

CONVERGENCIA DE PRECIOS DE LAS CIUDADES EN MÉXICO: UNA APLICACIÓN CON PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA QUE TOMAN EN CUENTA CAMBIOS ESTRUCTURALES

Mario Gómez Aguirre¹

José Carlos Alejandro Rodríguez Chávez²

RESUMEN.

En este artículo se analiza la convergencia de precios de las principales ciudades de México respecto al Distrito Federal, para el periodo de muestra 1982:01 2009:04. Para ello, se utilizan pruebas de raíz unitaria univariable con y sin cambio estructural. Los resultados muestran que tomando en cuenta dos cambios estructurales, 11 de las 34 ciudades presentan evidencia de convergencia de precios a largo plazo con la ciudad numeraria, con una tasa de convergencia, aproximada por la vida media, de 2 meses en promedio para las ciudades.

Palabras clave: Precios, convergencia, vida media y PPC intranacional.

ABSTRACT.

In this paper we analyze the convergence of prices of major cities in Mexico in relation to Mexico City, using a sample period from 1982:01 to 2009:04. The analysis is done using unit root tests with and without structural change. The results demonstrate that taking into account two structural changes, 11 out of 34 cities show evidence of price convergence in the long term in relation to the numerary city, and with a half-life of 2 months on average of cities.

Keywords: prices, convergence, half live and intranational PPP.

Clasificación JEL: C23, E31, R10.

¹ Profesor – Investigador en el Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. E – mail: coordinacion.dcn@gmail.com

² Profesor – Investigador en el Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. E – mail: rodriguez_ininee@hotmail.com

1. INTRODUCCIÓN.

La Paridad del Poder de Compra (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). Sin embargo, la evidencia empírica sobre la PPC, ha tenido dificultades para encontrar el 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 o regiones dentro de un mismo país. 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).

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). Para el caso de México es muy poco el análisis que se ha hecho sobre este tema, concretamente, sólo existen cuatro estudios a nivel intranacional (para más detalles de trabajos sobre México, ver a Gómez y Rodríguez, 2011; González y Rivadeneyra, 2004; Sonora, 2005; Vargas, 2008).

El objetivo que se plantea en este artículo es analizar la convergencia de precios relativos intranacional entre las principales ciudades de México, 1982:01-2009:04. La estructura del artículo es de la siguiente manera: después de esta introducción; en la segunda sección, se hace una revisión de la literatura sobre la convergencia de precios a nivel intranacional; en la tercera sección, se analizan las pruebas de raíz unitaria univariable; en la cuarta sección, se presentan los resultados; y finalmente, en la quinta sección se concluye.

2. REVISIÓN DE LITERATURA.

La PPC es 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 los mercados están poco integrados, de lo contrario, si es pequeño (convergen los precios) los mercados están integrados (Chin y Habibullah, 2008; Goldberg y Verboven, 2005).

A nivel intranacional 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 de la paridad de precios y una convergencia más rápida a nivel intranacional que internacional.

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 general, la evidencia muestra resultados mezclados, pues no se ha llegado a un consenso. Sin embargo, la evidencia a nivel intranacional es más favorable a la convergencia de precios que a nivel internacional.

3. MODELOS ECONOMÉTRICOS.

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

3.1 Pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural.

En el análisis de series de tiempo, es posible encontrar tanto 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” aleatorio³ 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 determinísticas⁴ en el modelo de regresión.

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.

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 blanco⁵. 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 Δ 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 válidos⁶, razón por la cual, la prueba se debe contrastar con los valores críticos tabulados en Dickey y Fuller (1979). En general, la prueba DF se puede aplicar a los

³ 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.

⁴ Se dice que un proceso tiene tendencia determinística cuando su media es función del tiempo.

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

⁶ La presencia de raíz unitaria, $\gamma = 0$ ocasiona que la distribución de estos estadísticos se base en procesos de Weiner.

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 estocástica⁷). 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:

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

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):

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

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

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.

3.2 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 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* para determinar endógenamente los cambios estructurales en las variables que se pretenden analizar en esta investigación.

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.

3.2.1 Modelo de Lee y Strazicich (2004) que permite un cambio estructural

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

$$y_t = \delta' Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

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 $Z_t = [1, t]'$, donde $D = 1$ 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:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Donde $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\varphi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$; $\tilde{\delta}$ son los coeficientes de la regresión de Δy_t sobre ΔZ_t ; y φ_x 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 (10) toma en cuenta a ΔZ_t en lugar de Z_t . Por lo tanto, ΔZ_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 (10) como en la prueba de DFA estándar.

3.3.2 Modelo de Lee y Strazicich (2003) que permite dos cambios estructurales.

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

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

Donde Z_t contiene variables exógenas y ε_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:

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

Donde $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\varphi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$; $\tilde{\delta}$ son los coeficientes de la regresión de Δy_t sobre ΔZ_t ; y φ_x 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 (12) como en la prueba de DFA estándar.

4. ANÁLISIS DE RESULTADOS.

4.1. Análisis gráfico.

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:

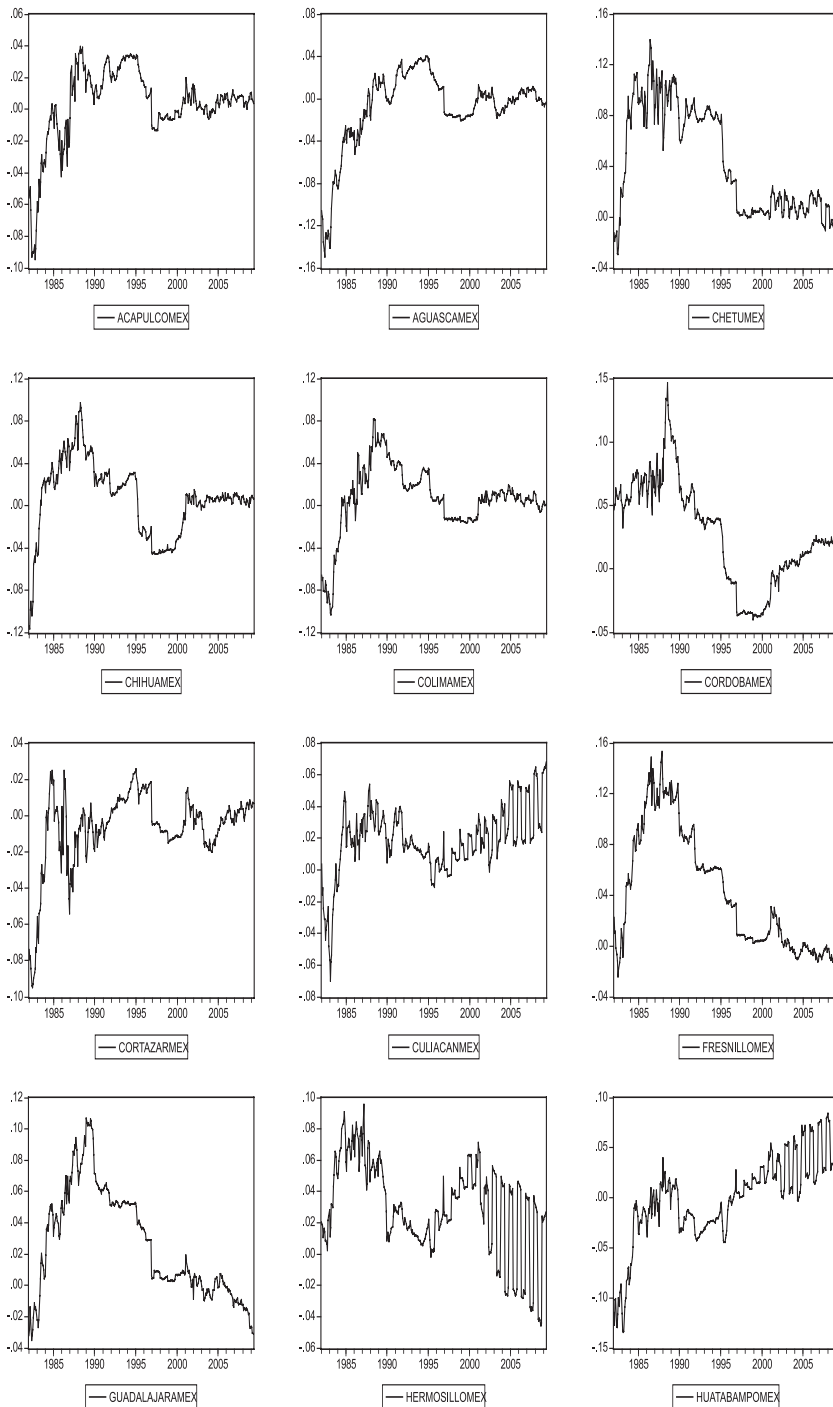
$$q_t = P_{i,t} - P_{0,t} \quad (13)$$

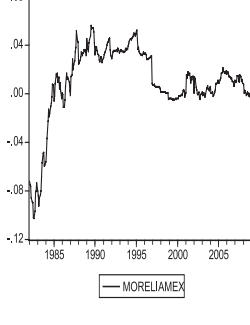
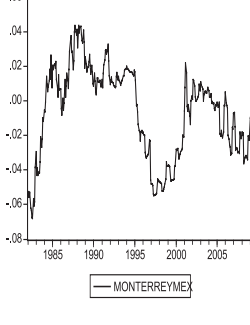
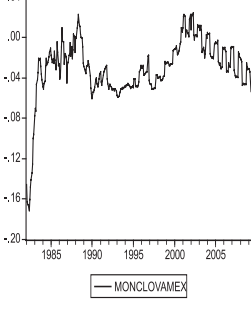
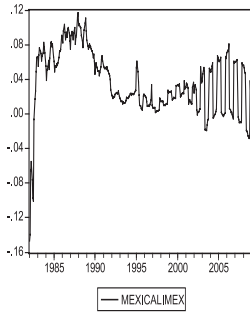
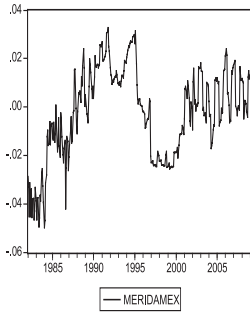
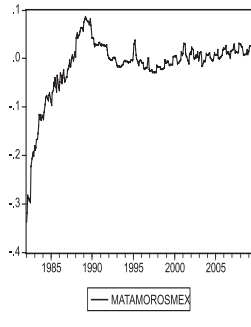
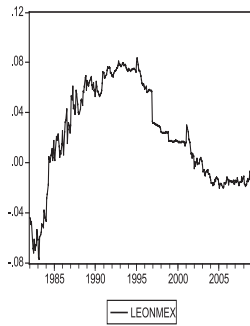
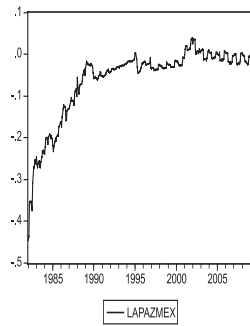
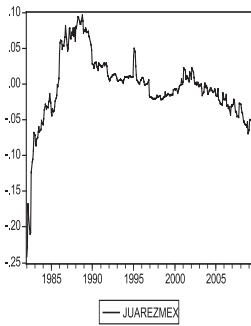
Donde $P_{i,t} = \ln(P_{i,t})$ es el logaritmo natural de IPC ($P_{i,t}$) de la ciudad i y $P_{0,t} = \ln(P_{0,t})$ es el logaritmo natural del IPC ($P_{0,t}$) de la ciudad numeraria, México D.F. q_t mide la diferencia porcentual entre el precio de la ciudad i y la ciudad numeraria. La paridad del precio 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.

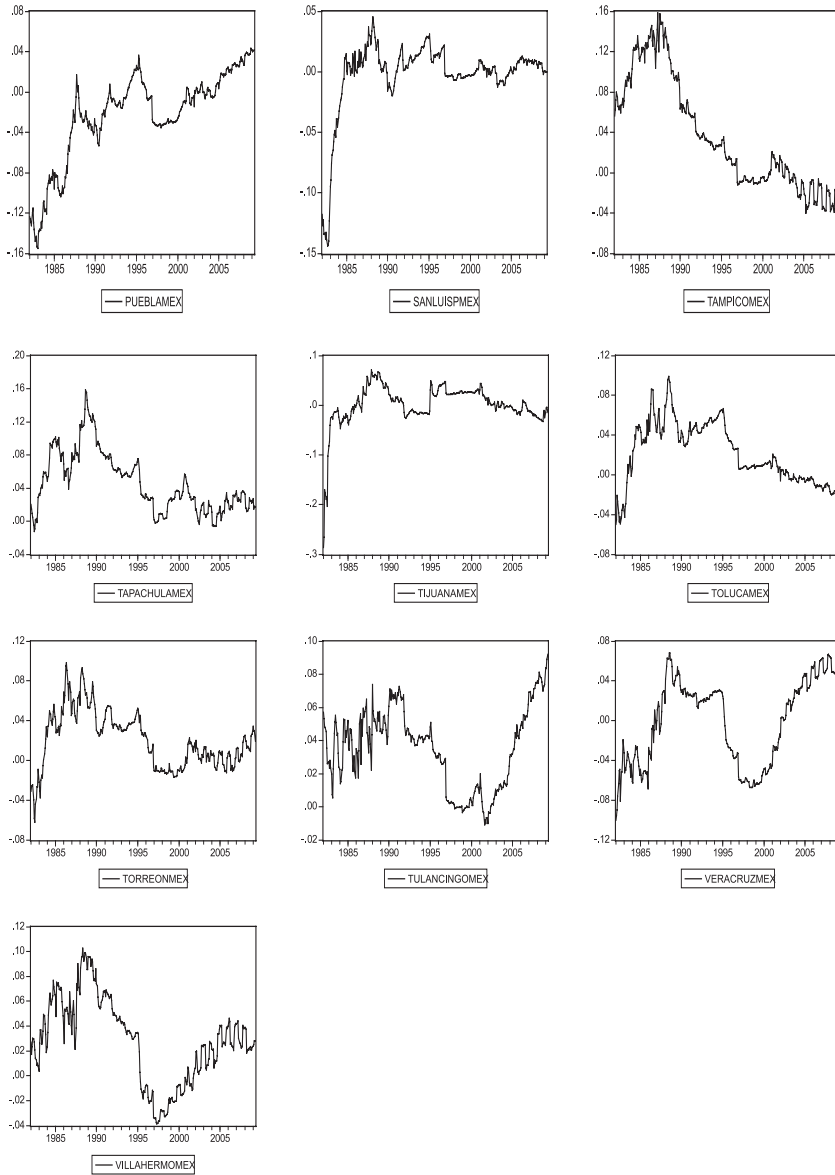
En la gráfica 1 se presentan los precios relativos de las 34 ciudades de México⁸. Todas las ciudades muestran fuertes movimientos de sus precios relativos y cierta divagación, con la posibilidad de una tendencia estocástica que se puede detectar con las pruebas de raíz unitaria.

⁸ La definición de cada una de las variables graficadas se encuentra en el cuadro A.1 del anexo.

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







Fuente: Elaboración propia.

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) ⁹	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

⁹ 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.

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
FRESNILLOMEX (C)	0.041	-0.024	0.153
CHETUMEX (C)	0.043	-0.029	0.139
TAPACHULAMEX (C)	0.046	-0.012	0.159
PROMEDIO	0.011	-0.108	0.087

Fuente: Elaboración propia.

4.2. Resultados con el índice de precios al consumidor a nivel general por ciudad.

Para analizar de manera individual cada serie, en el cuadro 2 se presentan los resultados de tres pruebas de raíz unitaria univariable 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 ¹⁰
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

¹⁰ 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.

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%.

Fuente: Elaboración propia.

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, Lee y Strazicich (2004).

Variabes	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%.

Fuente: Elaboración propia.

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, Lee y Strazicich (2003).

Variabes	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%.

Fuente: Elaboración propia.

Para el caso del Modelo *Mixed*, 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, Lee y Strazicich (2004).

Variables	Tipo de Modelo	Cambio Estructural	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1996:04*	-2.52	36	
AGUASCAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:06*	-2.91	25	
CHETUMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1995:01*	-2.21	31	
CHIHUAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:05*	-2.45	25	
COLIMAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1994:12*	-2.74	35	
CORDOBAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1995:01*	-2.67	35	
CORTAZARMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:06	-3.96	23	
CULIACANMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1992:03*	-4.03	33	
FRESNILLOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1995:01*	-3.89	36	
GUADALAJARAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:06*	-2.54	27	
HERMOSILLOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:08*	-3.44	36	
HUATABAMPOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:06*	-3.31	36	
IGUALAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1994:09*	-3.57	26	
JACONAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:12*	-2.01	36	
JIMENEZMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1994:12*	-2.03	35	
JUAREZMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1995:02*	-2.79	36	
LAPAZMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:04*	-3.03	27	
LEONMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:10	-2.50	36	
MATAMOROSMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:12*	-2.70	29	

MERIDAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1995:05*	-2.62	28	
MEXICALIMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:12	-2.14	24	
MONCLOVAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	2001:04*	-2.21	24	
MONTERREYMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:07*	-2.45	36	
MORELIAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:03*	-2.39	32	
PUEBLAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1996:10*	-4.23	35	10%
SANLUISPMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:06*	-3.88	36	
TAMPICOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1995:03	-2.59	31	
TAPACHULAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1991:03*	-3.00	30	
TIJUANAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:01*	-2.69	33	
TOLUCAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:10*	-4.56	36	5%
TORREONMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:06*	-2.92	33	
TULANCINGOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1996:10	-2.53	26	
VERACRUZMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1994:11*	-2.71	32	
VILLAHERMOMEX	Modelo <i>Mixed</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%.

Fuente: Elaboración propia.

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, Lee y Strazicich (2004).

Variables	Tipo de Modelo	Cambios Estructurales	Estadístico LM	k	Nivel de Significancia
ACAPULCOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:07*/1996:11*	-4.19	34	
AGUASCAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1991:09*/2000:05*	-4.27	25	
CHETUMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:07*/1995:04*	-4.11	36	
CHIHUAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:05*/2000:06*	-4.91	25	
COLIMAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:11*/2000:11*	-4.80	35	
CORDOBAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:12*/1997:01*	-6.45	31	1%
CORTAZARMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:04*/1986:11*	-6.02	28	1%

CULIACANMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:06*/1996:10*	-7.13	33	1%
FRESNILLOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:10*/2000:05*	-4.91	36	
GUADALAJARAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:01*/1997:01*	-4.68	27	
HERMOSILLOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:07*/2001:01*	-4.46	36	
HUATABAMPOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:06*/1996:02*	-5.34	29	5%
IGUALAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:06*/1995:05*	-5.27	33	10%
JACONAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:12*/2001:01*	-4.11	36	
JIMENEZMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:07*/1999:09*	-5.09	35	10%
JUAREZMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:08*/2000:11*	-3.10	31	
LAPAZMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:01*/2005:10*	-4.07	17	
LEONMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:05*/1996:10*	-4.29	36	
MATAMOROSMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:01*/1993:10	-4.61	28	
MERIDAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1995:01*/2000:11*	-5.06	28	10%
MEXICALIMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:12*/2004:11	-2.91	24	
MONCLOVAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:08*/2000:11*	-4.85	24	
MONTERREYMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:05*/2000:09*	-4.10	36	
MORELIAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:07*/2004:08*	-4.08	30	
PUEBLAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1996:10*/2001:06*	-4.81	30	
SANLUISPMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:02*/1993:03*	-5.65	36	5%
TAMPICOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:01*/1997:10*	-4.96	31	
TAPACHULAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:10*/2000:01*	-6.09	26	1%
TIJUANAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1987:11*/1994:12*	-3.64	33	
TOLUCAMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:04*/1993:01*	-5.62	36	5%
TORREONMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1989:06*/2000:11*	-5.86	36	1%
TULANCINGOMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1990:03*/2001:08*	-4.11	26	
VERACRUZMEX	Modelo <i>Mixed</i>	1988:08*/2000:12*	-4.19	31	
VILLAHERMOMEX	Modelo <i>Mixed</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%.

Fuente: Elaboración propia.

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 la ciudad numeraria.

La tasa de convergencia para las ciudades que cuentan con precios relativos estacionarios, muestran un promedio de 23.546¹¹ meses (utilizando la prueba DF o DFA), 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 7. Prueba secuencial de raíz unitaria, Lee y Strazicich (2003).

Variabes	Modelo <i>Mixed</i> $\hat{\rho}$	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	-

¹¹ No se reporta la tabla de este resultado en el artículo por razones de espacio.

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	-
PROMEDIO			1.986

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

Cuando se aplica el Modelo *Mixed* con dos cambios estructurales, el promedio es de alrededor de 2 meses (cuadro 7). 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.

5. CONCLUSIONES.

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). Para el caso de México es muy poco el análisis que se ha hecho sobre este tema.

En este artículo se analizó la convergencia de precios al interior de las regiones de México para el periodo muestra de 1982:01 2009:04. Para ello se utilizaron pruebas de raíz unitaria univariable con y sin cambios estructurales.

Los resultados indican 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 la ciudad de numeraria, a una tasa muy rápida de 2 meses. Sin embargo, es preocupante que los precios de las 23 ciudades no convergen hacia los precios de la ciudad numeraria. Este análisis de la convergencia de precios a nivel de ciudad va acorde con lo señalado algunos autores (Nath y Sarkar, 2009; Dreger y Kosfeld, 2010), quienes consideran 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.

BIBLIOGRAFÍA.

- 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, 1-30.
- 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.
- 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.
- DORNBUSCH, R. (1985), "Purchasing Power Parity", NBER, *Working Paper 1591*, 1-34.
- DREGER, C. Y R. KOSFELD (2010), "Do Regional Price Levels Converge?" *Journal of Economics and Statistics*, 230, 274-286.
- ELLIOTT, G., T. J. ROTHENBERG Y J. H. STOCK (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64, 813-836.
- ENGEL, C., Y J. ROGERS (1994), "How wide is the border?" *NBER Working Paper*, 4829, 1-43.

- 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.
- GONZÁLEZ, M. Y F. RIVADENEYRA (2004), "La Ley de un Solo Precio en México: un Análisis Empírico", *Gaceta de Economía*, ITAM, 19, 91-115.
- GUJARATI, D. (2003), *Econometría*, Cuarta Edición, Mcgraw-Hill, México.
- GRANGER, C., Y P. NEWBOLD (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- HAMILTON, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, USA.
- KALYONCU, H. (2009), "New Evidence of the Validity of Purchasing Power Parity from Turkey", *Applied Economics Letters*, 16, 63-67.
- 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.
- 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.
- LUCAS, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Journal of Monetary Economics*, 1 (1), 19-46.
- MADDALA, G. S. Y IN-MOO KIM (1998), *Unit Root, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, UK.
- 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.
- 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.

- NAGAYASU, J. (2010), "Regional Inflation (Price) Behaviors: Heterogeneity and Convergence", *MPRA Paper 25430*, University Library of Munich, Germany, 1-32.
- 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.
- OH, Y. Y K. HAN (2009), "Purchasing Power Parity in Korean City Panels with Disaggregate Price Indices", *Applied Economics Letters*, 16, 45-49.
- PHILLIPS, P.C.B. Y P. PERRON (1988), "Testing for a Unit Roots in a Time Series Regression", *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- 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.
- VARGAS-TÉLLEZ, C. O. (2008), "Purchasing Power Parity across Mexican Cities: A Panel Data Analysis", *Applied Economics*, 40 (22), 2891-2899.
- 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. FRESNILLOMEX	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

Fuente: Elaboración propia.