebles, aparatos y accesorios el grado de cumplimiento de la PPC se reduce a 16 (47%) ciudades (cuadro A.16), donde el gasto de los

hogares en estos mercados es de 26.15 (el mayor de los mercados) y 5.36%, respectivamente. En el mercado de salud y cuidado personal se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en 23 (67.6%) ciudades (cuadro A.17), indicando que el 67.6% de las ciudades no refuta la paridad relativa intranacional, y cuenta con una porción del gasto de los hogares del 8.50%. Como se esperaba para los bienes no comerciables, el mercado del transporte no se rechaza la paridad relativa intranacional en 8 (23.52%) de las ciudades (cuadro A.18), con una porción del gasto del 13.72%. Finalmente, en el caso de la educación y esparcimiento, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en 22 de 34 (64.7%) ciudades (cuadro A.19) que implica el no rechazo de la paridad relativa intranacional, que cuenta con una porción del gasto del 10.82%.

### **Resultados de las pruebas de raíz unitaria en datos panel con y sin cambio estructural**

Con el fin de mejorar la potencia de las pruebas de raíz unitaria, también se aplicaron con datos panel con y sin cambio estructural. Para el primer caso, los resultados se presentan en los cuadros del A.20 al A.26 (sin considerar la constante), indicando que la teoría de la paridad de precios absoluta a intranacional no es refutada en todos los mercados analizados. Estos resultados son similares a los encontrados por Vargas (2008) para el caso de México, a excepción del mercado de la ropa, calzado y accesorios, donde dicho autor encuentra dificultades para encontrar convergencia de precios relativos en este mercado.

Incorporando hasta dos cambios estructurales y tomando el tipo de cambio real anual (en lugar de mensual), los resultados se presentan en los cuadros del A.27 al A.33<sup>30</sup>. En general, se puede argumentar que en cada uno de los mercados analizados se va mejorando los resultados en la medida que se van incorporando los cambios estructurales en las pruebas con datos panel. De esta manera, se puede señalar que la paridad relativa intranacional no puede refutarse con los datos analizados para los 7 mercados. Haciendo el análisis a nivel individual, las ciudades que presentan raíz unitaria en sus precios relativos en cada mercado específico se mencionan a continuación. Para el caso del mercado de alimentos, bebidas y tabaco, las ciudades que no presentan convergencia de precios son: Hermosillo, Matamoros y Tijuana; para el caso del mercado de ropa, calzado y accesorios, las ciudades que no presentan convergencia de precios son: Aguascalientes y Torreón; para el caso del mercado de salud y cuidado personal, las ciudades que no presentan convergencia de precios son: Chihuahua, Hermosillo, Huatabampo y León; para el caso del mercado de transporte, las ciudades que no presentan una convergencia de precios son: Jacona, Huatabampo, Acapulco y Monclova.

El cumplimiento de la paridad relativa intranacional indica que los mercados internos analizados, tomando en cuenta, los precios relativos de los 7 mercados están integrados y que existe una convergencia de precios en el largo plazo entre las ciudades y el Distrito Federal. Las desviaciones de los precios relativos de las ciudades de su nivel medio o de equilibrio son transitorias y tienden a regresar a

---

<sup>30</sup> Los cálculos de las pruebas de raíz unitaria con datos panel y cambio estructural se realizaron en el programa *GAUSS 8.0*.



ese nivel en el largo plazo. La paridad relativa indica que los precios de las ciudades nos son exactamente iguales, pero si están fuertemente relacionados unos de otros.

#### 4. Tasa de convergencia de los precios relativos

En esta sección se analiza la tasa de convergencia de precios entre las ciudades. La formula de *Half-Life* (HL) estándar se representa de la forma siguiente:

$$H(\hat{\rho}) = -\ln(2) / \ln(\hat{\rho}) \quad (19)$$

Definida como el número de periodos requeridos para que un *shock* se disipe a la mitad, es decir, es la medida del tiempo que toma una desviación en disiparse al 50%. Si la ciudad  $i$  y la ciudad numeraria están fuertemente integradas, es de esperarse que cualquier movimiento en los precios de una se vea reflejado en los precios de la otra. Por lo que, la HL de dos ciudades integradas sería muy pequeña y muy grande sino lo están.

**Cuadro 15**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	DF o DFA $\hat{\rho}$	$H(\hat{\rho})$
ACAPULCOMEX	-	0.967	20.355
AGUASCAMEX	-	0.978	31.564
CHETUMEX	-	0.991	-
CHIHUAMEX	-	0.967	20.857
COLIMAMEX	-	0.971	23.302
CORDOBAMEX	-	0.991	-
CORTAZARMEX	-	0.936	10.458
CULIACANMEX	C	0.904	6.831
FRESNILLOMEX	-	0.995	-
GUADALAJARAME	-	0.994	-
HERMOSILLOMEX	-	0.988	-
HUATABAMPOME	C	0.960	17.145
IGUALAMEX	-	0.991	-
JACONAMEX	C	0.967	20.519
JIMENEZMEX	-	0.987	52.898
JUAREZMEX	-	0.947	12.734
LAPAZMEX	-	0.969	22.143
LEONMEX	-	0.992	-
MATAMOROSMEX	-	0.965	19.195
MERIDAMEX	-	0.946	12.393
MEXICALIMEX	-	0.985	44.511
MONCLOVAMEX	C	0.923	8.706
MONTERREYMEX	-	0.969	21.775
MORELIAMEX	-	0.981	36.689
PUEBLAMEX	-	0.986	50.115
SANLUISPMEX	-	0.964	18.646
TAMPICOMEX	-	0.994	-
TAPACHULAMEX	-	0.994	-
TIJUANAMEX	-	0.931	9.636
TOLUCAMEX	-	0.987	-
TORREONMEX	C	0.967	-
TULANCINGOMEX	C	0.973	-
VERACRUZMEX	-	0.980	34.002
VILLAHERMOMEX	-	0.991	-
<b>PROMEDIO</b>			<b>23.546</b>

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

La tasa de convergencia para las ciudades que cuentan con precios relativos estacionarios, muestran un promedio de 23.546 meses (cuadro15), es decir, cerca de 2 años. Un resultado que se aproxima a la tasa internacional, sin

embargo, se esperaría que a nivel intranacional hubiera una mayor integración de los mercados y menores diferencias de los precios entre las ciudades de México.

**Cuadro 16**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003,2004)**

Variables	Modelo <i>break</i> $\hat{\rho}$	<i>Trend</i>	Cambio Estructural	$H(\hat{\rho})$
ACAPULCOMEX	-0.2978		1987:07/1996:11	-
AGUASCAMEX	-0.1590		1991:09/2000:05	-
CHETUMEX	-0.1835		1989:07/1995:04	-
CHIHUAMEX	-0.1414		1988:05/2000:06	-
COLIMAMEX	-0.2779		1989:11/2000:11	-
CORDOBAMEX	-0.3696		1987:12/1997:01	1.502
CORTAZARMEX	-0.3406		1989:04/1986:11	1.665
CULIACANMEX	-0.7430		1989:06/1996:10	0.510
FRESNILLOMEX	-0.2622		1989:10/2000:05	-
GUADALAJARAMEX	-0.2565		1988:01/1997:01	-
HERMOSILLOMEX	-0.1680		1989:07/2001:01	-
HUATABAMPOMEX	-0.2893		1989:06/1996:02	2.030
IGUALAMEX	-0.3865		1987:06/1995:05	1.419
JACONAMEX	-0.2119		1988:12/2001:01	-
JIMENEZMEX	-0.2825		1988:07/1999:09	2.088
JUAREZMEX	-0.0913		1987:08/2000:11	-
LAPAZMEX	-0.1323		1988:01/2005:10	-
LEONMEX	-0.1861		1988:05/1996:10	-
MATAMOROSMEX	-0.1703		1989:01/1993:10	-
MERIDAMEX	-0.2762		1995:01/2000:11	2.144
MEXICALIMEX	-0.0685		1987:12/2004:11	-
MONCLOVAMEX	-0.1569		1988:08/2000:11	-
MONTERREYMEX	-0.1428		1988:05/2000:09	-
MORELIAMEX	-0.1576		1989:07/2004:08	-
PUEBLAMEX	-0.1314		1996:10/2001:06	-
SANLUISPMEX	-0.2198		1988:02/1993:03	2.793
TAMPICOMEX	-0.1796		1988:01/1997:10	-
TAPACHULAMEX	-0.2326		1988:10/2000:01	2.618
TIJUANAMEX	-0.0978		1987:11/1994:12	-
TOLUCAMEX	-0.2014		1988:04/1993:01	3.082
TORREONMEX	-0.2932		1989:06/2000:11	1.997
TULANCINGOMEX	-0.2937		1990:03/2001:08	-
VERACRUZMEX	-0.1176		1988:08/2000:12	-
VILLAHERMOMEX	-0.2044		1987:12/1997:01	-
<b>PROMEDIO</b>				<b>1.986</b>

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

Cuando se aplica el modelo IO2 con dos cambios estructurales, el promedio es de alrededor de 2 meses (cuadro 16). En general, los resultados de la tasa de

convergencia para las ciudades coincide con los resultados encontrados en la literatura reciente (Sonora, 2009), con una tasa de convergencia menor a medio año cuando se incorporan hasta dos cambios estructurales. Haciendo el mismo análisis para el caso de los mercados específicos los resultados son los siguientes: la tasa de convergencia promedio para el mercado de alimentos, bebidas y tabaco es de 2.522 meses (cuadro A.13); para el mercado de ropa, calzado y accesorios es 4.794 meses (cuadro A.14); para el mercado de la vivienda es de 4.776 meses (cuadro A.15); para el mercado de muebles, aparatos y accesorios es de 3.409 meses (cuadro A.16); para el mercado de salud y cuidado personal es de 3.179 meses (cuadro A.17); para el mercado de transporte de 2.650 meses (cuadro A.18); para el mercado de educación y esparcimiento es de 2.169 meses (cuadro A.19).

## **Conclusiones**

En esta sección se ha realizado el análisis de convergencia de precios para 34 ciudades de México respecto al Distrito Federal. A nivel intranacional se esperaría una mayor integración de los mercados y una más rápida convergencia de precios. Para probar lo anterior, se aplicaron pruebas de raíz unitaria univariable con y sin cambio estructural, así como también pruebas con datos panel con y sin cambio estructural. Los resultados indican que la paridad del precio relativa intranacional no es rechazada por los datos en 11 de 34 ciudades utilizando pruebas univariables e incorporando dos cambios estructurales. Para el caso de las pruebas con datos panel sin cambio estructural, los resultados no refutan la

paridad de precios absoluta intranacional tanto para las 34 ciudades como para los 7 mercados específicos. Estos resultados son similares a los del estudio realizado por Vargas (2008) para el caso de México, a excepción del mercado de la ropa, calzado y accesorios, donde se refuta la teoría de la paridad de precios intranacional en ese estudio. Para el caso de las pruebas con datos panel que incorporan cambio estructural, los resultados no rechazan la paridad de precios relativa intranacional para las 34 ciudades (utilizando el índice general de precios) ni para los 7 mercados específicos. Indicando que las ciudades están integradas, con unos precios que están fuertemente relacionados (aunque no sean exactamente iguales) y que existe una tasa de convergencia de precios muy rápida en el largo plazo respecto a la ciudad numeraria. Sin embargo, a nivel individual las ciudades de Morelia y Monclova presentan raíz unitaria en sus precios relativos, considerando el índice de precios al consumidor a nivel general.

Estos resultados confirman la hipótesis (para la mayoría de las ciudades) de que existe convergencia de precios entre ciudades, regiones y mercados específicos para el caso de México incluyendo cambios estructurales (1982:01-2009:04). El análisis de la convergencia de precios a nivel de ciudad o regional es de utilidad para la toma de decisiones de una única política monetaria al interior de un país, debido a que la una desviación persistente de precios relativos da lugar, entre otras cosas, a una distribución no adecuada de los recursos productivos provocado por la posibilidad de diferencias en las tasas de interés real y salarios reales dentro de un país (Nath y Sarkar, 2009; Dreger y Kosfeld, 2010). En este caso en particular, tomando en cuenta el índice general de precios, para las ciudades de Morelia y de Monclova podría no ser adecuada la misma política

monetaria que se aplica en México, que para el resto de las ciudades que si convergen sus precios. Estas diferencias podrían ser compensadas a través de una política fiscal que permita la redistribución del ingreso. Es importante comentar que solamente se están analizando 34 ciudades que cuentan con datos disponibles desde 1980. Posiblemente, los resultados sean diferentes para las ciudades más pobres que no se incorporaron en el estudio.

## Referencias bibliográficas

- 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. Nueva Época*, 4 (2), 239-263.
- Banerjee, A., R. L. Lumsdaine y J. H. Stock (1992), "Recursive and Sequential tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Benerjee, A., S. Lazarova y G. Urga (2003), "Bootstrapping Sequential Tests for Multiple Structural Breaks", <http://www.cass.city.ac.uk/conferences/esrc2002/BLU1202.pdf>, 1-28.
- Benerjee, A. y J. Carrion-i-Silvestre (2006), "Cointegration in Panel Data with Breaks and Cross-Section Dependence", *Working Paper Series*, 591, European Central Bank, 1-56.
- Breitung, J. y B. Candelon (2005), "Purchasing Power Parity during Currency Crises: A Panel Unit Root Test under Structural Breaks", *Review of World Economics*, 141, 124-140.
- Cardero, M. E., y F. Aroche (2008), "Cambio Estructural Comandado por la Estructura Comercial. El Caso de la Economía Mexicana", *Estudios Económicos*, 23 (2), 203-252.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. y T. del Barrio (2003), "Evidence on the Purchasing Power Parity in Panel of Cities", [www.ub.es/irea/working\\_papers/2007/200710.pdf](http://www.ub.es/irea/working_papers/2007/200710.pdf), 1-30.
- Cassel, G. (1916), "The Present Situation of the Foreign Exchanges", *Economic Journal*, 26 (101), 62-65.
- \_\_\_\_\_ (1918), "Abnormal Deviations in International Exchanges", *Economic Journal*, 28 (112), 413-15.
- \_\_\_\_\_ (1919), "The Depreciation of the German Mark", *Economic Journal*, 29 (116), 492-96.
- \_\_\_\_\_ (1921), *The World's Monetary Problem* (New York).
- \_\_\_\_\_ (1922), *Money and Foreign Exchange after 1914* (New York).

- \_\_\_\_\_ (1925), "Rates of Exchange and Purchasing Power Parity," *Quarterly Report*, 29, 17-21.
- \_\_\_\_\_ (1928), "Post-War Monetary Stabilization", *OPTICA Report* 1976.
- Cecchetti, S., Mark, N. y Sonora, R. (2002), "Price Index Convergence Among United States Cities", *International Economic Review*, 43 (4), 1081-99.
- Ceglowski, J. (2003), "The Law of One Price: International Evidence for Canada", *The Canadian Journal of Economics*, 36 (2), 373-400.
- Chaudhuri, K. y J. Sheen (2004), "Purchasing Power Parity Across States and Goods Within Australia", *The Economic Record*, 80 (250), 314-329.
- Cheung, Y.-W., and K.S. Lai (1994), "Mean Reversion in Real Exchange Rates," *Economics Letters*, 46, 251-56.
- Chritiano, L. (1992), "Searching for a break in GNP," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 237-50.
- Díaz, J., A. Sánchez y M. A. Mendoza, "Convergencia Hacia la Economía Regional Líder en México", *El Trimestre Económico*, LXXVI, 2, 407-431.
- 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.
- Dornbusch, R. (1987), "Exchange Rate Economics: 1986", NBER, *Working Paper* 2071, 1-43.
- \_\_\_\_\_ (1985), "Purchasing Power Parity", NBER, *Working Paper* 1591, 1-34.
- Dreger, C. y R. Kosfeld (2010), "Do Regional Price Levels Convergence?", *Journal of Economics and Statistics*, 230, 274-286.
- Engel, C., y J. Rogers (1994), "How wide is the border?", *NBER Working Paper*, 4829, 1-43.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64, 813-836.



- Esquivel, G. (1999), "Convergencia Regional en México, 1940-1995", *Economía / Trimestre Económico*, LXVI, 2, 725-761.
- González, M. y F. Rivadeneyra (2004), "La Ley de un Solo Precio en México: un Análisis Empírico", *Gaceta de Economía*, ITAM, 19, 91-115.
- Granger, C., y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Greene, W. (1999), *Análisis Econométrico*, Tercera Edición, Prentice-Hall, España.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, B. (2001), "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity," *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 117-128.
- 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.
- Juan-Ramón, V. y L. Rivera Bátiz (1996), "Regional Growth in Mexico: 1973-1993", *IMF Working Paper WWP/96/92*, Washington, USA.
- Kapetanios, G. (2005), "Unit-Root Testing against the Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 1, 123-133.
- 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.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. 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", *Manuscript*, Department of Economics, Appalachian State University, 1-16.

- Levin, A., C.-F. Lin y C.-S. J. Chu (2002), "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108 (1), 1-24.
- Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Journal of Monetary Economics*, 1 (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.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Maddala, G. S. y In-Moo Kim (1998), *Unit Root, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, UK.
- Maddala, G. S. and S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-52.
- Mendoza, J. E. y A. Díaz, "Labor Productivity Growth in the Maquiladora Industry: A Convergence Analysis", *Momento Económico*, Instituto de Investigaciones Económicas, UNA, México.
- Morshed, A. K. M., Ahn, S. K. y Lee, M. (2006), "Price Index Convergence among Indian Cities: A Cointegration Approach", *Journal of Asian Economics*, 17 (6), 1030-1043.
- Nagayasu, J. (2010), "Regional Inflation (Price) Behaviors: Heterogeneity and Convergence", *MPRA Paper 25430*, University Library of Munich, Germany, 1-32.
- Narayan, P.K. (2006), "Are Bilateral Real Exchange Rates Stationary? Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for India", *Applied Economics*, 38 (1), 63-70.
- \_\_\_\_\_ (2008), "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 (2), 137-146.
- Narayan, P., S. Narayan y P. Prasad (2009), "Evidence on PPP from a Cointegration Test with Multiple Structural Breaks", *Applied Economics Letters*, 16, 5-8.
- Nath, H.K. y J. Sarkar (2009), "Unbiased Estimation of the Half-Life to Price Index Convergence among U.S. Cities", *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (5), 1041-1046.

- Nelson, C. R., y C. I. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 2, 139-162.
- Nenna, M. (2001), "Price Level Convergence among Italian Cities: Any Role for the Harrod –Balassa-Samuelson Hypothesis?", Working Paper, [dep.eco.uniroma1.it/cidei/Docs/workpap/cidei64.pdf](http://dep.eco.uniroma1.it/cidei/Docs/workpap/cidei64.pdf), 1-24.
- Ng, S. y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- \_\_\_\_\_(1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- Noyola, J. (1956), "El Desarrollo Económico y la Inflación en México y Otros Países Latinoamericanos", *Revista de Investigación Económica*, 16, Escuela Nacional de Economía, UNAM, 1-17.
- Officer, L. (1974), "Purchasing Power Parity and Factor Price Equalization," *Kyklos*, 27 (4), 868-78.
- \_\_\_\_\_(1976), "The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article", *International Monetary Fund, 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 (2), 206-230.
- \_\_\_\_\_(1981), "The Floating Dollar in the Greenback Period: A Test of Theories of Exchange-Rate Determination", *The Journal of Economic History*, 41 (3), 629-650.
- Oh, Y. y K. Han (2009), "Purchasing Power Parity in Korean City Panels with Disaggregate Price Indices", *Applied Economics Letters*, 16, 45-49.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- \_\_\_\_\_(1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Roots in a Time Series Regression", *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Pulido, A. (2001), *Modelos Económicos*, Ediciones Pirámide, México.

- Rappoport, P. y L. Reichlin (1989), "Segmented Trends y Nonstationary Time Series", *The Economic Journal*, 99 (395), 168-177.
- Ruiz, P. (1997), "Evolución y Determinantes del Tipo de Cambio en México", *Documento de Trabajo*, UNAM, 1-39.
- \_\_\_\_\_(2004), "The Purchasing Power Parity Theory and Ricardo's Theory of Value" *Contributions to Political Economy*, 23 (1), 65-80.
- Schmidt, P. y P.C.B. Phillips (1992), "LM Test for Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), 257-287.
- Sonora, R. (2005), "City CPI Convergence in Mexico", *Review of Development Economics*, 9 (3), 359-367.
- \_\_\_\_\_(2009), "City Relative Price Convergence in the USA with Structural Breaks", *Applied Economics Letters*, 16 (9), 939-944.
- Suriñach, J., M. Artís, E. López y A. Sansó (1995). *Análisis Económico Regional*. Universidad de Barcelona, Antoni Bosch, España.
- Taylor, M. P. y L. Sarno (1998), "The Behavior of Real Exchange Rate During the Post-Bretton Woods Period ", *Journal International Economics*, 46 (2), 281-312.
- Taylor, A. y M. Taylor (2004), "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, 18 (4), 135-158.
- Vargas-Téllez, C. O. (2008), "Purchasing Power Parity across Mexican Cities: A Panel Data Analysis", *Applied Economics*, 40 (22), 2891-2899.
- 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*, 10 (3), 251-270.
- Yazgan M.E., Yilmazkuday, H. (2011), "Price-Level Convergence: New Evidence from U.S. Cities", *Economics Letters*, 110: 76-78.

## Anexo

**Cuadro A.1**  
**Definición de las variables graficadas**

Variable	Significado
1. ACAPULCOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Acapulco
2. AGUASCAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Aguascalientes
3. CHETUMEX	Precio relativo de la Ciudad de Chetumal
4. CHIHUAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Chihuahua
5. COLIMAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Colima
6. CORDOBAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Córdoba
7. CORTAZARMEX	Precio relativo de la Ciudad de Cortazar
8. CULIACANMEX	Precio relativo de la Ciudad de Culiacán
9. FRESNILLMEX	Precio relativo de la Ciudad de Fresnillo
10. GUADALAJARAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Guadalajara
11. HERMOSILLOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Hermosillo
12. HUATABAMPOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Huatabampo
13. IGUALAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Iguala
14. JACONAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Jacona
15. JIMENEZMEX	Precio relativo de la Ciudad Jiménez
16. JUAREZMEX	Precio relativo de Ciudad Juárez
17. LAPAZMEX	Precio relativo de la Ciudad de La Paz
18. LEONMEX	Precio relativo de la Ciudad de León
19. MATAMOROSMEX	Precio relativo de la Ciudad de Matamoros
20. MERIDAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Mérida
21. MEXICALIMEX	Precio relativo de la Ciudad de Mexicali
22. MONCLOVAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Monclova
23. MONTERREYMEX	Precio relativo de la Ciudad de Monterrey
24. MORELIAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Morelia
25. PUEBLAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Puebla
26. SANLUISMEX	Precio relativo de la Ciudad de San Luis Potosí
27. TAMPICOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Tampico
28. TAPACHULAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Tapachula
29. TIJUANAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Tijuana
30. TOLUCAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Toluca
31. TORREONMEX	Precio relativo de la Ciudad de Torreón
32. TULANCINGOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Tulancingo
33. VERACRUZMEX	Precio relativo de la Ciudad de Veracruz
34. VILLAHERMOSAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Villahermosa

**Cuadro A.2**  
**Resultados de las pruebas de datos panel (1982-1988)**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-7.717	0.000
ADF-Fisher	187.730	0.000
PP-Fisher	193.601	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.3**  
**Resultados de las pruebas de datos panel (1989-2009)**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-8.098	0.000
ADF-Fisher	168.402	0.000
PP-Fisher	234.191	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.4**  
**Resultados de las pruebas de datos panel antes del TLCAN**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-9.482	0.000
ADF-Fisher	250.049	0.000
PP-Fisher	249.834	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.5**  
**Resultados de las pruebas de datos panel después del TLCAN**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-7.843	0.000
ADF-Fisher	183.286	0.000
PP-Fisher	252.792	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.6**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria, alimento, bebidas y tabaco**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
ACAPULCOMEX	-	-0.919	-1.246	0.481a
AGUASCAMEX	-	-1.123	-1.910	0.750
CHETUMEX	-	-0.867	-0.911	1.229
CHIHUAMEX	-	-0.962	-0.939	1.419
COLIMAMEX	-	-0.651	-0.696	0.664a
CORDOBAMEX	-	-0.967	-0.847	1.665
CORTAZARMEX	-	-1.693	-1.451	1.208
CULIACANMEX	C	-2.235	-1.919	1.011
FRESNILLOMEX	-	-0.596	-0.838	1.042
GUADALAJARAMEX	-	-0.983	-0.731	1.028
HERMOSILLOMEX	C	-2.212	-1.809	1.468
HUATABAMPOMEX	C	-2.082	-1.679	1.500
IGUALAMEX	-	-1.477	-1.357	0.569a
JACONAMEX	-	-1.832c	-1.638c	0.572
JIMENEZMEX	-	-1.568	-1.327	0.722a
JUAREZMEX	-	-1.394	-1.824	1.117
LAPAZMEX	C	-3.647a	-4.441a	2.096
LEONMEX	-	-0.939	-0.824	1.010
MATAMOROSMEX	C	-2.567	-3.432b	1.184
MERIDAMEX	-	-1.140	-1.236	1.715
MEXICALIMEX	C	-3.420b	-4.554a	0.608
MONCLOVAMEX	-	-1.329	-1.489	1.337
MONTERREYMEX	-	-1.399	-1.416	1.123
MORELIAMEX	-	-0.981	-0.759	0.692a
PUEBLAMEX	-	-0.868	-1.169	0.710a
SANLUISPMEX	-	-2.296b	-1.976b	0.782
TAMPICOMEX	-	-0.889	-0.899	1.252
TAPACHULAMEX	C	-2.163	-1.844	0.849
TIJUANAMEX	C	-3.659a	-4.484a	0.490a
TOLUCAMEX	-	-0.995	-0.992	1.293
TORREONMEX	C	-2.578c	-2.610c	0.555a
TULANCINGOMEX	-	-1.617c	-1.430	0.547a
VERACRUZMEX	-	-1.463	-1.378	1.214
VILLAHERMOMEX	-	-1.241	-1.329	1.659

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.7**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria, ropa, calzado y accesorios**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
ACAPULCOMEX	-	-2.073b	-1.933c	1.953
AGUASCAMEX	-	-1.090	-1.129	1.640
CHETUMEX	-	-1.918c	-1.934c	1.695
CHIHUAMEX	-	-1.843c	-1.807c	1.747
COLIMAMEX	-	-1.634	-1.595	1.959
CORDOBAMEX	-	-1.106	-1.145	1.558
CORTAZARMEX	-	-2.502b	-2.418b	1.947
CULIACANMEX	-	-1.097	-1.179	2.002
FRESNILLOMEX	-	-1.632c	-1.687c	2.082
GUADALAJARAMEX	-	-1.390	-1.405	1.813
HERMOSILLOMEX	-	-0.696	-0.703	1.806
HUATABAMPOMEX	-	-0.699	-0.619	1.905
IGUALAMEX	-	-1.511	-1.512	1,778
JACONAMEX	-	-1.653	-1.665c	1.568
JIMENEZMEX	-	-1.850c	-1.860c	1.688
JUAREZMEX	-	-3.925a	-4.033a	0.807
LAPAZMEX	-	-1.275	-2.890a	2.021
LEONMEX	-	-2.305b	-2.305b	1.042
MATAMOROSMEX	-	-1.948b	-2.241b	1.807
MERIDAMEX	-	-1.800c	-1.760c	1.935
MEXICALIMEX	-	-2.680a	3.043a	1.639
MONCLOVAMEX	-	-1.864c	-1.843c	1.892
MONTERREYMEX	-	-2.092b	-2.057b	1.842
MORELIAMEX	-	-2.342b	-2.440b	1.830
PUEBLAMEX	-	-2.293b	-1.870c	1.824
SANLUISPMEX	-	-2.703a	-2.646a	2.084
TAMPICOMEX	-	-1.749c	-1.815c	0.872
TAPACHULAMEX	-	-1.847c	-1.781c	1.800
TIJUANAMEX	-	-3.103a	-3.032a	1.221
TOLUCAMEX	-	-1.396	-1.520	1.614
TORREONMEX	-	-1.675c	-1.672c	1.687
TULANCINGOMEX	-	-0.936	-0.904	1.518
VERACRUZMEX	C	-0.018	-0.044	1.926
VILLAHERMOMEX	-	-0.960	-1.095	1.952

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.



**Cuadro A.8**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria, vivienda**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
ACAPULCOMEX	-	-2.475b	-2.558b	1.860
AGUASCAMEX	-	-1.927c	-2.045b	0.502a
CHETUMEX	-	-1.335	-1.461	0.521a
CHIHUAMEX	-	-2.903a	-2.621a	0.842
COLIMAMEX	-	-2.612a	-2.433b	0.957
CORDOBAMEX	-	-2.482b	-2.134a	0.463a
CORTAZARMEX	-	-2.036b	-2.274b	1.177
CULIACANMEX	-	-1.958b	-3.833a	1.029
FRESNILLOMEX	-	-1.911c	-1.867c	0.994
GUADALAJARAMEX	-	-1.316	-1.429	0.554a
HERMOSILLOMEX	-	-2.085b	-3.141a	1.478
HUATABAMPOMEX	C	-3.186b	-5.580a	0.161c
IGUALAMEX	-	-2.468b	-2.575a	1.435
JACONAMEX	-	-1.887c	-1.924c	0.595a
JIMENEZMEX	-	-3.989a	-3.613a	0.166c
JUAREZMEX	-	-3.832a	-1.986b	0.347b
LAPAZMEX	-	-2.572b	-1.632c	1.069
LEONMEX	-	-2.385b	-2.109b	0.201c
MATAMOROSMEX	C	-2.978b	-3.191b	0.449a
MERIDAMEX	-	-3.045a	-4.011a	0.284c
MEXICALIMEX	-	-1.643c	-3.221a	1.823
MONCLOVAMEX	C	-2.786c	-2.797c	1.213
MONTERREYMEX	-	-2.560b	-2.360b	1.534
MORELIAMEX	-	-2.201b	-2.088b	0.310c
PUEBLAMEX	-	-2.610a	-2.632a	0.722a
SANLUISPMEX	-	-1.876c	-2.290b	0.269c
TAMPICOMEX	-	-4.147a	-4.376a	0.795
TAPACHULAMEX	-	-1.440	-1.744c	1.885
TIJUANAMEX	-	-2.210b	-2.108b	0.180c
TOLUCAMEX	-	-2.089b	-2.157b	1.629
TORREONMEX	-	-2.158a	-3.214a	0.223c
TULANCINGOMEX	-	-2.452b	-2.632a	0.775
VERACRUZMEX	-	-2.478b	-2.834a	1.065
VILLAHERMOMEX	-	-2.516b	-2.886a	1.038

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.9**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria, muebles, aparatos y accesorios**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
ACAPULCOMEX	-	-1.756c	-1.779c	2.071
AGUASCAMEX	-	-1.415	-1.411	1.734
CHETUMEX	-	-3.592a	-3.739a	0.719a
CHIHUAMEX	-	-3.421a	-3.699a	0.179c
COLIMAMEX	-	-2.149b	-2.184b	0.300a
CORDOBAMEX	-	-2.727a	-2.641a	0.289c
CORTAZARMEX	-	-2.059a	-2.207b	1.687
CULIACANMEX	-	-1.647c	-1.582	2.007
FRESNILLMEX	-	-2.796a	-2.733a	0.384b
GUADALAJARAMEX	-	-1.324	-1.219	1.027
HERMOSILLOMEX	-	-1.728c	-1.742c	1.901
HUATABAMPOMEX	C	-0.388	-0.402c	1.983
IGUALAMEX	-	-2.451b	-2.592a	1.130
JACONAMEX	-	-1.268	-1.449	0.648a
JIMENEZMEX	-	-3.398a	-3.881a	1.856
JUAREZMEX	C	-5.039a	3.992a	0.108c
LAPAZMEX	-	-2.990a	-2.960a	1.905
LEONMEX	-	-1.816c	-1.604	0.531a
MATAMOROSMEX	-	-2.981a	-3.012a	1.757
MERIDAMEX	-	-1.547	-1.725c	1.722
MEXICALIMEX	-	-2.027b	-2.036b	0.574a
MONCLOVAMEX	-	-3.505a	-3.192a	1.761
MONTERREYMEX	-	-1.865c	-1.865c	0.281c
MORELIAMEX	-	-1.756c	-1.774c	1.764
PUEBLAMEX	-	-2.721a	-2.464b	0.834
SANLUISPMEX	-	-2.541b	-2.637a	1.351
TAMPICOMEX	-	-1.641c	-1.661c	0.808
TAPACHULAMEX	-	-2.625a	-2.719a	1.571
TIJUANAMEX	-	-2.340b	-2.344b	0.922
TOLUCAMEX	-	-1.875c	-2.407b	1.476
TORREONMEX	-	-2.848a	-2.879a	0.761
TULANCINGOMEX	-	-0.738	-1.191	0.287c
VERACRUZMEX	-	-1.505	-1.489	1.326
VILLAHERMOMEX	-	-2.288b	-2.675a	0.876

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.10**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria, salud y cuidado personal**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
ACAPULCOMEX	-	-2.469b	-2.577a	1.936
AGUASCAMEX	-	-3.389a	-3.295a	0.716a
CHETUMEX	-	-3.615a	-3.274a	0.648a
CHIHUAMEX	C	-5.621a	-4.888a	0.351b
COLIMAMEX	-	-1.901c	-1.904c	1.217
CORDOBAMEX	-	-1.599	-1.736c	0.555a
CORTAZARMEX	-	-1.771	-1.970b	1.651
CULIACANMEX	-	-2.403b	-2.393b	0.782
FRESNILLOMEX	C	-2.633c	-2.634c	0.239c
GUADALAJARAMEX	-	-1.396	-1.202	1.117
HERMOSILLOMEX	C	-4.094a	-4.049a	0.252c
HUATABAMPOMEX	-	-2.435	-2.435b	2.051
IGUALAMEX	-	-3.509a	-3.514a	1.193
JACONAMEX	-	-1.430	-1.997b	0.838
JIMENEZMEX	C	-3.395b	-3.580a	0.374b
JUAREZMEX	-	-1.792c	-1.840c	1.077
LAPAZMEX	-	-4.917a	-5.030a	0.662a
LEONMEX	-	-2.524b	-2.203b	1.133
MATAMOROSMEX	C	-3.211b	-3.208b	0.440b
MERIDAMEX	-	-2.538b	-2.538b	1.638
MEXICALIMEX	C	-2.650c	-2.564	0.964
MONCLOVAMEX	-	-3.480a	-3.698a	0.478a
MONTERREYMEX	-	-2.452b	-2.418b	0.235c
MORELIAMEX	-	-3.390a	-3.374a	0.449
PUEBLAMEX	-	-2.707a	-2.672a	1.254
SANLUISPMEX	-	-3.527a	-3.543a	0.376b
TAMPICOMEX	-	-6.458a	-6.596a	0.563b
TAPACHULAMEX	-	-2.959a	-2.997a	1.254
TIJUANAMEX	-	-5.224a	-5.063a	1.230
TOLUCAMEX	C	-2.610c	-2.610c	0.409a
TORREONMEX	-	-0.914	-1.002	1.099
TULANCINGOMEX	-	-1.735c	-1.608	1.293
VERACRUZMEX	-	-3.208a	-3.208a	1.175
VILLAHERMOMEX	C	-2.470	-2.517	0.571a

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.11**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria, transporte**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
ACAPULCOMEX	-	-3.465a	-3.466a	1.649
AGUASCAMEX	C	-3.562a	-3.426b	1.698
CHETUMEX	C	-2.158	-1.957	1.257
CHIHUAMEX	-	-3.272a	-3.042a	0.320c
COLIMAMEX	C	-3.330b	-3.150b	0.473a
CORDOBAMEX	-	-1.336	-1.565	0.495a
CORTAZARMEX	-	-2.609a	-2.239b	0.369b
CULIACANMEX	-	-2.762a	-2.290b	0.432b
FRESNILLOMEX	-	-2.920a	-2.635a	0.230c
GUADALAJARAMEX	C	-3.754a	-3.313b	0.361b
HERMOSILLOMEX	C	-3.621a	-3.475a	0.667a
HUATABAMPOMEX	-	-1.839c	-2.140b	1.747
IGUALAMEX	-	-3.054a	-2.883a	0.421b
JACONAMEX	-	-2.520b	-2.224b	0.501a
JIMENEZMEX	-	-2.487b	-2.125b	0.456b
JUAREZMEX	-	-2.371b	-2.883a	1.559
LAPAZMEX	-	-3.328a	-3.053a	1.210
LEONMEX	-	-2.311b	-2.229b	1.497
MATAMOROSMEX	-	-2.314b	-2.087b	0.445b
MERIDAMEX	-	-2.394b	-2.545b	0.953
MEXICALIMEX	-	-3.949a	-3.766a	0.296c
MONCLOVAMEX	-	-1.143	-1.703c	0.870
MONTERREYMEX	-	-3.038a	-2.720a	0.392b
MORELIAMEX	C	-3.469a	-3.266b	0.303c
PUEBLAMEX	-	-2.301b	-2.339	1.949
SANLUISPMEX	C	-5.350a	-5.239a	0.181c
TAMPICOMEX	-	-2.181	-2.086b	0.693a
TAPACHULAMEX	-	-2.088b	-1.919c	0.706a
TIJUANAMEX	-	-3.925a	-3.911a	0.742
TOLUCAMEX	-	-2.593a	-2.368b	1.096
TORREONMEX	-	-2.471b	-2.105b	0.514a
TULANCINGOMEX	-	-2.079b	-1.819c	0.883
VERACRUZMEX	-	-2.880a	-2.488b	0.506a
VILLAHERMOMEX	-	-2.898a	-2.621a	0.243c

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.12**  
**Resultado de las pruebas de raíz unitaria, educación y esparcimiento**

Precio relativo de las ciudades	Parámetros determinísticos	Prueba DF o DFA	Prueba PP	Prueba KPSS
ACAPULCOMEX	-	-2.297b	-2.659a	0.498a
AGUASCAMEX	-	-2.492b	-2.400b	1.152
CHETUMEX	C	-3.841a	-3.819a	0.493a
CHIHUAMEX	-	-4.070a	-4.592a	1.449
COLIMAMEX	-	-2.349b	-2.502b	1.279
CORDOBAMEX	C	-4.463a	-5.219a	0.264
CORTAZARMEX	-	-3.845a	-4.238a	0.702a
CULIACANMEX	-	-2.805a	-2.799a	1.431
FRESNILLOMEX	-	-2.771a	-2.454b	0.516a
GUADALAJARAMEX	-	-3.394a	-3.400a	0.494a
HERMOSILLOMEX	-	2.807a	-2.374b	0.253c
HUATABAMPOMEX	-	-4.267a	-4.595a	0.850
IGUALAMEX	-	-1.447	-1.643c	1.452
JACONAMEX	-	-2.590a	-3.224a	0.482a
JIMENEZMEX	-	-3.518a	-4.458a	0.481a
JUAREZMEX	-	-3.402a	-4.396a	1.217
LAPAZMEX	-	-3.304a	-3.920a	0.822
LEONMEX	-	-1.654	-2.052b	0.418b
MATAMOROSMEX	-	-3.762a	-4.568a	0.309c
MERIDAMEX	-	-3.806a	-3.360a	1.575
MEXICALIMEX	-	-3.919a	-3.769a	1.317
MONCLOVAMEX	-	-2.684a	-2.947a	1.260
MONTERREYMEX	-	-1.703c	-2.286b	1.730
MORELIAMEX	-	-2.763a	-2.560b	1.334
PUEBLAMEX	-	-2.773a	-3.838a	1.947
SANLUISPMEX	-	-7.890a	-5.298a	0.994
TAMPICOMEX	-	-1.746c	-2.277b	0.793
TAPACHULAMEX	-	-2.292b	-2.586a	1.196a
TIJUANAMEX	-	-3.417a	-3.427a	0.341c
TOLUCAMEX	-	-2.329b	-2.548b	1.352
TORREONMEX	C	-2.805c	-2.679c	0.929
TULANCINGOMEX	C	-3.159b	-2.713c	0.386b
VERACRUZMEX	-	-4.539a	-4.762a	1.517
VILLAHERMOMEX	C	-3.276b	-3.955a	0.751

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

**Cuadro A.13**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003),**  
**Alimento, bebidas y tabaco (17/34=50%)**

Variables	Tasa de convergencia	Cambios Estructurales	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	-	1989:02*/1997:05*	-4.415	20	
AGUASCAMEX	2.753	1996:09*/2000:11*	-5.425	19	5%
CHETUMEX	-	1990:02*/1996:09*	-4.718	19	
CHIHUAMEX	-	1989:12*/1996:12*	-4.443	19	
COLIMAMEX	-	1989:12*/1998:06*	-4.343	17	
CORDOBAMEX	-	1992:06*/2001:04	-4.914	0	
CORTAZARMEX	-	1988:10*/1997:03*	-4.478	21	
CULIACANMEX	2.571	1995:04*/2003:10*	-5.712	24	5%
FRESNILLOMEX	-	1989:03*/1997:07*	-4.597	24	
GUADALAJARAMEX	3.293	1993:07*/2003:09*	-5.006	12	10%
HERMOSILLOMEX	1.867	1988:12*/2002:01*	-5.248	24	10%
HUATABAMPOMEX	1.850	1993:02*/2004:12*	-5.048	24	10%
IGUALAMEX	3.196	1990:10/2002:01*	-5.003	24	10%
JACONAMEX	-	1990:09*/2002:07*	-4.297	19	
JIMENEZMEX	2.431	1995:03*/2000:11*	-5.919	23	1%
JUAREZMEX	-	1988:07*/1996:12*	-4.277	19	
LAPAZMEX	-	1994:11*/2004:10*	-3.338	24	
LEONMEX	5.056	1988:11*/1997:01*	-5.063	21	10%
MATAMOROSMEX	-	1986:11*/1997:05*	-4.478	19	
MERIDAMEX	1.704	1989:09*/1998:06*	-5.506	19	5%
MEXICALIMEX	2.942	1986:11*/1998:05*	-5.262	19	10%
MONCLOVAMEX	-	1988:04*/1995:06	-4.979	18	
MONTERREYMEX	2.029	1994:02/1998:01*	-6.094	17	1%
MORELIAMEX	1.790	1993:01*/2001:12*	-5.329	17	5%
PUEBLAMEX	-	1991:01*/2001:08*	-4.309	23	
SANLUISPMEX	1.977	1994:12*/2003:04	-5.439	23	5%
TAMPICOMEX	-	1995:03*/2000:11*	-4.355	23	
TAPACHULAMEX	-	1995:03*/2005:04*	-4.928	20	
TIJUANAMEX	2.490	1986:08*/2001:11*	-5.868	19	1%
TOLUCAMEX	2.743	1991:07*/2002:07	-5.059	5	10%
TORREONMEX	2.238	1996:02*/2002:01*	-5.243	24	10%
TULANCINGOMEX	-	1989:06*/1995:05*	-4.420	23	
VERACRUZMEX	1.954	1990:02*/1996:11*	-6.645	19	1%
VILLAHERMOMEX	-	1987:11*/1995:08*	-4.876	24	
<b>PROMEDIO</b>	<b>2.52</b>				

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%.

**Cuadro A.14**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003),**  
**Ropa, calzado y accesorios (17/34=50%)**

Variables	Tasa de convergencia	Cambios Estructurales	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	5.466	1989:04*/199:04*	-5.323	24	5%
AGUASCAMEX	6.035	1989:11*/1999:10*	-5.647	14	5%
CHETUMEX	4.392	1987:12*/1996:08*	-5.486	18	5%
CHIHUAMEX	4.617	1993:06*/2002:10*	-6.022	21	1%
COLIMAMEX	4.402	1990:04*/1998:03*	-5.289	24	5%
CORDOBAMEX	-	1989:12*/2000:02*	-4.412	20	
CORTAZARAMEX	-	1989:10*/1998:11*	-4.526	21	
CULIACANMEX	-	1989:05*/1997:12*	-4.369	24	
FRESNILLOMEX	2.639	1993:02*/2002:06*	-5.379	18	5%
GUADALAJARAMEX	-	1987:11*/1997:06	-4.570	24	
HERMOSILLOMEX	-	1987:12*/2004:09*	-3.895	24	
HUATABAMPOMEX	-	1987:08*/1995:03*	-4.374	24	
IGUALAMEX	-	1987:12*/1996:03*	-4.880	23	
JACONAMEX	3.080	1987:12*/1992:02*	-6.092	24	1%
JIMENEZMEX	-	1988:07/1997:12*	-4.873	24	
JUAREZMEX	4.660	1992:01*/1999:10*	-5.573	24	5%
LAPAZMEX	8.616	1988:09*/1999:01*	-5.255	24	10%
LEONMEX	-	1987:12*/1996:12*	-4.851	24	
MATAMOROSMEX	5.002	1990:04*/1996:12	-5.415	24	5%
MERIDAMEX	-	1989:01*/2004:05	-4.517	14	
MEXICALIMEX	-	1986:09*/1997:08*	-3.875	24	
MONCLOVAMEX	-	1996:01*/2001:11*	-4.957	24	
MONTERREYMEX	5.370	1988:01*/1993:02*	-5.026	24	10%
MORELIAMEX	4.649	1989:11*/1999:07*	-5.512	12	5%
PUEBLAMEX	-	1991:01*/1996:11	-4.807	24	
SANLUISPMEX	2.487	1995:01/2001:12*	-6.138	23	1%
TAMPICOMEX	3.274	1996:11*/2000:12*	-5.838	18	1%
TAPACHULAMEX	7.350	1986:12*/2001:11*	-5.126	24	10%
TIJUANAMEX	-	1995:04*/2000:12*	-4.071	24	
TOLUCAMEX	5.591	1988:01*/1991:07*	-5.335	12	5%
TORREONMEX	-	1987:09*/1995:10*	-4.309	16	
TULANCINGOMEX	3.880	1987:03*/1999:03*	-5.046	24	10%
VERACRUZMEX	-	1987:08*/1996:10*	-4.324	23	
VILLAHERMOMEX	-	1990:03*/2005:06*	-4.928	24	
<b>PROMEDIO</b>	<b>4.794</b>				

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10% de significancia.

**Cuadro A.15**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003), vivienda (25/34=73.52%)**

Variables	Tasa de convergencia	Cambios Estructurales	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	3.425	1987:12*/1992:04*	-6.548	24	1%
AGUASCAMEX	6.286	1987:12*/1992:03*	-6.934	24	1%
CHETUMEX	3.752	1988:05*/1994:07*	-6.003	24	1%
CHIHUAMEX	6.211	1987:12*/1993:01*	-5.474	24	5%
COLIMAMEX	4.734	1987:12*/1992:07*	-6.214	24	1%
CORDOBAMEX	-	1987:11*/1992:04*	-4.796	23	
CORTAZARMEX	2.364	1987:06*/1998:07*	-5.451	23	5%
CULIACANMEX	5.601	1987:11*/1993:03*	-5.338	24	5%
FRESNILLOMEX	3.124	1986:08*/1990:08	-5.841	24	1%
GUADALAJARAMEX	-	1990:03*/1998:10	-3.947	24	
HERMOSILLOMEX	3.417	1988:05*/2003:03*	-6.001	24	1%
HUATABAMPOMEX	3.569	1988:06*/2003:02	-5.167	22	10%
IGUALAMEX	3.372	1988:02*/1993:03*	-5.963	24	1%
JACONAMEX	5.332	1989:06*/1998:11*	-5.416	24	5%
JIMENEZMEX	6.012	1988:11*/1996:12*	-5.182	16	10%
JUAREZMEX	5.173	1988:06*/2002:03*	-6.060	24	1%
LAPAZMEX	-	1988:04*/1996:10*	-3.966	24	
LEONMEX	5.705	1987:12*/1992:08*	-5.314	24	5%
MATAMOROSMEX	3.040	1995:02*/2001:03*	-5.956	15	1%
MERIDAMEX	5.337	1987:12*/1992:03*	-5.196	24	10%
MEXICALIMEX	3.658	1988:05*/1995:01*	-6.494	24	1%
MONCLOVAMEX	-	1991:10*/2000:09	-4.834	19	
MONTERREYMEX	-	1987:11*/2002:02*	-4.632	24	
MORELIAMEX	-	1995:02*/2000:05*	-3.871	16	
PUEBLAMEX	5.700	1987:12*/1993:04*	-5.524	24	5%
SANLUISPMEX	-	1988:06*/2001:01*	-4.704	24	
TAMPICOMEX	3.739	1988:12*/1991:09	-5.825	24	1%
TAPACHULAMEX	6.383	1990:02*/1997:05*	-5.220	24	10%
TIJUANAMEX	8.978	1988:01*/1994:12*	-5.407	20	5%
TOLUCAMEX	5.116	1987:12*/1992:06*	-5.224	24	10%
TORREONMEX	5.218	1987:11*/1992:02*	-6.208	24	1%
TULANCINGOMEX	-	1988:06*/2004:01*	-4.757	24	
VERACRUZMEX	-	1988:05/2002:07*	-4.579	24	
VILLAHERMOMEX	4.154	1988:05*/2002:03*	-5.627	24	5%
<b>PROMEDIO</b>	<b>4.776</b>				

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%.



**Cuadro A.16**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003),**  
**Muebles, aparatos y accesorios (16/34=47%)**

Variables	Tasa de convergencia	Cambios Estructurales	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	-	1996:04*/2001:06*	-4.188	19	
AGUASCAMEX	-	1987:08*/1995:03*	-4.579	24	
CHETUMEX	2.194	1994:12*/1998:01*	-5.233	21	10%
CHIHUAMEX	-	1987:11*/1995:08*	-3.769	24	
COLIMAMEX	-	1994:10*/1999:06*	-4.955	19	
CORDOBAMEX	-	1987:11*/1995:09*	-4.271	23	
CORTAZARAMEX	3.122	1994:11*/2000:10*	-5.861	21	1%
CULIACANMEX	-	1995:01*/2003:05*	-4.867	22	
FRESNILLMEX	-	1990:07*/2003:11*	-4.763	24	
GUADALAJARAMEX	4.734	1989:09*/1998:11*	-5.151	19	10%
HERMOSILLMEX	-	1994:04/1997:11*	-3.938	24	
HUATABAMPOMEX	-	1988:03*/1995:02*	-4.849	8	
IGUALAMEX	1.621	1987:12*/2000:01*	-6.645	12	1%
JACONAMEX	-	1987:12*/2000:05*	-4.489	24	
JIMENEZMEX	4.237	1988:01*/1995:12*	-5.195	24	10%
JUAREZMEX	-	1986:10*/1999:06*	-4.093	23	
LAPAZMEX	-	1994:12*/2003:04*	-4.920	24	
LEONMEX	3.261	1994:12*/1999:10*	-5.738	24	5%
MATAMOROSMEX	3.225	1994:12*/1999:02*	-5.046	22	10%
MERIDAMEX	-	1994:04*/2000:01*	-4.539	24	
MEXICALIMEX	-	1986:09*/1999:11*	-3.572	24	
MONCLOVAMEX	3.670	1989:06*/2000:03*	-4.983	3	10%
MONTERREYMEX	3.549	1990:09*/1996:07*	-5.055	24	10%
MORELIAMEX	-	1995:04*/2001:01*	-4.728	19	
PUEBLAMEX	2.227	1994:11*/2000:01*	-5.788	24	5%
SANLUISPMEX	2.626	1994:10*/1999:05*	-6.130	22	1%
TAMPICOMEX	3.409	1987:11*/1995:03*	-5.260	15	10%
TAPACHULAMEX	4.873	1988:01*/1995:04*	-5.301	18	5%
TIJUANAMEX	6.642	1991:09*/1996:11*	-4.999	22	10%
TOLUCAMEX	3.079	1987:06*/1991:01*	-5.003	12	10%
TORREONMEX	-	1994:04*/1999:07*	-4.912	21	
TULANCINGOMEX	2.087	1992:10*/1998:02	-6.567	24	1%
VERACRUZMEX	-	1987:09*/1995:05*	-4.354	24	
VILLAHERMOMEX	-	1991:05/1999:02*	-4.396	18	
<b>PROMEDIO</b>	<b>3.409</b>				

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%.

**Cuadro A.17**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003),**  
**Salud y cuidado personal (23/34=67.6%)**

Variables	Tasa de convergencia	Cambios Estructurales	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	3.696	1988:05/1998:02*	-5.102	2	10%
AGUASCAMEX	4.435	1990:03*/1998:04*	-5.353	10	5%
CHETUMEX	-	1987:02*/2001:06*	-4.492	21	
CHIHUAMEX	-	1988:11*/2002:11*	-4.381	17	
COLIMAMEX	-	1988:10*/2000:12*	-4.468	21	
CORDOBAMEX	3.048	1987:12*/1999:06*	-5.427	21	5%
CORTAZAMEX	1.168	1986:11*/1995:10*	-6.200	17	1%
CULIACANMEX	2.751	1987:12*/2000:12*	-5.743	11	5%
FRESNILLOMEX	-	1991:07*/2001:11*	-4.528	24	
GUADALAJARAMEX	2.432	1987:11*/1992:06*	-6.936	24	1%
HERMOSILLOMEX	4.186	1988:12*/2004:02*	-5.169	19	10%
HUATABAMPOMEX	3.862	1995:04*/2000:11*	-5.165	24	10%
IGUALAMEX	-	1988:02*/1999:01*	-4.718	24	
JACONAMEX	-	1986:11*/1994:11*	-3.339	24	
JIMENEZMEX	3.053	1988:01*/1999:01*	-5.332	24	5%
JUAREZMEX	2.555	1989:06*/1994:01*	-5.850	23	1%
LAPAZMEX	2.853	1988:11*/2001:10*	-5.356	24	5%
LEONMEX	1.488	1987:10*/1991:09*	-7.977	24	1%
MATAMOROSMEX	2.800	1992:02*/2001:04	-5.135	24	10%
MERIDAMEX	2.979	1991:09*/1999:09*	-5.033	23	10%
MEXICALIMEX	3.603	1989:06*/1997:12*	-5.883	21	1%
MONCLOVAMEX	3.388	1991:05*/1995:01*	-5.650	21	5%
MONTERREYMEX	3.309	1991:09*/1996:12*	-5.385	21	5%
MORELIAMEX	3.386	1987:11*/1999:03*	-5.678	22	5%
PUEBLAMEX	-	1997:05*/2002:10	-4.828	13	
SANLUISPMEX	3.813	1988:04/1998:03*	-5.547	9	5%
TAMPICOMEX	-	1986:08*/1998:02*	-3.845	22	
TAPACHULAMEX	2.423	1988:05*/1998:02*	-5.626	19	5%
TIJUANAMEX	5.721	1988:10*/1995:1*	-4.994	23	10%
TOLUCAMEX	-	1993:12/2002:11	-4.543	23	
TORREONMEX	2.427	1991:09*/1999:08*	-5.054	24	10%
TULANCINGOMEX	-	1991:03*/2001:01	-3.896	21	
VERACRUZMEX	3.747	1991:09*/2003:04	-6.4765	24	1%
VILLAHERMOMEX	-	1991:09*/2000:05*	-4.552	5	
<b>PROMEDIO</b>	<b>3.179</b>				

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%.

**Cuadro A.18**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003), transporte (8/34=23.52%)**

Variables	Tasa de convergencia	Cambios Estructurales	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	-	1987:01*/1993:01*	-3.959	23	
AGUASCAMEX	2.076	1986:12*/1991:12*	-5.617	11	5%
CHETUMEX	-	1988:09*/1996:10*	-3.815	15	
CHIHUAMEX	2.796	1987:03*/1993:02*	-5.457	10	5%
COLIMAMEX	-	1988:08*/2000:10*	-4.707	24	
CORDOBAMEX	-	1988:10*/2001:02*	-4.241	23	
CORTAZARMEX	-	1988:08*/1993:07*	-4.846	24	
CULIACANMEX	-	1986:11*/1999:07*	-4.616	24	
FRESNILLOMEX	-	1987:03*/1993:01*	-4.540	24	
GUADALAJARAMEX	-	1986:08*/1992:10*	-4.655	20	
HERMOSILLOMEX	1.995	1987:07*/1999:04*	-5.364	19	5%
HUATABAMPOMEX	-	1987:07*/1993:12*	-4.600	0	
IGUALAMEX	-	1986:11*/1991:05*	-4.791	0	
JACONAMEX	-	1988:08*/1995:02*	-3.549	21	
JIMENEZMEX	-	1987:03*/1991:10*	-4.977	21	
JUAREZMEX	2.145	1987:03*/1993:09*	-6.074	14	1%
LAPAZMEX	-	1987:03*/1999:05*	-4.378	22	
LEONMEX	2.100	1987:01*/1992:10*	-5.601	16	5%
MATAMOROSMEX	-	1987:03*/1994:12*	-3.905	24	
MERIDAMEX	-	1986:08*/1992:10*	-3.875	17	
MEXICALIMEX	-	1987:03*/1993:01*	-4.914	24	
MONCLOVAMEX	-	1987:03*/1993:01*	-4.545	21	
MONTERREYMEX	3.665	1986:07*/1998:07*	-5.415	0	5%
MORELIAMEX	-	1986:08*/2000:09*	-4.899	21	
PUEBLAMEX	-	1986:07*/2003:11*	-4.461	24	
SANLUISPMEX	-	1986:07*/1990:12*	-4.638	23	
TAMPICOMEX	-	1987:11*/1993:01*	-4.074	24	
TAPACHULAMEX	-	1987:03*/1993:11*	-4.530	21	
TIJUANAMEX	-	1987:03*/1993:06*	-4.884	22	
TOLUCAMEX	-	1986:07*/1992:12*	-4.468	24	
TORREONMEX	3.776	1986:08*/1998:10*	-4.980	0	10%
TULANCINGOMEX	-	1989:08*/1996:10*	-4.467	24	
VERACRUZMEX	-	1986:08*/1999:04*	-4.404	23	
VILLAHERMOMEX	2.653	1988:11*/2000:11*	-5.651	24	5%
<b>PROMEDIO</b>	<b>2.650</b>				

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10%.

**Cuadro A.19**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LS (2003),**  
**Educación y esparcimiento (22/34=64.7%)**

Variables	Tasa de convergencia	Cambios Estructurales	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	-	1989:01*/2001:07*	-4.698	24	
AGUASCAMEX	1.787	1989:02*/1997:02*	-5.241	15	10%
CHETUMEX	1.851	1987:02*/1993:01*	-6.522	20	1%
CHIHUAMEX	4.468	1987:08*/1995:01*	-5.891	24	1%
COLIMAMEX	-	1986:10*/2001:12*	-4.762	22	
CORDOBAMEX	2.468	1987:02*/1991:08*	-5.854	20	1%
CORTAZARMEX	2.331	1992:07*/1996:01	-5.059	20	10%
CULIACANMEX	-	1986:12*/2001:11*	-4.871	18	
FRESNILLOMEX	1.810	1986:08*/1992:05*	-5.767	24	5%
GUADALAJARAMEX	-	1987:07*/1993:12	-3.781	23	
HERMOSILLOMEX	-	1992:07*/1998:07*	-4.838	24	
HUATABAMPOMEX	-	1988:01*/2002:08*	-3.702	21	
IGUALAMEX	-	1990:07*/1995:03*	-4.661	21	
JACONAMEX	-	1987:08*/1995:07*	-4.621	24	
JIMENEZMEX	2.001	1990:02*/1998:05	-4.999	19	10%
JUAREZMEX	-	1990:09*/2000:01*	-4.539	18	
LAPAZMEX	1.548	1991:11*/1999:07*	-5.654	23	5%
LEONMEX	1.652	1986:12*/2000:10*	-6.738	12	1%
MATAMOROSMEX	2.971	1987:11*/1992:12*	-5.168	21	10%
MERIDAMEX	0.925	1991:08*/1998:09*	-7.516	24	1%
MEXICALIMEX	2.990	1992:07*/1998:05*	-5.119	24	10%
MONCLOVAMEX	-	1991:08*/1999:09*	-4.884	21	
MONTERREYMEX	2.456	1993:04*/2001:05	-5.625	15	5%
MORELIAMEX	-	1989:09*/2003:06*	-3.750	23	
PUEBLAMEX	1.145	1989:09*/1996:01*	-5.106	24	10%
SANLUISPMEX	0.520	1987:07*/1992:07*	-6.867	24	1%
TAMPICOMEX	3.127	1992:07*/1997:04*	-5.185	24	10%
TAPACHULAMEX	1.641	1990:09*/1997:07*	-6.276	22	1%
TIJUANAMEX	-	1990:09*/1997:07*	-4.496	24	
TOLUCAMEX	1.855	1991:05*/1995:02*	-6.431	13	1%
TORREONMEX	0.885	1994:09*/2000:09*	-6.530	24	1%
TULANCINGOMEX	2.599	1994:09*/2000:09*	-5.031	24	10%
VERACRUZMEX	5.540	1988:07*/2002:03*	-5.045	24	10%
VILLAHERMOMEX	1.163	1991:08*/2004:07*	-6.176	24	1%
<b>PROMEDIO</b>	<b>2.169</b>				

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente (Lee y Strazicich, 2003); \* indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo al menos a un nivel del 10% de significancia.

**Cuadro A.20**  
**Resultados de las pruebas de datos panel, alimento, bebidas y tabaco**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-6.791	0.000
ADF-Fisher	119.567	0.000
PP-Fisher	126.203	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.21**  
**Resultados de las pruebas de datos panel, ropa, calzado y accesorios**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-3.236	0.000
ADF-Fisher	188.728	0.000
PP-Fisher	197.151	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.22**  
**Resultados de las pruebas de datos panel, vivienda**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-12.695	0.000
ADF-Fisher	283.297	0.000
PP-Fisher	329.743	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.23**  
**Resultados de las pruebas de datos panel, muebles, aparatos y accesorios domésticos**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-11.740	0.000
ADF-Fisher	274.804	0.000
PP-Fisher	286.863	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.24**  
**Resultados de las pruebas de datos panel, salud y cuidado personal**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-15.224	0.000
ADF-Fisher	386.916	0.000
PP-Fisher	384.687	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, Breitung, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.25**  
**Resultados de las pruebas de datos panel, transporte**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-14.019	0.000
ADF-Fisher	338.059	0.000
PP-Fisher	315.165	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.26**  
**Resultados de las pruebas de datos panel, educación y esparcimiento**

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-16.760	0.000
ADF-Fisher	436.965	0.000
PP-Fisher	469.198	0.000

Nota: la hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria y la alternativa es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher.

**Cuadro A.27**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LM individual y Panel.**  
**Alimento, bebidas y tabaco**

Variables	Estadístico LM	Estadístico LM (un cambio estructural)	Cambio estructural	Estadístico LM (dos cambios estructurales)	Cambio estructural
ACAPULCOMEX	-1.985	-3.921	1991	-6.094***	1990/1997
AGUASCALIENTESME	-3.493**	-3.530	1997	-10.206***	1993/2002
CHETUMALMEX	-3.379**	-5.552	1994	-9.388***	1991/1995
CHIHUAHUAMEX	-3.359**	-5.735	1996	-7.636***	1998/2005
COLIMAMEX	-1.671	-4.431*	1996	-5.323**	1989/2001
CORDOBAMEX	-4.798***	-4.909**	1998	-6.517***	1990/2003
CORTAZARMEX	-3.270**	-6.255***	1996	-8.234***	1995/2003
CULIACANMEX	-2.224	-5.021**	1997	-5.431**	1997/2003
FRESNILLOMEX	-2.296	-6.506***	2000	-6.917***	1998/2001
GUADALAJARAMEX	-1.967	-6.158***	1993	-7.497***	1995/1998
HERMOSILLOMEX	-3.194**	-4.076	2001	-4.793	1997/2003
HUATABAMPOMEX	-1.613	-3.959	2001	-6.924***	1993/2000
IGUALAMEX	-1.785	-4.149	1994	-6.181***	1993/2000
JACONAMEX	-3.097*	-4.582**	1999	-6.507***	1993/1999
JIMENEZMEX	-2.389	-3.248	1998	-7.185***	1994/2003
JUAREZMEX	-3.022*	-4.504**	1992	-6.890***	1990/1999
LAPAZMEX	-1.996	-4.479*	1993	-5.748**	1992/2000
LEONMEX	-2.515	-2.842	1993	-5.040*	1989/1997
MATAMOROSMEX	-1.771	-3.438	1991	-4.600	1989/2000
MERIDAMEX	-0.527	-4.703**	1998	-5.976***	1997/2001
<b>PANEL</b>	<b>-4.059***</b>	<b>-18.502***</b>		<b>-31.940***</b>	
MEXICALIMEX	-2.274	-5.431***	2003	-6.372***	1993/2003
MONCLOVAMEX	-2.682	-3.940	1999	-5.366**	1997/2000
MONTERREYMEX	-2.041	-4.147	2000	-9.386***	1995/1999
MORELIAMEX	-1.485	-4.945**	1996	-11.737***	1997/2003
PUEBLAMEX	-1.696	-3.646	1996	-6.885***	1993/2005
SNLUISPOTOSI	-1.552	-3.583	1994	-6.243***	1994/2001
TAMPICXOMEX	-1.282	-5.400***	2002	-6.893***	1994/2002
TAPACHULAMEX	-3.946***	-4.729**	2000	-7.156***	1998/2003
TIJUANAMEX	-1.595	-2.981	1997	-4.281	1990/1998
TOLUCAMEX	-2.361	-4.699**	1999	-7.020***	1990/1997
TORREONMEX	-4.184***	-4.371*	1993	-6.061***	1993/1996
TULANCNGOMEX	-2.347	-4.490*	1989	-6.780***	1989/2001
VERACRUZMEX	-2.329	-3.717	1995	-6.758***	1993/2000
VILLAHERMOMEX	-2.778	-4.676**	2000	-9.752***	1992/2001
<b>PANEL</b>	<b>-2.806***</b>	<b>-16.711***</b>		<b>-33.734***</b>	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM sin cambios estructurales son -3.90, -3.18 y -2.85 (Schmidt y Phillips, 1992), respectivamente; los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con un cambio estructural son -5.11, -4.50 y -4.21, respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con dos cambios estructurales son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente (Lee y Strazicich (2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico de panel LM sin cambio estructura, con uno y dos cambio estructurales son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente; \*, \*\* y \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

**Cuadro A.28**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LM individual y Panel**  
**Ropa, calzado y accesorios**

Variables	Estadístico LM	Estadístico LM (un cambio estructural)	Cambio estructural	Estadístico LM (dos cambios estructurales)	Cambio estructural
JUAREZMEX	-2.024	-4.210	1993	-6.546***	1989/2005
LAPAZMEX	-4.673***	-5.830***	2005	-7.806***	1990/2000
CULIACANMEX	-1.234	-3.633	2000	-6.982***	1993/2002
FRESNILLMEX	-5.950***	-7.683***	1995	-7.932***	1995/2001
GUADALAJARAMEX	-3.543**	-5.694***	1999	-6.199***	1989/1999
HERMOSILLOMEX	-1.280	-3.840	1995	-7.389***	1990/1997
HUATABAMPOMEX	0.393	-3.112	1990	-5.027*	1990/1999
IGUALAMEX	-1.805	-3.486	1990	-7.346***	1990/1999
JACONAMEX	-2.392	-4.578**	2000	-7.581***	1993/2000
JIMENEZMEX	-2.150	-3.712	1996	-6.368***	1992/995
ACAPULCOMEX	-0.746	-5.223***	1993	-7.251***	1990/1998
AGUASCALIENTESME	-2.144	-2.647	1990	-4.815	1989/1999
CHETUMALMEX	-1.778	-4.905**	1995	-7.988***	1991/1998
CHIHUAHUAMEX	-2.644	-3.648	1995	-8.128***	1990/2000
COLIMAMEX	-2.760	-7.493***	1996	-10.372***	1993/2003
CORDOBAMEX	-1.124	-4.979**	1999	-7.464***	1993/2004
CORTAZARMEX	-2.781	-5.027**	1995	-7.910***	1990/1996
MATAMOROSMEX	-1.284	-4.369*	1999	-10.199***	1993/1999
MERIDAMEX	-2.180	-4.380*	1992	-5.891***	1989/1996
LEONMEX	-1.743	-3.877	1992	-5.720**	1992/1995
<b>PANEL</b>	<b>-1.962**</b>	<b>-18.541***</b>		<b>-35.846***</b>	
VILLAHERMOMEX	-2.100	-3.352	1994	-7.131***	1990/2000
VERACRUZMEX	-0.927	-4.376*	1999	-6.317***	1991/2000
TULANCINGOMEX	-1.245	-10.872***	1995	-16.298***	1995/1998
TORREONEX	-1.905	-3.202	1992	-4.094	1989/1993
TOLUCAMEX	-1.841	-4.528**	1998	-6.792***	1994/1997
MONCLOVAMEX	-2.583	-4.116	1998	-6.347***	1992/1997
MONTERREYMEX	-1.439	-3.932	1996	-6.306***	1989/1998
MORELIAMEX	-1.848	-5.880***	1991	-8.804***	1990/2000
PUEBLAMEX	-3.172*	-3.895	1989	-6.755***	1989/1995
SNLUISPOTOSI	-2.678	-3.307	1996	-5.477**	1990/1995
TAMPICOMEX	-2.854*	-4.639**	2005	-5.218*	1990/1999
TAPACHULAMEX	-3.652**	-5.892***	1995	-7.849***	1990/1997
TIJUANAMEX	-2.398	-7.298***	1992	-7.774***	1992/2004
MEXICALIMEX	-2.835	-7.950	2000	-8.954***	2000/2003
<b>PANEL</b>	<b>-2.853***</b>	<b>21.438***</b>		<b>-38.790***</b>	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM sin cambios estructurales son -3.90, -3.18 y -2.85 (Schmidt y Phillips, 1992), respectivamente; los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con un cambio estructural son -5.11, -4.50 y -4.21, respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con dos cambios estructurales son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente (Lee y Strazicich (2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico de panel LM sin cambio estructura, con uno y dos cambio estructurales son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente; \*, \*\* y \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.



**Cuadro A.29**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LM individual y Panel**  
**Vivienda**

Variables	Estadístico LM	Estadístico LM (un cambio estructural)	Cambio estructural	Estadístico LM (dos cambios estructurales)	Cambio estructural
LAPAZMEX	-1.341	-7.066***	1995	-9.286***	1991/2000
JUAREZMEX	-0.472	-3.484	1991	-5.206*	1990/1998
JIMENEZMEX	-1.334	-4.611**	1996	-7.745***	1991/1999
JACONAMEX	-2.973*	-4.588**	1999	-7.394***	1992/2001
IGUALAMEX	-1.618	-3.773	1989	-9.367***	1989/2002
HUATABAMPOMEX	-3.171*	-4.654**	1998	-6.519***	1995/1998
HERMOSILLOMEX	-1.667	-4.641**	1992	-6.637***	1989/2002
GUADALAJARAMMEX	-1.196	-5.418***	1995	-9.316***	1992/1995
FRESNILLOMEX	-2.247	-3.763	1992	-5.683**	1992/1998
CULIACANMEX	-0.915	-5.690***	1998	-7.770***	1998/2001
CORTAZARMEX	-2.528	-7.000***	1995	-15.857***	1996/2000
CORDOBAMEX	-4.030***	-5.601***	1999	-9.106***	1993/2004
COLIMAMEX	-0.983	-4.658**	1994	-7.304***	1989/1994
CHUHUAHUAMEX	-0.502	-6.147***	1991	-7.394***	1989/2002
CHETUMALMEX	-2.370	-5.310***	1991	-9.673***	1989/1994
AGUASCAMEX	-1.866	-4.128	1991	-10.926***	1990/1996
ACAPULCOMEX	-1.280	-4.069	1991	-6.341***	1990/1998
MATAMOROSMEX	-1.555	-4.374*	2000	-6.724***	1990/1998
MERIDAMEX	1.012	-3.560	1992	-8.169***	1989/1992
LEONMEX	-1.977	-4.880**	1994	-9.946***	1990/1996
<b>PANEL</b>	<b>1.764</b>	<b>-20.266***</b>		<b>-42.805***</b>	
VILLAHERMOMEX	-4.073***	-8.609***	1995	-10.026***	1998/2001
VERACRUZMEX	1.133	-6.233***	1994	-6.573***	1994/1998
TULANCINGOMEX	-1.466	-4.398	1992	-6.556***	1991/1995
TORREONEX	-2.900*	-6.031***	1990	-9.840***	1991/1995
TOLUCAMEX	-1.276	-2.877	1991	-5.286**	1989/2002
TIJUANAMEX	-1.331	-4.859***	1994	-6.220***	1994/2005
TAPACHULAMEX	-2.631	-3.718	1994	-5.221*	1989/1998
TAMPICOMEX	-0.215	-8.469***	1997	-15.945***	1995/1998
SNLUISPOTOSIMEX	-1.120	-5.327***	1996	-9.280***	1990/1999
PUEBLAMEX	-2.889*	-3.678	1989	-8.376***	1989/1997
MORELIAMEX	-2.122	-4.728**	1990	-12.184***	1992/2000
MONTERREYMEX	0.383	-5.356***	1994	-9.044***	1989/1995
MONCLOVAMEX	-2.459	-6.625***	1992	-10.033***	1992/1998
MEXICALIMEX	-1.124	-3.452	1997	-8.388***	1994/2001
<b>PANEL</b>	<b>3.402</b>	<b>-21.941***</b>		<b>-46.284***</b>	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM sin cambios estructurales son -3.90, -3.18 y -2.85 (Schmidt y Phillips, 1992), respectivamente; los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con un cambio estructural son -5.11, -4.50 y -4.21, respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con dos cambios estructurales son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente (Lee y Strazicich (2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico de panel LM sin cambio estructura, con uno y dos cambio estructurales son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente; \*, \*\* y \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

**Cuadro A.30**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LM individual y Panel**  
**Muebles, aparatos y accesorios**

Variables	Estadístico LM	Estadístico LM (un cambio estructural)	Cambio estructural	Estadístico LM (dos cambios estructurales)	Cambio estructural
LAPAZMEX	-2.764	-5.201**	1997	-7.560***	1990/2001
JUAREZMEX	-3.093*	-4.420*	1994	-6.387***	1993/1996
JIMENEZMEX	-1.181	-5.542***	1997	-7.961***	1993/1999
JACONAMEX	-2.487	-5.008**	1991	-9.010***	1998/2001
IGUALAMEX	-1.929	-4.206	1995	-5.093*	1991/1998
HUATABAMPOMEX	-2.600	-5.772***	1990	-7.134***	1990/1997
HERMOSILLOMEX	-1.249	-3.018	1992	-6.059***	1991/2001
GUADALAJARAMEX	-1.918	-5.770***	1993	-7.285***	1993/1998
FRESNILLOMEX	-3.054*	-4.082	2001	-5.994***	1990/2000
CULIACANMEX	-1.168	-4.457*	1994	-7.102***	1991/2001
CORTAZARMEX	-1.844	-2.870	1993	-10.918***	1993/1998
CORDOBAMEX	-1.630	-3.602	2004	-9.382***	1991/2000
COLIMAMEX	-2.624	-3.605	1997	-6.349***	1997/2000
CHIHUAHUAMEX	-1.923	-5.242***	1996	-7.528***	1996/1999
CHETUMALMEX	-3.953***	-4.725**	2003	-5.873***	1990/1999
AGUASCALIENTESME	-1.455	-4.080	1999	-7.446***	1990/1999
ACAPULCOMEX	-1.550	-4.819**	1996	-5.999***	1989/1996
MERIDAMEX	-0.894	-3.482	1995	-6.659***	1990/1997
MATAMOROSMEX	-1.518	-4.795**	1992	-7.195***	1991/2003
LEONMEX	-2.579	-3.366	1998	-9.635***	1993/1998
<b>PANEL</b>	<b>-1.194</b>	<b>-17.134***</b>		<b>-36.661***</b>	
VILLAHERMOMEX	-2.117	-5.532***	2002	-7.130***	2001/2003
VERACRUZMEX	-3.173*	-5.071**	1996	-13.423***	1991/1997
TULANCINGOMEX	-0.575	-4.780**	1990	-5.819**	1989/1993
TORREONEX	-1.295	-5.074**	1998	-7.043***	1993/2000
TOLUCAMEX	-2.317	-5.379***	1991	-8.322***	1990/1996
TIJUANAMEX	-1.652	-4.672**	2001	-6.837***	1994/1997
TAPACHULAMEX	-1.632	-4.024	1996	-6.904***	1996/1999
TAMPICOMEX	-3.476**	-3.555	2001	-8.476***	1993/2001
SNLUISPOTOSI	-1.232	-3.439	1994	-5.622**	1991/2000
PUELAMEX	-1.563	-3.846	1993	-9.948***	1993/2002
MORELIAMEX	-3.242**	-4.466*	1995	-7.248***	1989/1993
MONTERREYMEX	-2.475	-4.501**	1995	-8.144***	1994/1999
MONCOVAMEX	-1.813	-7.016***	1997	-9.418***	1994/2003
MEXICALIMEX	-1.524	-3.067	1995	-5.683**	1990/1994
<b>PANEL</b>	<b>-0.563</b>	<b>-17.339***</b>		<b>-41.355***</b>	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM sin cambios estructurales son -3.90, -3.18 y -2.85 (Schmidt y Phillips, 1992), respectivamente; los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con un cambio estructural son -5.11, -4.50 y -4.21, respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con dos cambios estructurales son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente (Lee y Strazicich (2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico de panel LM sin cambio estructura, con uno y dos cambio estructurales son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente; \*, \*\* y \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

**Cuadro A.31**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LM individual y Panel**  
**Salud y cuidado personal**

Variables	Estadístico LM	Estadístico LM (un cambio estructural)	Cambio estructural	Estadístico LM (dos cambios estructurales)	Cambio estructural
ACAPULCOMEX	-2.389	-4.528**	1996	-6.044***	1990/2002
AGUASCAMEX	-2.628	-3.708	1993	-5.151*	1989/1998
CHETUMEX	-2.730	-5.100**	1996	-6.006***	1993/2003
CHIHUAMEX	-1.287	-2.663	1989	-4.414	1990/1994
COLIMAMEX	-1.377	-4.218*	1998	-6.795***	1993/2002
CORDOBAMEX	-2.397	-4.440*	1996	-6.496***	1994/1997
CORTAZARMEX	-2.986*	-3.373**	1989	-5.179*	1993/1997
CULIACANMEX	-2.866*	-4.135	2003	-5.680**	1991/2001
FRESNILLOMEX	-1.214	-3.934	1993	-7.107***	1993/2001
GUADALAJARAMEX	-1.715	-3.491	1995	-7.026***	1989/1997
HERMOSILLOMEX	-2.491	-3.871	2002	-4.903	1993/2002
HUATABAMPOMEX	-1.556	-2.784	2002	-4.741	1990/1998
IGUALAMEX	-2.191	-4.523**	1995	-6.122***	1992/2001
JACONAMEX	-1.397	-5.082**	1989	-7.766***	1989/1996
JIMENEZMEX	-1.097	-3.352	1996	-5.800**	1996/2000
JUAREZMEX	-2.075	-4.364*	1992	-6.551***	1992/2001
LAPAZMEX	-1.439	-3.977	1992	-5.719**	1991/2001
LEONMEX	-1.584	-2.662	1991	-4.762	1991/2000
MATAMOROSMEX	-1.975	-4.699**	2000	-11.088***	1990/1999
MERIDAMEX	-1.515	-3.412	1989	-6.502***	1989/1998
<b>PANEL</b>	<b>-0.181</b>	<b>-13.824***</b>		<b>-29.034***</b>	
MEXICALIMEX	-1.225	-2.901	1991	-5.615**	1989/1995
MONCLOVAMEX	-1.881	-4.366*	1994	-6.817***	1994/2001
MONTERREYMEX	-2.964*	-4.080	1990	-5.437**	1989/2001
MORELIAMEX	-2.319	-5.221***	1999	-7.113***	1992/2001
PUEBLAMEX	-3.032	-7.026***	1996	-8.246***	1997/2000
SANLUISPMEX	-1.552	-4.695**	1994	-6.133***	1994/2003
TAMPICOMEX	-4.556***	-5.063**	1998	-6.329***	1996/2000
TAPACHULAMEX	-2.290	-3.574	1995	-7.409***	1992/1997
TIJUANAMEX	-0.576	-7.217***	1996	-10.337***	1996/2001
TOLUCAMEX	-2.237	-2.759	1992	-6.702***	1989/2001
TORREONMEX	-2.221	-3.774	1992	-6.748***	1992/2000
TULANCINGOMEX	-6.171***	-6.347***	1992	-7.175***	1993/2000
VERACRUZMEX	-3.771**	-7.639***	1989	-10.348***	1994/2005
VILLAHERMOMEX	-2.898*	-4.464*	2005	-9.441***	1991/2000
<b>PANEL</b>	<b>-4.138***</b>	<b>-18.605***</b>		<b>-35.417***</b>	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM sin cambios estructurales son -3.90, -3.18 y -2.85 (Schmidt y Phillips, 1992), respectivamente; los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con un cambio estructural son -5.11, -4.50 y -4.21, respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con dos cambios estructurales son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente (Lee y Strazicich (2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico de panel LM sin cambio estructura, con uno y dos cambio estructurales son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente; \*, \*\* y \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

**Cuadro A.32**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LM individual y Panel**  
**Transporte**

Variables	Estadístico LM	Estadístico LM (un cambio estructural)	Cambio estructural	Estadístico LM (dos cambios estructurales)	Cambio estructural
LAPAZMEX	-3.868**	-7.235***	1995	-8.359***	1995/2004
JUAREZMEX	-1.539	-3.219	1997	-6.502***	1993/2001
JIMENEZMEX	-3.455**	-4.406*	1996	-6.170***	1995/2002
JACONAMEX	-1.384	-3.595	1993	-4.973	1992/2000
IGUALAMEX	-1.871	-4.466*	1995	-5.514**	1995/2001
HUATABAMPOMEX	-2.458	-3.665	1994	-4.763	1990/1999
HERMOSILLOMEX	-2.719	-5.048**	1996	-6.283***	1993/2001
GUADALAJARAMMEX	-2.237	-5.434***	1997	-5.502**	1997/2001
FRESNILLOMEX	-0.797	-4.789**	1995	-6.805***	1993/2004
CULIACANMEX	-2.539	-4.377*	1999	-7.281***	1997/2001
CORTAZARMEX	-3.593**	-4.371*	1999	-5.418**	1990/1999
CORDOBAMEX	-0.788	-8.485***	1993	-8.388***	1993/1998
COLIMAMEX	-1.703	-4.524**	1990	-6.447***	1989/1995
CHUHUAHUAMEX	-1.917	-2.404	2002	-5.071*	1990/1997
CHETUMALMEX	-3.148*	-3.876	1990	-7.789***	1990/1997
AGUASCAMEX	-1.586	-3.602	1992	-5.453**	1990/1998
ACAPULCOMEX	-1.584	-3.266	1993	-3.875	1990/1994
MATAMOROSMEX	-3.775**	-4.515**	2004	-5.560**	1989/1999
MERIDAMEX	-1.721	-5.390***	1996	-8.027***	1989/1996
LEONMEX	-2.902	-5.474***	1991	-7.160***	1991/2002
<b>PANEL</b>	<b>-2.477***</b>	<b>-18.516***</b>		<b>-29.638***</b>	
VILLAHERMOMEX	-1.373	-3.317	1992	-5.471**	1990/1993
VERACRUZMEX	-2.314	-5.273***	1995	-6.280***	1990/1996
TULANCINGOMEX	-2.170	-4.690**	1995	-5.997***	1991/1994
TORREONEX	-2.484	-3.864	1994	-7.411***	1993/1998
TOLUCAMEX	-2.955*	-4.463*	1997	-6.107***	1997/2003
TIJUANAMEX	-2.032	-5.030**	1994	-10.896***	1993/2004
TAPACHULAMEX	-2.005	-5.324***	1998	-8.585***	1989/2000
TAMPICOMEX	-3.961***	-5.003**	1996	-5.719**	1995/1999
SNLUISPOTOSIMEX	-3.140*	-3.958	2004	-10.367***	1992/2000
PUEBLAMEX	-1.837	-5.142***	2000	-6.304***	1991/2001
MORELIAMEX	-3.767**	-4.479*	1998	-5.081*	1994/1998
MONTERREYMEX	-1.305	-2.930	1996	-5.650**	1994/2005
MONCLOVAMEX	-2.426	-3.874	1989	-4.402	1993/1997
MEXICALIMEX	-2.414	-5.476***	1992	-9.188***	1993/2003
<b>PANEL</b>	<b>-3.882***</b>	<b>-17.041***</b>		<b>-33.455***</b>	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM sin cambios estructurales son -3.90, -3.18 y -2.85 (Schmidt y Phillips, 1992), respectivamente; los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con un cambio estructural son -5.11, -4.50 y -4.21, respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con dos cambios estructurales son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente (Lee y Strazicich (2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico de panel LM sin cambio estructura, con uno y dos cambio estructurales son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente; \*, \*\* y \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

**Cuadro A.33**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LM individual y Panel**  
**Educación y esparcimiento**

Variables	Estadístico LM	Estadístico LM (un cambio estructural)	Cambio estructural	Estadístico LM (dos cambios estructurales)	Cambio estructural
IGUALAMEX	-0.745	-4.203	1993	-5.807**	1992/2000
JACONAMEX	-2.101	-3.358	1991	-7.902***	1990/2000
JIMENEZMEX	-1.975	-3.500	1993	-7.181***	1993/2001
JUAREZMEX	-1.714	-4.224*	1994	-5.917***	1991/1996
LAPAZMEX	-2.368	-5.021**	1995	-7.631***	1991/1995
HUATABAMPOMEX	-2.866*	-4.966**	2003	-8.487***	2002/2005
HERMOSILLOMEX	-1.357	-3.920	1993	-5.279*	1991/1997
GUADALAJARAMEX	-2.427	-5.033**	2001	-8.952***	1993/2001
FRESNILLOMEX	-4.900***	-4.352*	1996	-7.282***	1995/2005
CULIACANMEX	-2.235	-4.656**	1994	-6.198***	1994/1997
CORTAZARMEX	-2.036	-4.149	1996	-6.886***	1991/2000
CORDOBAMEX	-4.837***	-5.772***	1995	-7.457***	1994/2000
COLIMAMEX	0.109	-5.420***	1992	-8.901***	1992/2003
CHIHUAHUAMEX	-1.979	-3.687	1994	-6.831***	1991/1996
CHETUMALMEX	-1.339	-5.479***	1995	-6.673***	1993/1998
AGUASCALIENTESME	-4.534***	-5.888***	1995	-7.477***	1992/1999
ACAPULCOMEX	-2.349	-4.010	1994	-7.585***	1994/2005
MATAMOROSMEX	-6.392***	-5.840***	2004	-7.130***	1994/1997
MERIDAMEX	-3.305***	-4.806**	1990	-6.663***	1991/1996
LEONMEX	-1.889	-3.911	2000	-8.875***	1993/2001
<b>PANEL</b>	<b>-4.516***</b>	<b>-18.308***</b>		<b>-35.836***</b>	
VILLAHERMOMEX	-1.773	-5.095**	1998	-6.175***	1989/1998
VERACRUZMEX	-2.526	-5.138***	1995	-7.291***	1991/2000
TULANCINGOMEX	-1.897	-4.628**	1995	-5.084*	1995/2005
TORREONEX	-1.914	-3.940	1994	-5.976**	1993/2000
TOLUCAMEX	-1.403	-4.405*	2000	-6.864***	1989/1998
MEXICALIMEX	-2.471	-3.804	1993	-7.763***	1990/1999
MONCLOVAMEX	-1.236	-5.907***	1993	-7.623***	1992/1998
MONTERREYMEX	-3.860**	-4.515**	1993	-6.580***	1991/2000
MORELIAMEX	-1.783	-4.059	1989	-9.614***	1993/2001
PUEBLAMEX	-1.409	-4.302*	1992	-9.235***	1989/2001
SNLUISPOTOSIMEX	-1.627	-4.444*	1995	-5.911***	1994/2000
TAMPICOMEX	-2.584	-5.496***	1994	-9.262***	1993/2002
TAPACHULAMEX	-5.734***	-5.564***	2002	-5.371**	1994/2002
TIJUANAMEX	-2.942	-5.092**	1990	-6.935***	1991/1996
<b>PANEL</b>	<b>-3.626***</b>	<b>-19.329***</b>		<b>-36.271***</b>	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM sin cambios estructurales son -3.90, -3.18 y -2.85 (Schmidt y Phillips, 1992), respectivamente; los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con un cambio estructural son -5.11, -4.50 y -4.21, respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con dos cambios estructurales son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente (Lee y Strazicich (2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico de panel LM sin cambio estructural, con uno y dos cambios estructurales son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente; \*, \*\* y \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

**Cuadro A.34**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, LM individual y Panel**  
**General**

Variables	Estadístico LM	Estadístico LM (un cambio estructural)	Cambio estructural	Estadístico LM (dos cambios estructurales)	Cambio estructural
ACAPULCOMEX	-1.325	-7.224***	1996	-7.659***	1996/2000
AGUASCAMEX	-0.897	-4.152	1991	-6.770***	1989/2002
CHETUMEX	-1.498	-6.506***	1997	-7.246***	1994/2002
CHIHUAMEX	-1.327	-3.829	1993	-12.251***	1993/2005
COLIMAMEX	-1.542	-4.855**	1999	-6.033***	1993/2002
CORDOBAMEX	-1.224	-3.116	1989	-4.834	1991/2000
CORTAZARMEX	-0.074	-5.694***	1992	-7.937***	1991/2001
CULIACANMEX	-3.067*	-3.303	1989	-5.006*	1990/1999
FRESNILLOMEX	-2.122	-5.650***	2005	-7.883***	1990/1994
GUADALAJARAMEX	-2.159	-5.254***	1989	-5.844***	1989/2003
HERMOSILLOMEX	-3.441**	-3.976	1994	-7.859***	1990/1997
HUATABAMPOMEX	-1.642	-4.540**	1995	-9.235***	1994/2004
IGUALAMEX	-1.455	-6.040***	1993	-6.881***	1993/1997
JACONAMEX	-2.053	-3.225	1995	-7.287***	1993/2004
JIMENEZMEX	-1.545	-3.483	1993	-6.186***	1989/1998
JUAREZMEX	-0.488	-4.578**	1992	-6.517***	1991/2004
LAPAZMEX	-0.560	-4.687**	1995	-6.254***	1993/1999
LEONMEX	-1.380	-6.158***	1990	-6.853***	1990/1993
MATAMOROSMEX	-1.528	-4.504**	1991	-8.000***	1991/1996
MERIDAMEX	-1.409	-3.829	1992	-5.215*	1992/1995
<b>PANEL</b>	<b>2.191</b>	<b>-19.300***</b>		<b>-35.145***</b>	
MEXICALIMEX	-3.061*	-3.308	2003	-6.134***	1990/2000
MONCLOVAMEX	-4.457***	-6.070***	1994	-9.444***	1995/2002
MONTERREYMEX	0.039	-6.132***	2000	-8.679***	1990/1999
MORELIAMEX	-2.193	-3.290	1990	-4.667	1989/1994
PUEBLAMEX	-2.434	-4.247*	1992	-5.692**	1992/2002
SANLUISPMEX	-2.097	-4.126	1991	-5.819***	1994/1999
TAMPICOMEX	-2.170	-5.251***	1999	-7.308***	1991/2002
TAPACHULAMEX	-4.308***	-5.273***	2003	-8.514***	1995/2000
TIJUANAMEX	-2.324	-3.114	2002	-5.499**	1990/1995
TOLUCAMEX	-1.858	-3.697	1997	-9.175***	1995/2004
TORREONMEX	-3.866***	-5.915***	2002	-8.439***	1990/2004
TULANCINGOMEX	-1.222	-5.231***	1995	-6.224***	1995/2001
VERACRUZMEX	-2.441	-3.269	1990	-5.158*	1989/2000
VILLAHERMOMEX	-2.239	-5.371***	2001	-6.786***	1993/2002
<b>PANEL</b>	<b>-4.104***</b>	<b>-18.069***</b>		<b>-38.914***</b>	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM sin cambios estructurales son -3.90, -3.18 y -2.85 (Schmidt y Phillips, 1992), respectivamente; los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con un cambio estructural son -5.11, -4.50 y -4.21, respectivamente (Lee y Strazicich, 2004); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM con dos cambios estructurales son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente (Lee y Strazicich (2003); los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico de panel LM sin cambio estructura, con uno y dos cambio estructurales son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente; \*, \*\* y \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

### III. Análisis de la relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios *stock*

#### Introducción

Al momento de su creación, en 1944, uno de los requerimientos del sistema *Bretton Woods* para establecer el nuevo orden mundial fue la estabilidad de los tipos de cambio. Para lograrla, se consideraba importante controlar los movimientos de capital a fin de mantener las paridades fijas de los tipos de cambio nominales. En el caso de un desequilibrio fuerte en la balanza de pagos de un país, era imperativo que éste solicitara al Fondo Monetario Internacional (FMI) le permitiera la modificación del tipo de cambio de su moneda (Cardero, 2004 y Kozikowski, 2001).

En 1971, las expectativas de *devaluación* del dólar provocaron una importante fuga de capitales de los Estados Unidos, que llevó a la no convertibilidad del dólar en oro, poniendo en crisis el orden financiero internacional mantenido hasta entonces. De acuerdo con Cardero (2004) esta decisión generó una ola de liberalizaciones financieras que implicaron la eliminación del control a los movimientos de capital internacional, que se inició en 1973 en Suiza, Canadá y Alemania, después en 1974 en los Estados Unidos y más tarde, en los ochentas y los noventas en otros países. Con la caída del sistema de *Bretton Woods* en 1973, los países industrializados sustituyeron el régimen de tipo de cambio fijo por el flotante, sin embargo, la mayoría (alrededor de 85 por ciento) de los países en desarrollo continuaron aplicando el régimen de tipo de cambio fijo o semifijo,

durante los setenta. En los ochentas y los noventas los países en desarrollo adoptaron finalmente el régimen de tipo de cambio flexible (Edwards, 1993).

En el caso de México, la liberalización del mercado de valores se inicia en diciembre de 1989 con la apertura del mercado a la inversión extranjera de cartera, luego se modificó la Ley de inversión extranjera directa y para 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 negociación por la oferta pública (Cardero, 2004 y Ros, 2005). Posteriormente, con la entrada en vigor del TLCAN se profundiza la liberalización de capitales en todas sus modalidades (Cardero, 2004) especialmente con los Estados Unidos y Canadá.

Los recursos excedentes de las economías desarrolladas se canalizan a inversiones en mercados emergentes –de ciertos países en desarrollo– mediante fondos globales diversificados. Cuando hay un cambio en la percepción de la estabilidad financiera o política del país receptor, se genera desconfianza y los capitales salen rápidamente causando estragos en estas economías, que son mayores en aquellos países que mantienen un sistema cambiario rígido, ya que en estos casos la salida de capital tiene sólo dos posibilidades de amortiguamiento: elevar fuertemente las tasas de interés o deshacerse de las reservas internacionales para enfrentar la demanda. Cuando una economía tiene un sistema cambiario de libre flotación, el efecto de la salida de capital se reparte entre un impacto del tipo de cambio, la venta de reservas y el alza de las tasas de interés (Ibarrarán y Troncoso, 1998).



A finales de los noventa varios países emergentes sufrieron fuertes turbulencias financieras, México en 1994, Tailandia, Corea del Sur, e Indonesia en 1997, Rusia en 1998, Brasil en 1999, Turquía y Argentina en 2001 (Frenkel, 2003). Recientemente, la crisis financiera global (2007-2010) considerada como la más grande después de la de 1929, empezó con el colapso de la industria de las hipotecas de alto riesgo en la economía más grande y poderosa del mundo (Estados Unidos), y después se expandió rápidamente a la mayoría de los mercados financieros de Europa, Asia y del resto del mundo (Cheung, *et al.*, 2010; Wong y Li, 2010).

En una economía abierta, como la mexicana, el mercado financiero está fuertemente relacionado con el tipo de cambio y la cuenta corriente. En particular, con un tipo de cambio sobrevaluado y un déficit en la cuenta corriente financiado con inversión extranjera, en buena medida, de cartera (que implica la adquisición de activos financieros), existe un fuerte nerviosismo, por la gran movilidad que tiene este tipo de inversión, ya que no tiene ni costos de entrada ni de salida, mientras que la inversión extranjera directa (que implica la adquisición de activos físicos y es objeto de gravamen fiscal) si los tiene, lo que significa un mayor grado de irreversibilidad (Arellano *et al.*, 1993). Así, aunque ambos tipos de inversión extranjera, buscan maximizar sus beneficios, asignando en consecuencia sus recursos de manera que su tasa de retorno sea la mayor, la que resulta más riesgosa para el país anfitrión es la de cartera.

Como vemos, en condiciones de apertura como las actuales, la interdependencia del mercado de precios *stock* y el tipo de cambio de la moneda

local juega un papel importante en el funcionamiento de la economía de muchos países, desarrollados y en desarrollo.

El sistema financiero internacional ha cambiado significativamente, en el último cuarto del siglo, debido a la eliminación de los controles a los movimientos de capital, a los nuevos mercados de capital emergentes y a la adopción de regímenes más flexibles de tipos de cambio en países emergentes y en transición (Aydemir y Demirhan, 2009; Stavárek, 2005).

En términos de política económica se sugiere que: si el comportamiento del mercado cambiario *determina* el comportamiento del mercado financiero, la política económica debería ser enfocada a estabilizar el tipo de cambio; si, por el contrario, es el mercado financiero el que *determina* al mercado cambiario, la política del gobierno para estabilizar el mercado financiero debería ser la prioridad (Granger *at al.*, 1998). Es decir, se trata de un problema de *causalidad*.

En este ensayo se pretende responder la siguiente pregunta: ¿la liberalización financiera de finales de los ochenta (flujo de capitales) ha influido en el comportamiento del tipo de cambio incorporando cambios estructurales (1990:04-2010:12)? La hipótesis que se plantea a raíz de esta pregunta es la siguiente: la liberalización financiera de finales de los ochenta que permitió mayor entrada de flujos de capital, ha influido en el comportamiento del tipo de cambio (incorporando cambios estructurales, 1990:04-2010:12). Dado lo anterior, el objetivo que se plantea es: analizar la influencia de los flujos de capital en el comportamiento del tipo de cambio (1990:04-2010:12).

Este ensayo consta de cuatro secciones. Después de esta introducción; en la primera sección, se desarrollan brevemente dos planteamientos teóricos

sobre el tema (el enfoque “tradicional” y el enfoque de “cartera”); en la segunda sección se hace una breve descripción de los hallazgos empíricos sobre la relación de causalidad, según los autores, más relevantes y recientes; en la tercera sección, se describen los modelos econométricos que se van a utilizar; en la cuarta sección se aplican las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural múltiple de Lee y Strazicich (2003) y la de causalidad de Toda y Yamamoto (1995); y se finaliza el estudio con las conclusiones.

### **1. Enfoque tradicional y de cartera**

En la bibliografía existente que aborda la relación de causalidad entre estas dos variables, se argumenta, por un lado, que los cambios en el tipo de cambio pueden modificar el precio de las acciones de las empresas, a este enfoque se le llama “tradicional”. Por otro lado, se argumenta que la relación es exactamente en sentido contrario, a este argumento se le denomina el “enfoque de cartera” (Granger, *at al.*, 1998; Azman-Saini, *et al.*, 2006).

En relación al “enfoque tradicional”, es de esperarse que cambios en el tipo de cambio afecten el portafolio de las empresas multinacionales, ya que una apreciación del peso/dólar provocaría una disminución en las utilidades de la empresa y del precio de las acciones, desde un enfoque microeconómico. Mientras que desde un enfoque macroeconómico, si el régimen cambiario es flexible, una apreciación afectará negativamente la competitividad de los bienes y servicios exportables y a la balanza de pagos. Esta disminución de la competitividad da como resultado la contracción del producto que afecta a los

beneficios de la empresa y, por lo tanto, a los precios *stock*. Para ambos casos, la hipótesis sería que el mercado cambiario causa al mercado bursátil con una correlación positiva, conocido como el “enfoque tradicional”.

En este mismo sentido, Aggarwal (1981) comenta que un cambio en el tipo de cambio puede afectar los precios *stock* de las empresas multinacionales de manera directa y a las empresas domésticas de manera indirecta. En el primer caso, un cambio en el tipo de cambio afectará el valor de la operación de la empresa, registrado en su hoja de balance, ya sea como una pérdida o como un beneficio, y una vez anunciado el resultado, afectará los precios *stock* de la empresa. Para el segundo caso, si la empresa doméstica es exportadora, ésta se beneficiará directamente de una devaluación al aumentar la demanda por su producto. Como mayores ventas suelen estar relacionadas con mayores beneficios, los precios *stock* se verán modificados favorablemente. Caso contrario, si es una empresa importadora de insumos, la devaluación generará aumentos en sus costos y reducción de sus beneficios, que a su vez, afectarían negativamente a los precios *stock*. Si la empresa es exportadora e importadora, el aumento o reducción de sus beneficios dependerá del peso en sus beneficios de estas dos actividades. En este sentido, de acuerdo con Jorion (1990) el tipo de cambio es la mayor fuente de incertidumbre para las empresas multinacionales, siendo cuatro veces más volátil que la tasa de interés y diez veces más que la inflación, por lo que, se debe de esperar que el tipo de cambio afecte al valor de la firma.

Por su parte, el “enfoque de cartera” consiste en lo siguiente: una caída en los precios bursátiles causa una reducción en la riqueza doméstica de los

inversionistas, que provoca a su vez, una menor demanda de dinero y menores tasas de interés. *Ceteris paribus*, esta reducción de la tasa de interés junto con la desconfianza que se genera en los inversionistas, pueden provocar fuga de capitales y dar origen a una depreciación de la moneda. En este caso, la hipótesis es que el mercado bursátil causa al mercado cambiario con una correlación negativa, y es conocida como el “enfoque de cartera”. Si la causalidad se da en ambos sentidos simultáneamente en los mercados, se presenta el fenómeno de retroalimentación, en donde el signo del efecto dominante es el que prevalecerá.

En este sentido, Bahmani-Oskooee y Sohrabian (1992) señalan que el “enfoque de cartera” de determinación del tipo de cambio podría ser la forma más fácil de ver el efecto de los precios *stock* sobre el tipo de cambio. Este enfoque descansa en la noción de que los individuos distribuyen su riqueza en activos (moneda y valores) nacionales y extranjeros. Una reducción en los precios *stock* reducirían la riqueza doméstica, que a su vez, disminuiría la demanda de dinero y, por consiguiente, la tasa de interés. La disminución de la tasa de interés provocaría una salida de capitales y una depreciación de la moneda doméstica (que suele llamarse efecto indirecto). Aunque Stavarek (2005) señala que una disminución de los precios *stock* domésticos conduce a una depreciación de la moneda a través de un efecto directo e indirecto (que ya se mencionó anteriormente). El efecto directo, se da cuando una reducción en los precios influye en los inversores a comprar más activos extranjeros y a vender activos domésticos de manera simultánea, para obtener moneda extranjera y poder

comprar los nuevos *stocks* extranjeros. Estos cambios en la oferta y demanda de monedas causan que se dé la depreciación de la moneda doméstica.

Teórica y empíricamente, en este ensayo se analiza la relación entre estas dos variables, tipo de cambio y precios *stock*, cuyo mecanismo de dicha relación ya se explicó anteriormente. La inclusión directa de una variable más, como la tasa de interés, se sale de este contexto teórico y, se tendría que utilizar otro tipo de teorías, donde las variables relevantes sean el tipo de cambio y las tasas de interés, como por ejemplo, la teoría de la paridad de las tasas de interés. Por lo tanto, en este ensayo se muestra evidencia empírica de la relación de causalidad entre estas variables, acorde con la literatura empírica más relevante sobre el tema, que se describe en la siguiente sección.

## **2. Evidencia empírica**

La literatura sobre la relación de causalidad entre los precios *stock* y el tipo de cambio es, relativamente, reciente. Bahmani-Oskooee y Sohrabian (1992) analizan la relación entre los precios *stock* y el tipo de cambio para el caso de Estados Unidos, medido por el Índice *S&P* 500 y el tipo de cambio efectivo. Sus resultados muestran que existe causalidad en ambas direcciones, es decir, de los precios al tipo de cambio efectivo y de este último al primero. Abdalla y Murinde (1997) analizan la interacción entre el tipo de cambio y los precios *stock* en los mercados financieros emergentes de la India, Corea, Paquistán y Filipinas, con datos mensuales del periodo 1985-1994. Los resultados muestran causalidad en una sola dirección, del tipo de cambio a los precios *stock* en los tres primeros

países, lo cual muestra la importancia de la política de tipo de cambio por sus implicaciones en el mercado *stock*.

En este sentido, Granger *et al.* (1998) realizan el mismo análisis de causalidad para algunos países asiáticos. En los casos de Japón y de Tailandia, los tipos de cambio guían a los precios *stock* con una correlación positiva, mientras que en el de Taiwán los precios *stock* guían al tipo de cambio con una correlación negativa. En el caso de Indonesia, Corea, Malasia y Filipinas la causalidad va en ambos sentidos, mientras que para Singapur la causalidad no se da en ningún sentido.

Hatemi-J y Irandoust (2002) con una prueba de causalidad propuesta por Toda y Yamamoto (1995), analizan la relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios *stock* en Suecia para datos mensuales durante el periodo de 1993-1998. Los resultados muestran que la dirección de causalidad va de los precios *stock* al tipo de cambio efectivo. Smyth y Nandha (2003) examinan la causalidad entre los precios *stock* y el tipo de cambio para cuatro países de Asia (Bangladés, India, Paquistán y Sri Lanka) con datos diarios de 1995-2001. Encuentran que la causalidad va de los tipos de cambio a los precios *stock* en la India y Sri Lanka, y son independientes en Bangladesh y Paquistán. Hussain y Khim-Sen (2004) analizan la relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios *stock* en Tailandia y Malasia durante la crisis financiera de 1997. Los resultados indican causalidad en ambos sentidos para el caso de Malasia, y causalidad del tipo de cambio a los precios *stock* en el caso de Tailandia. En este sentido, también se encuentra causalidad en ambas direcciones en los mercados *stock* de los dos países.

Azman-Saini *et al.* (2006) realizan el análisis de causalidad para el caso de Malasia con datos mensuales de 1993 a 1998. Sus resultados muestran que la dirección de causalidad va en ambos sentidos antes de la crisis, y el tipo de cambio determina a los precios *stock* durante la crisis, y con la liberalización financiera la estabilización del tipo de cambio es importante para el bienestar del mercado *stock*. En el caso de Brasil, Tabak (2006) realiza un análisis de causalidad entre los precios *stock* y el tipo de cambio. Los resultados indican que la causalidad de Granger va de los precios al tipo de cambio, con una correlación negativa, en el sentido del “enfoque de cartera”.

Por su parte, Islami (2008) analiza la interdependencia entre los mercados de tipo de cambio y los precios *stock* con datos mensuales de países seleccionados de Europa. Los países incluidos son: Irlanda, Portugal, España, Grecia, Polonia, República Checa, Eslovenia y Hungría. Los resultados muestran que la relación de causalidad va del índice del mercado *stock* al de tipo de cambio para todos los países considerados, que podría ser explicada por las fuertes entradas de capital y la integración de los mercados financieros en Europa.

Allen (2008) examina si existe relación causal entre el mercado de tipo de cambio y el de los precios *stock* en Singapur para un periodo de muestra de 1990 a 2006. Encuentra en sus resultados, que para todo el periodo de muestra no existe causalidad. Sin embargo, considerando que hay dos cambios estructurales se divide la muestra con un quiebre en 1997 (crisis financiera) y otro en 2001 (crisis del 11 de septiembre). Antes del primer cambio estructural, los resultados indican que la causalidad va del tipo de cambio a los precios



*stock*. Para los otros dos periodos, es decir, desde la crisis financiera (1997) hasta el 11 de septiembre de 2001, y a partir de este último hasta el 2006, la causalidad va de los precios *stock* al tipo de cambio.

Aydemir y Demirhan (2009) realizan el análisis de causalidad entre los precios *stock* y el tipo de cambio, usando datos del 23 de febrero de 2001 al 11 de enero de 2008 para el caso de Turquía. Los resultados del estudio empírico indican que la causalidad va en ambos sentidos entre el tipo de cambio y todos los índices del mercado *stock*. Aliyu (2009) analiza la interacción entre los precios *stock* y el tipo de cambio en Nigeria para el periodo de muestra del 01 de febrero de 2001 al 31 de diciembre de 2008. Los resultados de causalidad revelan evidencia de causalidad en ambos sentidos entre los precios *stock* y el tipo de cambio.

Alagidede *et al.* (2010) analizan la relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios *stock* de Australia, Canadá, Japón, Suiza y Reino Unido, para el periodo que va de 1992:1 al 2005:12. Encuentran que la relación de causalidad va de los tipos de cambio a los precios *stock* en Canadá, Suiza y Reino Unido; una relación de causalidad débil de los precios *stock* al tipo de cambio en Suiza; una causalidad no lineal de los precios *stock* al tipo de cambio en Japón y del tipo de cambio a los precios *stock*, de manera débil en Suiza.

Finalmente, trabajos donde se analiza la relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios *stock* para el caso de México, es el de Ibararán y Troncoso (1998), quienes aplican pruebas de raíz unitaria y cointegración para analizar la relación de causalidad en el sentido de Granger entre el tipo de cambio *spot* peso/dólar y el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de

Valores. Encuentran que el mercado cambiario sigue al financiero, es decir, la volatilidad del mercado financiero genera presiones sobre la paridad del peso frente al dólar, por lo que las políticas gubernamentales deben centrarse en la estabilización del mercado interno, en lugar de controlar el tipo de cambio. En otro trabajo para el caso de México es de Guzmán *et al.* (2007), quienes analizan la relación de causalidad entre el tipo de cambio *spot* peso/dólar y el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores para el periodo 1996-2006. Los resultados muestran evidencia de que en la mayoría de los periodos analizados, el mercado bursátil causa al tipo de cambio. Sin embargo, las pruebas econométricas utilizadas en los dos trabajos anteriores, no toman en cuenta la posibilidad de la presencia de cambios estructurales en las series utilizadas. En este ensayo se incorpora la presencia de cambios estructurales que pudieran mejorar los resultados econométricos de los anteriores trabajos sobre el caso de México.

En términos generales, la dirección de causalidad puede ir de los precios a los tipos de cambio y viceversa, pero también puede ir en ambos sentidos, de acuerdo con los trabajos revisados.

### **3. Modelos econométricos**

Para la realización de este ensayo, se utiliza la herramienta econométrica de una prueba de raíz unitaria invariable que permite cambio estructural múltiple y una prueba de causalidad donde se incorporen los cambios estructurales encontrados.

### 3.1. Pruebas de raíz unitaria (con y sin cambio estructural)

#### Concepto de cambio estructural

En la extensa literatura sobre cambio estructural, no se ha dado aún una definición exacta sobre este problema. Sin embargo, cambio estructural o inestabilidad estructural ha sido interpretada comúnmente como cambios en los parámetros de regresión (Maddala y Kim, 1998). La estabilidad de los parámetros del modelo de regresión es una de las hipótesis básicas en econometría, la cual es necesaria para la predicción y la inferencia econométrica. De acuerdo con Pulido (2001) existen al menos dos motivos para que la hipótesis de estabilidad estructural pueda ser rechazada: a) un cambio de régimen, y b) una mala especificación del modelo.

Para abordar el cambio estructural, es necesaria la determinación de su existencia y su ubicación temporal en un modelo de regresión. De acuerdo con Hansen (2001) se puede analizar esta cuestión en un modelo dinámico simple, el modelo autorregresivo de primer orden,  $AR(1)$ :

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$\sum_{t=1}^n e_t^2 / (n - k) = \sigma^2 \quad (2)$$

Donde para la ecuación (1),  $Y_t$  una serie de tiempo,  $Y_{t-1}$  representa la misma serie de tiempo pero rezagada un periodo en el tiempo,  $e_t$  es el término de error no

correlacionado serialmente. La ecuación (2) representa la fórmula para estimar la varianza, donde la parte del numerador es la suma de los errores al cuadrado y el denominador son los grados de libertad (para más detalles ver a Gujarati, 2004). Cuando cualquiera o todos los parámetros del modelo han cambiado en algún periodo de la muestra, se dice que un cambio estructural ha ocurrido. Si el parámetro autorregresivo ( $\rho$ ) cambia, indica que la variable de estudio, ha cambiado en su correlación serial. Cuando el intercepto ( $\alpha$ ) cambia, revela que la media de la variable ha tenido un cambio estructural a través de la relación  $E(y_t) = \mu = \alpha / (1 - \rho)$ . Y finalmente, los cambios en la varianza ( $\sigma^2$ ) son producto de alteraciones en la volatilidad de la variable.

De acuerdo con la crítica de Lucas (1976), en el contexto de modelos de evaluación de la política económica, no es correcto suponer que los parámetros de los modelos de regresión permanezcan constantes ante cambios en regímenes de política. Los agentes económicos toman en cuenta toda la información disponible (incluyendo cambios en la política) al momento de tomar sus decisiones, por lo que no se debe esperar las mismas respuestas marginales de un cambio en un instrumento de política ante regímenes de política distintos.

En esta investigación es importante señalar que para identificar los cambios estructurales que han afectado a la estructura de la economía mexicana, y que se reflejan en el comportamiento de sus variables económicas, se recurre a modelos de regresión lineal y a la incorporación de variables *dummy* (ver por ejemplo: Sonora, 2009; Narayan, 2008) para determinar endógenamente los cambios

estructurales en las variables que se pretenden analizar en esta investigación, como son: los precios *stock* y el tipo de cambio nominal.

### **Pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural**

Para realizar el análisis de causalidad es necesario conocer el orden de integración de las series. En el análisis de series de tiempo es posible encontrar tanto a series estacionarias como no estacionarias, y problemas de regresión espuria debido a la presencia de estas últimas. Esto en el sentido de que la regresión de un “paseo” aleatorio<sup>31</sup> sobre otro puede resultar una relación estadísticamente significativa, aunque sean dos series independientes (Granger y Newbold, 1974). Cuando las series son dependientes en relación a sus tendencias temporales la no estacionariedad puede resolverse introduciendo tendencias determinísticas<sup>32</sup> en el modelo de regresión.

Un proceso  $I(0)$  representa una serie de tiempo estacionaria<sup>33</sup>. Si una serie es diferenciada una vez para que sea estacionaria, entonces la serie en niveles es integrada de orden 1,  $I(1)$ . De la misma manera, si una serie debe ser diferenciada dos veces para que sea estacionaria, se dice que la serie en niveles es integrada de orden 2,  $I(2)$ . En general si una serie debe ser diferenciada  $d$  veces para que sea estacionaria, se dice que ésta es integrada de orden  $d$ ,  $I(d)$ .

---

<sup>31</sup> 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.

<sup>32</sup> Se dice que un proceso tiene tendencia determinística cuando su media es función del tiempo.

<sup>33</sup> Se está hablando de estacionariedad débil.

Una serie  $I(0)$  tiene media y varianza constante en el tiempo, y el valor de su covarianza entre dos periodos no depende del tiempo en el que se ha estimado, sino de la distancia entre esos dos periodos de tiempo (Gujarati, 2003). Esto significa que una serie estacionaria tiende a regresar a su media o a su valor de equilibrio cuando se ha desviado de él. Una serie  $I(1)$  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 sobre el valor corriente de la serie, cuando el *shock* es lo suficientemente lejano. En las series con raíz unitaria, cualquier *shock* pasado y presente son importantes, así que las medidas no anticipadas de política económica del pasado afectan a la evolución presente y futura de la variable (Dickey *et al.*, 1986; Noriega, 1993; citado por Suriñach *et al.* 1995).

De acuerdo con Greene (1999) una serie  $I(1)$  se caracteriza por tener un crecimiento constante y se presenta en la mayoría de los flujos y *stocks* macroeconómicos que tienen relación con el tamaño de la población. Una serie  $I(2)$  presenta un crecimiento a una tasa creciente, y una serie  $I(3)$  o de grado mayor rara vez se presenta.

Para una prueba formal de raíz unitaria, se sigue la metodología empleada por Dickey y Fuller (1979, DF) quien considera un proceso autorregresivo de orden 1,  $AR(1)$ , como sigue:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Con el supuesto de que  $u_t$  es ruido blanco<sup>34</sup>. Bajo la hipótesis nula,  $H_0 : \rho = 1$ ,  $y_t$  es una variable no estacionaria (caminata aleatoria con deriva) y la alternativa,  $H_1 : \rho < 1$ ,  $y_t$  es una variable estacionaria. El modelo (3) puede expresarse en forma alternativa de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Donde  $\gamma = (\rho - 1)$  y  $\Delta$  es el operador de la primera diferencia. De esta manera,

$\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$ , la hipótesis nula es que  $\gamma = 0$  y la alternativa es que  $\gamma < 0$ .

Cuando existe una raíz unitaria, los contrastes de significancia estadística basados en las pruebas *t-Student* y *F*, no son válidos<sup>35</sup>, razón por la cual, la prueba se debe contrastar con los valores críticos tabulados en Dickey y Fuller (1979) o en Mackinnon (1996). En general, la prueba DF se puede aplicar a los siguientes modelos:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

<sup>34</sup> Un término de error que sigue los supuestos clásicos de: media cero, varianza constante y no autocorrelación, es conocido como ruido blanco.

<sup>35</sup> La presencia de raíz unitaria,  $\gamma = 0$ , ocasiona que las distribución de estos estadísticos se base en procesos de Weiner.

Es importante señalar que incluir regresores irrelevantes en el modelo reduce el poder de la prueba y se puede aceptar la presencia de una raíz unitaria, cuando no exista. Por consiguiente, para la selección del modelo adecuado en la aplicación de la prueba de raíz unitaria, el principio general es elegir una especificación que sea de acuerdo a la descripción de los datos (Hamilton, 1994). Se debe incluir en la prueba, la constante y la tendencia si la serie muestra alguna tendencia (determinística o estocástica<sup>36</sup>). Cuando el comportamiento de la serie no refleja alguna tendencia y su media es diferente de cero, se debe incorporar sólo la constante. No se debe de incluir la constante y la tendencia si la serie fluctúa alrededor de una media igual a cero.

Si el término de error ( $u_t$ ) está autocorrelacionado, según Dickey y Fuller (1981, DFA) se deben incluir términos en diferencia rezagados en cualquiera de los modelos anteriores que se aplique. Siguiendo al modelo (8), se modifica de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + u_t \quad (9)$$

Donde el número de rezagos debe ser suficiente, de tal manera, que el término de error sea aproximadamente ruido blanco. El estadístico de la prueba DFA posee la misma distribución asintótica que en DF, por lo que pueden utilizarse los mismos valores críticos.

---

<sup>36</sup> Se dice que un proceso tiene tendencia estocástica si la varianza es función del tiempo.



Otra metodología alternativa fue propuesta por Phillips y Perron (1988, PP), quienes sugirieron la realización de una corrección no paramétrica de DF para hacerla compatible con la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en los residuos. La prueba bajo la metodología de PP es el proceso AR(1):

$$\Delta y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Bajo la hipótesis nula,  $H_0 : \phi = 0$ ,  $y_t$  es una variable no estacionaria (caminata aleatoria con deriva) y la alternativa,  $H_1 : \phi < 0$ ,  $y_t$  es una variable estacionaria.

En la literatura econométrica existen varias pruebas de raíz unitaria. Dos de ellas son la DF ó DFA, y la PP mencionadas anteriormente. Otras pruebas que existen son la prueba Dickey-Fuller con GLS *detrended* (DF-GLS) sugerida por Elliot *et al.* (1996), la prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) propuesta por Kwiatkowski *et al.* (1992) y la prueba Elliot, Rothenberg y Stock Point Optimal (ERS) sugerida por Elliott *et al.* (1996) y la de Ng y Perron (2001). Donde para la primera, tercera y cuarta prueba se plantea la hipótesis nula de que existe raíz unitaria en la serie y la alternativa de que la serie es estacionaria. Por su parte, la KPSS plantea una hipótesis nula de que la serie es estacionaria y la alternativa de que la serie tiene raíz unitaria. Sin embargo, 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.

### **Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural**

Siguiendo a Benerjee, Lazarova y Urga (2003), en las décadas de los sesenta y setenta se pensaba que las series de tiempo de las variables macroeconómicas estaban compuestas de una tendencia y un ciclo, y que los ciclos económicos eran desviaciones de una tendencia secular. De esta manera, se creía que la tendencia era determinística y a menudo lineal, mientras que las posibles desviaciones de ella se consideraban estacionarias y, por consiguiente, transitorias.

La cuestión de si las variables macroeconómicas pueden ser caracterizadas por raíces unitarias ha sido el objeto de considerables investigaciones. Nelson y Plosser (1982) en un estudio citado ampliamente, fueron los primeros en señalar que el componente secular no necesita ser modelado por una tendencia determinística y que debería ser considerada la posible naturaleza estocástica. La tendencia podía ser caracterizada como una caminata aleatoria, es decir, se movería por *shocks* aleatorios y permanecería ahí en el nuevo nivel hasta que fuera perturbado por otro *shock* aleatorio. Ellos examinaron varias series de tiempo de Estados Unidos y mostraron que la hipótesis nula de raíz unitaria no pudo ser rechazada para la mayoría de las variables macroeconómicas. Sin embargo, una razón plausible para el no rechazo de la hipótesis nula, es la mala

especificación de los componentes deterministas incluidos como regresores en la función tendencia.

Rappoport y Reichlin (1989) y Perron (1989) señalaron que la mayoría de los *shocks* sobre las variables económicas pueden ser transitorios y que pocos eventos tienen efectos permanentes. Demostraron que si existe un cambio estructural en el proceso de generación de datos (pgd) y no es especificado en un modelo econométrico se llega a resultados erróneos.

Perron (1989) desarrolló una prueba de raíz unitaria, la cual extiende el procedimiento estándar de Dickey-Fuller (1981) adicionando variables *dummy* para diferentes interceptos y pendientes. Mostró que permitiendo un sólo cambio en el intercepto después del año 1929 o en la pendiente después del año 1973 de la función tendencia, la mayoría de las variables macroeconómicas son estacionarias, tratando el cambio estructural como conocido *a priori*. Perron reexaminó el conjunto de datos de Nelson-Plosser (1982) y fue capaz de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en 11 de las 14 series.

Sin embargo, los resultados de Perron (1989) también fueron criticados por varios autores, argumentando que las conclusiones de Perron cambiarían si el punto de rompimiento fuera determinado endógenamente. De esta manera, la siguiente literatura reservó parcialmente estas conclusiones de Perron y extendió el problema de cambio estructural a otras áreas como en: la cointegración y estacionalidad.

Las pruebas fueron ampliadas por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), Christiano (1992), Zivot y Andrews (1992) 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. Estos últimos autores, utilizando los datos de Nelson-Plosser, encontraron menos evidencia en contra de la raíz unitaria que la encontrada por Perron (1989).

Perron (1997) extendió el periodo de muestra de estudio y trató el cambio estructural como desconocido, confirmando la mayoría de los rechazos de su trabajo anterior. Asimismo, consideró dos métodos para seleccionar el punto de rompimiento. Sin embargo, las pruebas de Zivot y Andrews (1992) y Perron (1997) 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 este mismo sentido, Kim y Perron (2009) desarrollan una prueba de raíz unitaria que permite un cambio estructural en la función tendencia en un periodo de tiempo desconocido. Este cambio estructural se incorpora bajo la hipótesis nula y la 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). Sin embargo, 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 hipótesis nula de raíz unitaria no necesariamente implica el rechazo de la raíz unitaria, sino el rechazo de una raíz unitaria sin cambios estructurales. Similarmente, la hipótesis alternativa no necesariamente implica tendencia estacionaria con cambios estructurales sino una raíz unitaria con cambios estructurales.

Trabajos donde se propone 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 es en Lee y Strazicich (2003, 2004). Estos autores 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 este 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 que 2 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, razón por la cual en esta investigación se aplica la metodología de Lee y Strazicich (2003) que se describe a continuación.

## Modelo de Lee y Strazicich (2003, LS2) que permite dos cambios estructurales

De acuerdo con Lee y Strazicich (2003), se considera el siguiente pgd:

$$y_t = \delta' Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Donde  $Z_t$  contiene variables exógenas y  $\varepsilon_t$  es  $iid N(0, \sigma^2)$ . Para esta prueba, en el Modelo “*Crash*” se permiten dos cambios estructurales en el nivel y en el Modelo “*Mixed*” se permiten 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 de tiempo del cambio estructural. Para el Modelo “*Mixed*”, que permite dos cambios estructurales en el intercepto y la pendiente de la tendencia,  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ , 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 y la alternativa, y se determinan endógenamente.

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

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (13)$$

Donde  $\tilde{S}_t = y_t - \varphi_x - Z_t \tilde{\delta}$ ,  $t = 2, \dots, T$ ;  $\tilde{\delta}$  son los coeficientes de la regresión de  $\Delta y_t$  sobre  $\Delta Z_t$ ; y  $\varphi_x$  es 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 (13) como en la prueba de DFA estándar. Después de este análisis de las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural, en la siguiente sección, se analiza la prueba de causalidad.

### 3.2. Prueba de causalidad

Existen varias pruebas de causalidad, entre ellas, la de Granger (1969), Sim (1972), Geweke *et al.* (1982) (GM) y la prueba de causalidad propuesta por Toda y Yamamoto (1995), que requieren que las variables sean estacionarias en las primeras tres pruebas, para evitar obtener resultados espurios en regresiones con series de tiempo no estacionarias y, conocer, el orden de integración de las series para la última prueba de causalidad. En esta investigación se aplica esta última.

Para analizar la estacionariedad de las series a estudiar, se aplica la prueba de Lee y Strazicich (2003) que permite dos cambios estructurales, y no incurrir en la diferenciación de las series cuando no es necesario, ni correcto (Fernández, 1997 y Islam, 2001) puesto que las series pueden ser estacionarias al tomar en cuenta la tendencia determinística y los cambios estructurales existentes.

En relación a la prueba de causalidad, Toda y Yamamoto (1995) proponen una aproximación para evaluar la relación de causalidad independientemente del

orden de integración y/o del rango de cointegración en el sistema de vectores autorregresivos (VAR) estimado a través del sistema SUR (*seemingly unrelated regressions*), es decir, esta prueba es una prueba robusta respecto a las propiedades de integración y cointegración. El procedimiento utiliza la prueba estadística modificada *Wald (MWald)* para la restricción de los parámetros en el VAR ( $k$ ), donde  $k$  es el orden de los rezagos del sistema. El estadístico *MWald* tiene una distribución asintótica Chi-cuadrada cuando el VAR ( $k+dmax$ ) es estimado (donde  $dmax$  es el máximo orden que se espera pueda ocurrir en el sistema).

La prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995) consiste en plantear el siguiente modelo:

$$IPYC_t = a + \sum_{i=1}^k a_i IPYC_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} b_j IPYC_{t-j} + \sum_{i=1}^k c_i E_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} d_j E_{t-j} + e_{1t} \quad (14)$$

$$E_t = f + \sum_{i=1}^k g_i E_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} h_j E_{t-j} + \sum_{i=1}^k m_i IPYC_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} n_j IPYC_{t-j} + e_{2t} \quad (15)$$

Donde:  $IPYC_t$  y  $E_t$  son los logaritmos naturales del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (IPYC) y del tipo de cambio, respectivamente;  $e_{1t}$  y  $e_{2t}$  son los errores ruido blanco con media cero, varianza constante y no autocorrelación. La causalidad en el sentido de Granger va de  $E_t$  a  $IPYC_t$  si  $c_i \neq 0, \forall i$  en la ecuación (14). De igual forma, para la ecuación (15) la causalidad en el sentido de Granger va de  $IPYC_t$  a  $E_t$ , si  $m_i \neq 0 \forall i$ .



#### 4. Análisis de resultados

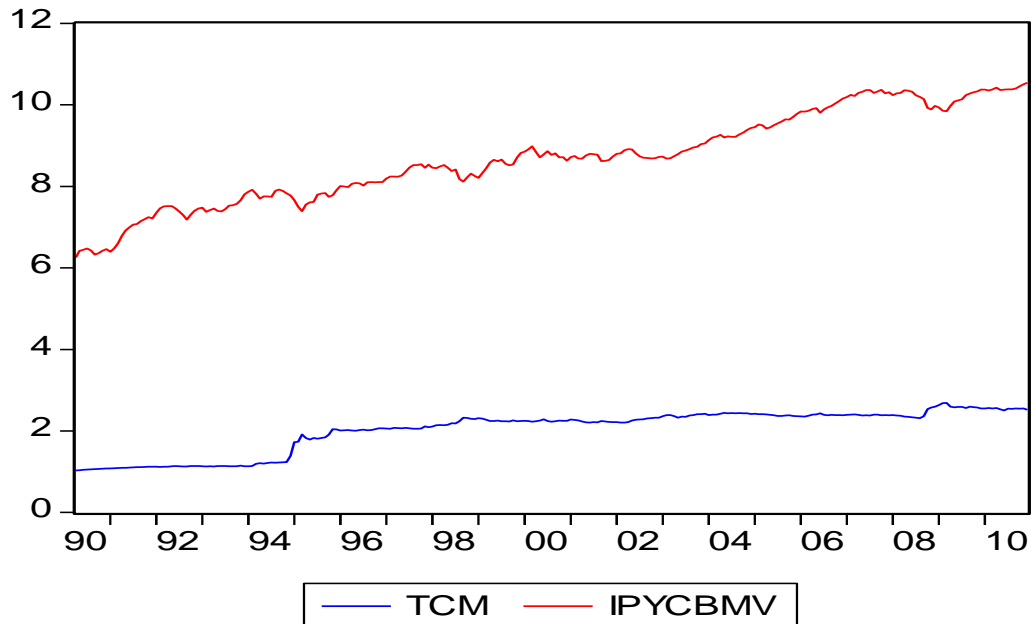
Como ya se mencionó anteriormente, en la literatura sobre la causalidad de estas dos variables se argumenta que cambios en el tipo de cambio pueden modificar el precio de las acciones de las empresas y viceversa, denominando el “enfoque tradicional” y el “enfoque de cartera”, respectivamente (Granger *et al.*, 1998; Azman-Saini *et al.*, 2006).

En vista de la fuerte relación entre los tipos de cambio y los índices bursátiles, en esta sección se hace la aplicación de las pruebas de causalidad entre el tipo de cambio pesos dólar y el IPYCBMV. Los datos del tipo de cambio y del IPYCBMV son mensuales y están expresados en logaritmos naturales, 1990:04-2010:12.

En la gráfica 1, se puede observar que existe una tendencia positiva con cambios alrededor de 1994-1995 y de 2008-2010 en ambas series. Para distinguir si se trata de una tendencia determinística o estocástica se aplica la prueba de raíz unitaria de Lee y Strazicich (2003).

**Grafica 1**  
**Tipo de cambio nominal e índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores**

-Datos mensuales en Logaritmos naturales-



Los resultados presentados en el cuadro 1 indican que solamente el tipo de cambio es estacionario alrededor de una tendencia determinística con dos cambios estructurales. Los cambios estructurales de ambas variables reflejan la crisis financiera de 1994-1995 en México, la turbulencia financiera internacional en 1997, y recientemente, la crisis financiera iniciada en Estados Unidos. Debido a que el índice bursátil, al parecer, tiene raíz unitaria se aplicará la prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995), ya que esta prueba es robusta ante diferentes niveles de integración de las series, sin necesidad de transformar los datos en primeras diferencias o aplicar pruebas de cointegración. Sin embargo, para la especificación de esta prueba, es muy importante considerar el grado

máximo de integración de las series. Para eliminar la tendencia determinística e incorporar los cambios estructurales, para cada serie se estimó la ecuación siguiente (Fernández, 1997; Islam, 2001):

$$y = \mu + \beta t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 DT_{1t} + d_4 DT_{2t} + y_t^* \quad (16)$$

Donde las variables dummy  $D_{1t}$ ,  $D_{2t}$ ,  $DT_{1t}$  y  $DT_{2t}$  son definidas de acuerdo a los cambios estructurales identificados en el cuadro 1.

**Cuadro 1**  
**Prueba secuencial de raíz unitaria, Lee y Strazicich (2003)**

Variables	Tipo de modelo Dos cambios estructurales	Cambio Estructural	Estadístico LM	$k$	Nivel de Significancia
IPYCBMV	IO2	1994:07/2005:05	-3.918	23	1%
TC	IO2	1994:10/1999:03	-6.874	24	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2003).

La estimación de la relación de causalidad se realizó incluyendo todo el periodo considerado, para antes y después del TLCAN con la finalidad de ver si hubo algún cambio en la dirección de la relación de causalidad. Por un lado, los resultados indican que la causalidad va del índice bursátil al tipo de cambio en los tres periodos con un nivel de significancia de 1%. Por el otro, la causalidad también va del tipo de cambio al índice bursátil para toda la muestra y para el periodo posterior al TLCAN a un nivel de significancia del 5%. Sin embargo, no existe relación de causalidad estadísticamente significativa para el periodo antes del TLCAN, lo cual pudiera explicarse por la aplicación del régimen del tipo de

cambio (casi fijo) hasta antes de 1995 en México, durante el periodo del presidente de Carlos salinas de Gortari (cuadro 2).

En resumen, se da una retroalimentación entre ambos mercados considerando todo el periodo de muestra, el mercado accionario afecta al mercado cambiario pero también la inestabilidad de este último genera presiones sobre el mercado accionario. Esto implica que la política económica diseñada por el gobierno debería generar condiciones de estabilidad tanto en el mercado cambiario como en el mercado financiero. Sin embargo, también es importante considerar que para el periodo antes del TLCAN, el tipo de cambio considerado como un ancla inflacionaria, al parecer no ejercía una fuerte presión al mercado bursátil mexicano.

**Cuadro 2**

**Pruebas de causalidad de Toda y Yamamoto**

Hipótesis nula	1990-2010	1990-1993	1994-2010
<i>TC</i> no causa a <i>IPYCBMV</i>	7.790 <sup>b</sup>	1.764	7.212 <sup>b</sup>
<i>IPYCBMV</i> no causa a <i>TC</i>	19.807 <sup>a</sup>	45.994 <sup>a</sup>	18.673 <sup>a</sup>

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

Estos resultados difieren de los resultados encontrados en los estudios para el caso de México de Ibararán y Troncoso (1998) y Guzmán *et al.* (2006), donde en ambos trabajos se señala que la causalidad va de los precios *stock* al tipo de cambio.

## Conclusiones

La mayor integración de los mercados financieros en años recientes ha provocado que las crisis financieras como la que dio inicio en Tailandia a finales de los noventa (1997) afectaran al resto de los países asiáticos como Hong Kong, Taiwán, Corea del Sur y Japón. Más recientemente, han tenido lugar otras crisis financieras, en Rusia (1998), en Brasil (1999), y finalmente en los Estados Unidos (2007-2010).

En la literatura sobre la causalidad de estas dos variables se argumenta que cambios en el tipo de cambio pueden modificar el precio de las acciones de las empresas y viceversa, argumentos que han sido conocidos como el “enfoque tradicional” y el “enfoque de cartera”, respectivamente (Granger *et al.*,1998, Azman-Saini *et al.*(2006).

Para este estudio se utilizó la metodología propuesta por Lee y Srazicich (2003) con el fin de analizar la presencia de raíz unitaria incorporando cambios estructurales y la metodología de Toda y Yamamoto (1995) para evaluar la relación de causalidad independientemente del orden de integración y/o del rango de cointegración en el sistema de vectores autorregresivos (VAR) estimado a través del sistema SUR (*seemingly unrelated regressions*).

Los resultados indican la presencia de una retroalimentación entre ambos mercados considerando todo el periodo de muestra, el mercado accionario afecta al mercado cambiario pero también la inestabilidad de este último genera presiones sobre el mercado accionario. Esto implica que la política económica diseñada por el gobierno debería generar condiciones de estabilidad tanto en el

mercado cambiario como en el mercado financiero. Sin embargo, también es importante considerar que para el periodo antes del TLCAN, no existe una relación de causalidad del mercado cambiario al bursátil que sea estadísticamente significativa. En este periodo el tipo de cambio era establecido como un ancla inflacionaria, y al parecer no ejercía una fuerte presión al mercado bursátil.

En relación a la hipótesis planteada “la liberalización financiera de finales de los ochenta que permitió mayor entrada de flujos de capital, ha influido en el comportamiento del tipo de cambio (incorporando cambios estructurales, 1990:04-2010:12)”, podría decirse que se confirma, ya que los resultados indican que la dirección de causalidad va en ambos sentidos, es decir, los precios *stock* influyen el tipo de cambio y también que este último influye en los primeros.

## Referencias bibliográficas

- Abdalla, I. y V. Murinde (1997), "Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines", *Applied Financial Economics*, 7, 25-35.
- Aggarwal, R. (1981), "Exchange Rates and Stock Prices: A Study of the U.S. Capital Markets under Floating Exchange Rates", *Akron Business and Economics Review*, 12, 7-12.
- Aliyu, S.U. (2009), "Stock Prices and Exchange Rates Interactions in Nigeria: An Intra-global Financial Crisis Maiden Investigation", *Munich Personal RePeE Archive*, Bayer University Kano, Nigeria. [http://mpra.ub.uni-muenchen.de/13283/MPRA\\_paper\\_no.13283](http://mpra.ub.uni-muenchen.de/13283/MPRA_paper_no.13283), 1-24.
- Alagidede, P., T. Panagiotidis y X. Zhang (2010), "Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates", *Stirling Economics Discussion paper 2010-05*, <http://www.economics.stir.ac.uk>, 1-20.
- Allen, J. (2008), "Causality Relationship between Foreign Exchange Rates and Stock Market Close: Evidence in Singapore", *Bryant Economic Research Paper*, 1 (11), 1-11.
- Arellano, R., G. Castañeda y F. Hernández (1993), "El Mercado Accionario Mexicano y sus Implicaciones sobre la Cuenta Corriente", *Economía mexicana. Nueva Época*, 2 (2), 385-413.
- 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>.
- Aydemir, O. y E. Demirhan (2009), "The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey", *International Research Journal of Finance and Economics*, 23, 207-215.
- Azman-Saini, W.N.M., M.S. Habibullah, L Sion Hook y A.M. Dayang-Afizzah (2006), "Stock Prices, Exchange Rates and Causality in Malaysia: A Note", <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/656/>, 1-16.
- Bahmani-Oskooee, M. y A. Sohrabian (1992), "Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar", *Applied Economics*, 24, 459-464.
- Banerjee, A., R. L. Lumsdaine y J. H. Stock (1992), "Recursive and Sequential tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.

- Cardero, M. Elena (2004), "El Sistema Monetario Internacional Actual. Cómo Funciona y para Quién", P. Ruiz (compilador), *Enseñanza y Reflexión Económicas. Textos en Homenaje a Carlos Roces*, Plaza y Baldes, Facultad de Economía y Derecho, UNAM, D.F., México, 227-251.
- Cheung, W., S. Fung y S.-C., Tsai (2010), "Global Capital Market Interdependence and Spillover Effect of Credit Risk: Evidence from the 2007-2009 Global Financial Crisis", *Applied Financial Economics*, 20, 85-103.
- Chritiano, L. (1992), "Searching for a break in GNP," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 237-50.
- 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.
- Edwards, S. (1993), "Exchange Rates as Nominal Anchors," *Welwirtschaftliches Archiv*, 129 (1), 1-32.
- 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, 674-79.
- Frenkel, J. (2003), "Experience of and Lessons from Exchange Rate Regimes in Emerging Economies", *NBER Working Paper* 10032, 1-39.
- Geweke, J., R. Meese y W. Dent (1982), "Comparing Alternatives Tests of Causality in Temporal Systems", *Journal of Econometrics*, 21, 161-194.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger, C.W.J., B. Huang y C.W. Yan (1998), "A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from the Recent Asia Flu", *UCSD Discussion Paper*, 98-109.
- Granger, C. y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Greene, W. (1999), *Análisis Económico*, Tercera Edición, Prentice-Hall, España.



- Gujarati, D. (2003), *Econometría*, Cuarta Edición, Mcgraw-Hill, México.
- Guzmán, M., S. Leyva y A. Cárdenas (2007), "La Relación de Causalidad entre el Índice Bursátil Mexicano y el Tipo de Cambio Spot", *Análisis Económico*, 22 (51), 81-105.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, USA.
- Hansen, B. (2001), "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity," *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 117-128.
- Hatemi-J, A. y M. Irandoust (2002), "On the Causality between Exchange Rates and Stock Prices: A Note", *Bulletin of Economic Research*, 54(2), 197-203.
- Hussain, H. y V. Khim-Sen (2004), "Causal Relationships between Exchange Rates and Stock Price in Malaysia and Thailand During the 1997 Currency Crisis Turmoil", <http://129.3.20.41/eps/if/papers/0405/0405015.pdf>, 1-20.
- Ibarrarán, V. Pablo y Alfredo Troncoso (1998), "Causalidad entre el Índice Bursátil y el Tipo de Cambio en México", *Gaceta de Economía*, 4 (7), 195-212.
- Islam, M. Q. (2001), "Structural Break, Unit Root, and the Causality between Government Expenditures and Revenues", *Applied Economics Letters*, 8, 565-567.
- Islami, M. (2008), "Interdependence between Foreign Exchange Markets and Stock Markets in Selected European Countries", *Schumpeter Discussion Papers*, University of Wuppertal/European Institute for International Economic Relations (EIIW).
- Jorion, P. (1990), "The exchange-rate exposure of U.S. multinationals", *Journal of Business*, 63 (3), 331-345.
- Kapetanios, G. (2005), "Unit-Root Testing against the Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 1, 123-133.
- 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.
- Kozikowski, Z. (2001), *Finanzas Internacionales*, Primera Edición, McGRAW-HILL, México.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. 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.
- Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Journal of Monetary Economics*, 1 (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. y In-Moo Kim (1998), *Unit Root, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, UK.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Narayan, P.K. (2006), "Are Bilateral Real Exchange Rates Stationary? Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for India", *Applied Economics*, 38 (1), 63-70.
- \_\_\_\_\_ (2008), "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 (2), 137-146.
- Nelson, C. R., y C. I. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 2, 139-162.
- Ng, S. y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Roots in a Time Series Regression", *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- \_\_\_\_\_ (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385.
- Pulido, A. (2001), *Modelos Económicos*, Ediciones Pirámide, México.

- Rappoport, P. y L. Reichlin (1989), "Segmented Trends y Nonstationary Time Series", *The Economic Journal*, 99 (395), 168-177.
- Ros, J. (1995), "Mercados Financieros, Flujos de Capital y Tipo de Cambio en México", *Economía Mexicana. Nueva Época*, 4 (1), 5-67.
- Sim, C. A. (1972), "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62 (4), 540-552.
- Smyth, R. y Nandha M. (2003), "Bivariate Causality between Exchange Rates and Sock Prices in South Asia", *Applied Economics Letters*, 10 (11), 699-704.
- Stavarek, D. (2005), "Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions", *Czech Journal of Economics and Finance*, 55, 141-160.
- Suriñach, J., M. Artís, E. López y A. Sansó (1995), *Análisis Económico Regional*. Universidad de Barcelona, Antoni Bosch, España.
- Tabak, B. (2006), "The Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence for Brazil", Banco Central do Brasil, *Working Papers 124*, 1-37.
- Toda, H.Y. y Yamamoto (1995), "Statistical inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- 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*, 10 (3), 251-270.
- Wong, D. K. T. y K-W Li (2010), "Comparing the Performance of Relative Stock Return Differential and Real Exchange Rate in Two Financial Crises", *Applied Financial Economics*, 20 (1 y 2), 137-150.

## **Conclusiones generales de los tres ensayos**

Para el caso de México, la mayor apertura de su economía permite que variables como el tipo de cambio cobren mayor relevancia debido a que capta las relaciones internacionales y, se convierte, en una variable determinante para la estabilidad de la economía. Se considera al tipo de cambio real como 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. La PPC se basa en la ley del único precio y se sustenta en el arbitraje internacional. De esta manera, el libre comercio igualará los precios de un bien, siempre que no exista oportunidad de ganancias libres de riesgo.

Sin embargo, la PPC no siempre se ha cumplido de acuerdo con la evidencia empírica. Una de las razones por la cuales el tipo de cambio real no es constante y, por lo tanto, la PPC no se cumple, es la presencia del efecto HBS. Este efecto describe la distorsión en la PPC que se origina debido a las diferencias internacionales en la productividad relativa entre el sector de bienes comerciables (constituido aproximadamente por la manufactura y la agricultura) y el sector de bienes no comerciables (constituido aproximadamente por el sector servicios).

También recientemente, ha aumentado el interés en investigaciones sobre la convergencia de precios a nivel intranacional más que en el contexto internacional. A nivel intranacional se debería esperar una mayor integración de los mercados, ausencia de barreras al comercio, no existencia de la volatilidad del tipo de cambio, costos de transporte relativamente menores y un índice de precios más homogéneo.

Por otra parte, se considera que el tipo de cambio puede tener una relación de causalidad con los precios *stock* (índices de precios bursátiles), que puede ir de los precios *stock* al tipo de cambio, de este último a los primeros, o bien puede existir una retroalimentación de los mercados (cambiario y bursátil). De esta manera, la influencia de los flujos de capital a través del índice bursátil puede afectar el comportamiento del tipo de cambio.

A mediados de los años ochenta, después de cuatro décadas del modelo de sustitución de importaciones y de su evidente agotamiento, México comenzó a implementar 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 TLCAN, todo ello con el fin de aumentar la eficiencia económica. Junto a estas reformas también se han dado fuertes devaluaciones y crisis económicas como las de 1976, 1982 y 1994-95. Estos eventos ocurridos en la economía mexicana pueden inducir a pensar que hubo cambios estructurales que deberían ser incorporados en la modelación económica. Cambio estructural o inestabilidad estructural ha sido interpretada comúnmente en la literatura como cambios en los parámetros de regresión.

Ante este escenario, la presente investigación se dividió en tres ensayos: 1) la doctrina de la Paridad del Poder de Compra (PPC) y el “efecto Harrod Balassa Samuelson” (HBS), 2) convergencia de precios entre las principales ciudades de México, y 3) análisis de relación de causalidad entre el tipo de cambio y los precios *stock*. Donde, para cada uno de los ensayos se consideró la presencia de cambios estructurales en la modelación econométrica.

Los resultados principales son los siguientes:

1. Se valida la PPC relativa entre México y Estados Unidos. Esto indica que los cambios en el tipo de cambio están fuertemente influidos por los cambios en los precios relativos de los países, reflejando la integración y la convergencia de precios de las economías. Estos resultados indican que aunque los precios entre México y Estados Unidos no sean exactamente iguales, si están fuertemente relacionados y la política del tipo de cambio debe considerar, de manera fundamental, los precios de ambos países para determinar el tipo de cambio. Es importante comentar que la PPC relativa no es refutada para la muestra completa ni para el periodo anterior a la liberalización financiera. En las otras submuestras, los resultados son estadísticamente más débiles y podrían ser explicados por el efecto de los flujos de capital sobre el tipo de cambio real, ya que puede provocar movimientos que lo alejan de su valor medio o de equilibrio. El cumplimiento de la PPC relativa implicaría un traspaso inflacionario unitario del tipo de cambio a precios de acuerdo con ambas teorías. De acuerdo con los resultados de Santaella (2004) y Hernández (2009) para el caso de

México, efectivamente, el traspaso inflacionario de largo plazo del tipo de cambio a los precios se encuentra alrededor de la unidad. Sin dejar de lado también, que al parecer, a partir de 1995 el traspaso inflacionario a tendido a reducirse debido a la estabilidad de la inflación a la baja (Baquiro *et al.*, 2003).

2. Para todo el periodo, antes del TLCAN y de la liberalización financiera los precios relativos causan al tipo de cambio, es decir, el comportamiento del tipo de cambio sigue al comportamiento de los precios relativos de ambos países, mientras que para el periodo después de la liberalización financiera y del TLCAN, existe una retroalimentación entre los precios relativos y el tipo de cambio. Esta influencia se ha reflejado a través de un círculo vicioso que algunos autores le han denominado “devaluación-inflación-devaluación”. Por lo que la política económica debería de realizar acciones encaminadas a generar estabilidad en los precios internos y en el tipo de cambio.
3. En relación al efecto HBS, el tipo de cambio real no es afectado o al menos no existe evidencia estadísticamente significativa, para que las diferentes tasas de crecimiento de la productividad de los bienes comerciables influyan en su comportamiento.
4. Los resultados indican que la paridad del precio relativa intranacional no es rechazada por los datos en 11 de 34 ciudades utilizando pruebas univariadas e incorporando dos cambios estructurales. Para el caso de las pruebas con datos panel sin cambio estructural, los resultados no refutan la paridad de precios absoluta intranacional tanto para las 34 ciudades como

para los 7 mercados específicos. Estos resultados son similares a los del estudio realizado por Vargas (2008) para el caso de México, a excepción del mercado de la ropa, calzado y accesorios, donde se refuta la teoría de la paridad de precios intranacional en ese estudio. Para el caso de las pruebas con datos panel con cambio estructural, los resultados no rechazan la paridad de precios relativa intranacional para las 34 ciudades ni para los 7 mercados específicos. Indicando que las ciudades están integradas, que los precios están fuertemente relacionados (aunque no sean exactamente iguales) y que existe una tasa de convergencia de precios muy rápida en el largo plazo respecto a la ciudad numeraria. Sin embargo, a nivel individual las ciudades de Morelia y Monclova presentan raíz unitaria en sus precios relativos, considerando el índice de precios al consumidor a nivel general.

Estos resultados confirman, que para la mayoría de las ciudades, existe una convergencia de precios entre ciudades, regiones y mercados específicos para el caso de México incluyendo cambios estructurales (1982:01-2009:04). El análisis de la convergencia de precios a nivel de ciudad o regional es de utilidad para la toma de decisiones de una única política monetaria al interior de un país, debido a que la una desviación persistente de precios relativos da lugar, entre otras cosas, a una distribución no adecuada de los recursos productivos provocado por la posibilidad de la presencia de diferencias en las tasas de interés y salarios reales dentro de un país (Nath y Sarkar, 2009; Dreger y Kosfeld, 2010). En este caso en particular, tomando en cuenta el índice general de precios,



para las ciudades de Morelia y de Monclova podría no ser adecuada la misma política monetaria que se aplica en México, que para el resto de las ciudades que si convergen sus precios. Estas diferencias podrían ser compensadas a través de una política fiscal que permita la redistribución del ingreso. Es importante comentar que solamente se están analizando 34 ciudades que cuentan con datos disponibles desde 1980. Posiblemente, los resultados sean diferentes para las ciudades más pobres que no se incorporaron en el estudio.

5. Los resultados indican la presencia de una retroalimentación entre el mercado accionario y el cambiario, considerando, todo el periodo de muestra. El mercado accionario afecta al mercado cambiario pero también la inestabilidad de este último genera presiones sobre el mercado accionario. Esto implica que la política económica diseñada por el gobierno debería generar condiciones de estabilidad tanto en el mercado cambiario como en el mercado financiero. Sin embargo, también es importante considerar que para el periodo antes del TLCAN, no existe una relación de causalidad del mercado cambiario al bursátil que sea estadísticamente significativa. En este periodo el tipo de cambio era considerado como un ancla inflacionaria, y al parecer no ejercía fuerte presión al mercado bursátil debido a las excelentes expectativas que se habían generado respecto al comportamiento de la economía de México previo a la entrada en vigor del TLCAN. Estos resultados de causalidad difieren de los resultados encontrados en otros dos estudios realizados para el caso de México de Ibararán y Troncoso (1998) y Guzmán *et al.* (2006), donde en ambos

trabajos se señalan que la causalidad solamente va de los precios *stock* al tipo de cambio.