

CONVERGENCIA DE PRECIOS ENTRE LAS PRINCIPALES CIUDADES DE MÉXICO*

Mario Gómez Aguirre**

Resumen

En este artículo se analiza la convergencia de precios entre las principales ciudades de México, utilizando pruebas de raíz unitaria con datos panel. Si las desviaciones de precios son estacionarias, se dice que existe convergencia de precios e integración de los mercados. Los resultados indican que la desviaciones de precios respecto a la ciudad numeraria son transitorias (no permanentes) y, por lo tanto, tienden a regresar a su valor medio o de equilibrio de largo plazo.

Palabras clave: raíz unitaria, PPC, convergencia de precios e integración.

Abstract

This paper examines price convergence between the major cities of Mexico making use of unit root tests with panel data. If the price deviation is stationary, it is said that there is price convergence and market integration. The results achieved in this paper indicate that the price deviations are temporary (not permanent), and so they tend to return to their average values or long-term equilibrium.

Keywords: unit root, purchasing power parity, price convergence and integration.

Clasificación JEL: E64, C20 y C23.

* El artículo fue recibido el 15 de junio de 2010 y aceptado el 22 de noviembre de 2010.

** Profesor Investigador del Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, gomez_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, 1986).

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 doméstica se deprecie (Noriega y Medina, 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).

La PPC es considerada como una extensión de la ley del único precio a múltiples bienes y es una hipótesis que ha sido sujeta a una enorme cantidad 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.

En vista de lo anterior, recientemente ha aumentado el interés en investigaciones sobre la PPC 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, un mayor cumplimiento de la PPC y una convergencia más rápida de los precios a nivel intranacional que internacional.

El objetivo de este artículo es analizar la convergencia de precios de las 34 ciudades más importantes de México respecto al Distrito Federal. Si la diferencia de precios es estacionaria, significa que las desviaciones de precios entre ciudades son transitorias y que en el largo plazo habrá convergencia de precios e integración de los mercados. La investigación se estructura de la siguiente manera: después de la introducción, en la segunda sección se hace una revisión de la literatura sobre el tema; en la tercera sección se describe brevemente las pruebas de raíz unitaria con panel data; en la cuarta sección se revisan los resultados; y finalmente se concluye.

2. Revisión de la literatura empírica de la paridad del poder de compra intranacional

La PPC considerada como una extensión de la ley del único precio a múltiples bienes, es una hipótesis que ha sido sujeta a una enorme cantidad de investigación. Investigaciones posteriores a la era de *Bretton Woods* sobre la PPC, han tenido dificultades para encontrar evidencia del cumplimiento de la hipótesis. En el caso de la PPC internacional el efecto frontera (*border effect*) indica 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 impide una integración de los mercados completa, y por lo tanto, la paridad del precio absoluta, (Ceglowski, 2003).

Recientemente ha aumentado el interés en investigaciones sobre la PPC intranacional más que en el contexto internacional. A nivel intranacional se debería de 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 (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 de la PPC y una convergencia más rápida de los precios 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), Chaudhuri y Sheen (2004), González y Rivadeneyra (2004), Sonora (2005 y 2008), Vargas (2008), Morshed *et al.* (2006) y Oh y Han (2009).

En el caso del estudio de Engel y Rogers (1994), estos autores examinan datos de 14 categorías de índice 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 (2008) 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, y encuentra, una tasa de convergencia 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 comerciados y en 2 de 5 bienes no comerciados.

3. Prueba de raíz unitaria con datos panel

Se argumenta en la literatura econométrica que las pruebas de raíz unitaria univaria-ble 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 de raíz unitaria son las siguientes: 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), asumen que los parámetros de persistencia son comunes entre secciones cruzadas, es decir, $\alpha_i = \alpha$ para toda α_i en la ecuación. Mientras que la prueba Fisher-ADF y Fisher-PP permiten que los parámetros varíen libremente entre secciones cruzadas. El modelo a estimar puede ser de la siguiente manera:

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

Hipótesis nula: existe raíz unitaria

Hipótesis alternativa: no existe raíz unitaria

k_i es el número de primeras diferencias rezagado

Las pruebas de raíz unitaria suelen utilizarse para evaluar la estacionariedad de la series de tiempo, y para esta investigación, la estacionariedad de las desviaciones de los precios de la ciudad i respecto a la ciudad numeraria.

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 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 estocástica¹). 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.

Sin embargo, la inclusión de la tendencia en las pruebas de raíz unitaria sería in-

¹ Se dice que un proceso tiene tendencia estocástica si la varianza es función del tiempo.

consistente teóricamente, en el sentido de que se esperaría que las desviaciones fueran al menos constantes (diferentes de cero para la convergencia relativa) e iguales a cero (para la convergencia absoluta). También se argumenta que la incorporación del término constante puede reflejar las diferencias de precios de largo plazo por impuestos, costos de los bienes no comerciados locales y 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). Por lo tanto en esta investigación sólo se incorporará la constante (cuando sea estadísticamente significativa) en la pruebas de raíz unitaria y no la tendencia determinística en las pruebas de raíz unitaria.

4. La paridad del poder de compra intranacional, 1982:01-2009:04

Los datos de precios usados para este estudio son el índice de precio 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 el tipo de cambio real, el cual se puede calcular de la forma siguiente:

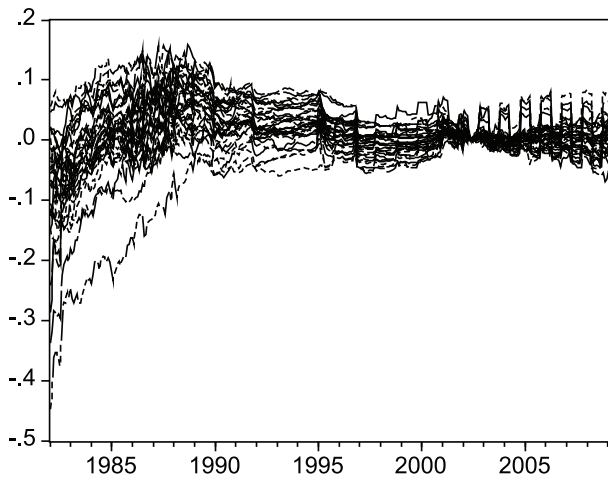
$$q_t = p_{i,t} - p_{0,t} \quad (2)$$

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 tipo de cambio real implica que los precios relativos son estacionarios y convergen a un valor en el largo plazo y, por lo tanto, no se refuta la hipótesis de la PPC 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 pari-

dad 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 PPC intranacional. 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 diferencias en las 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).

Gráfica 1

Precios relativos de las 34 ciudades de México

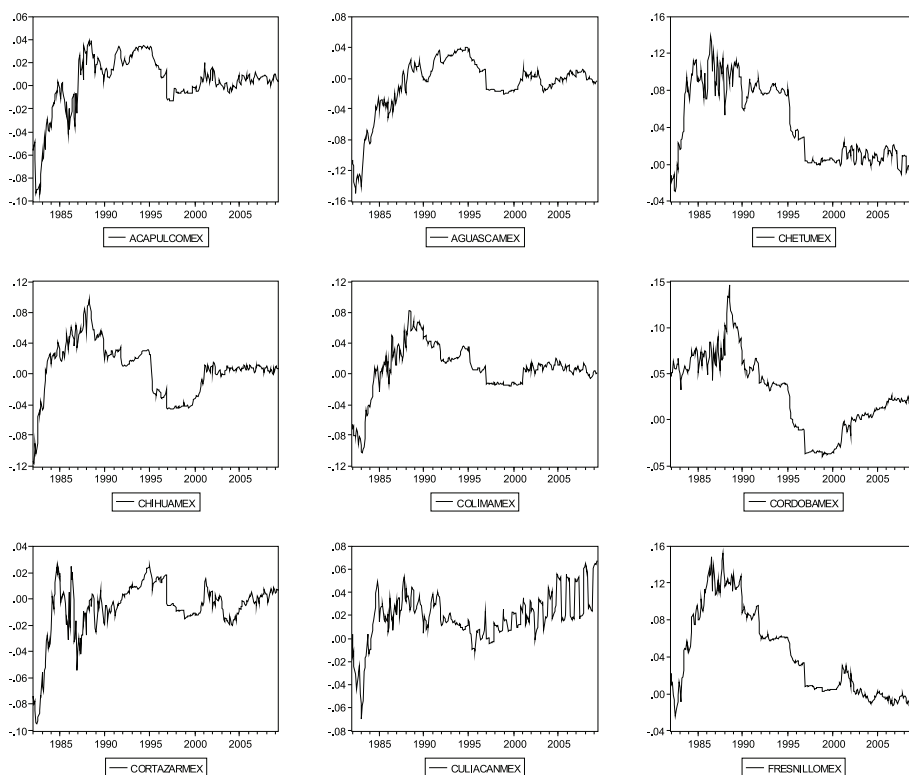


—— ACAPULCOMEX	—— HERMOSILLOMEX	—— MEXICALIMEX
----- AGUASCAMEX	----- HUATABAMPOMEX	----- MONCLOVAMEX
----- CHETUMEX	----- IGUALAMEX	----- MONTERREYMEX
----- CHIHUAMEX	----- JACONAMEX	----- MORELIAMEX
----- COLIMAMEX	----- JIMENEZMEX	----- PUEBLAMEX
—— CORDOBAMEX	—— JUAREZMEX	—— SANLUISPMEX
----- CORTAZARMEX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

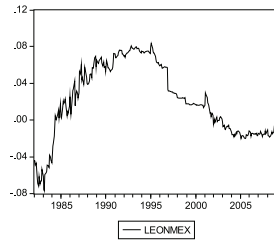
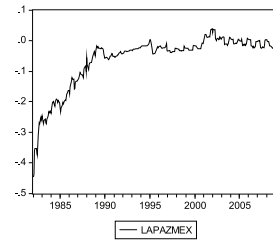
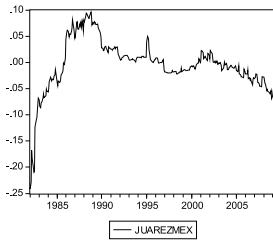
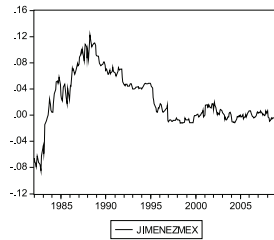
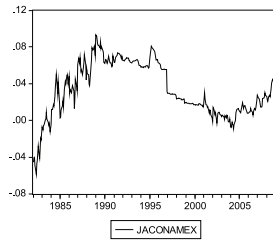
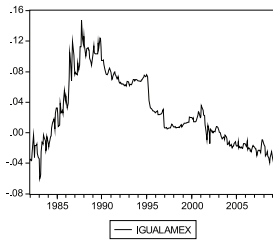
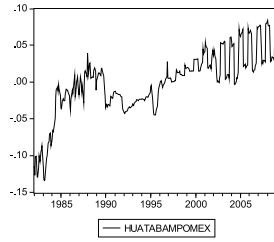
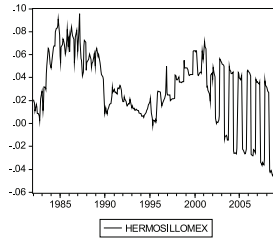
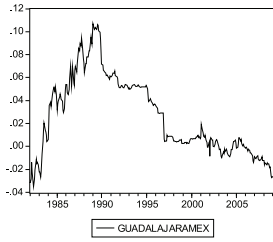
En la gráfica 1 y 2 se presentan los precios relativos de las 34 ciudades de México². Todas las ciudades muestran fuertes movimientos de sus precios relativos y cierta divagación, con la posibilidad de una tendencia estocástica que se puede detectar con las pruebas de raíz unitaria.

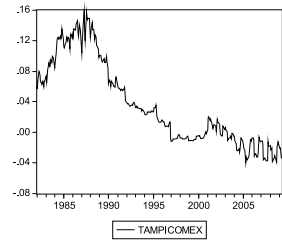
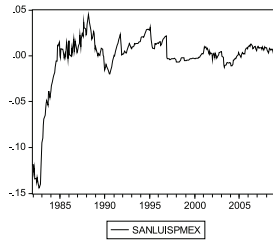
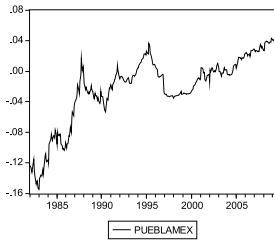
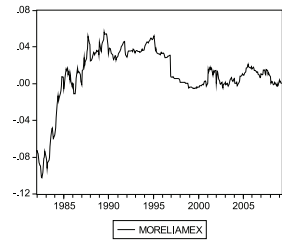
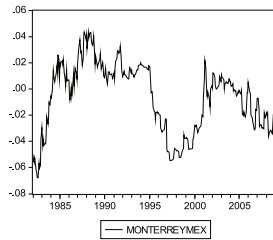
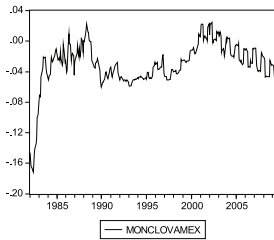
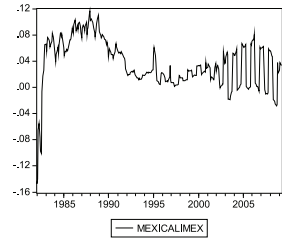
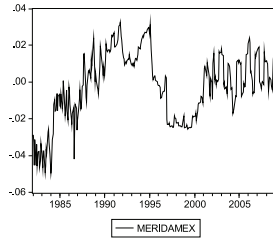
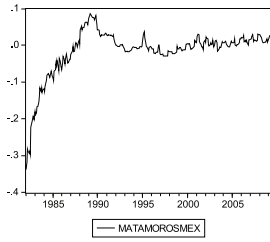
Gráfica 2

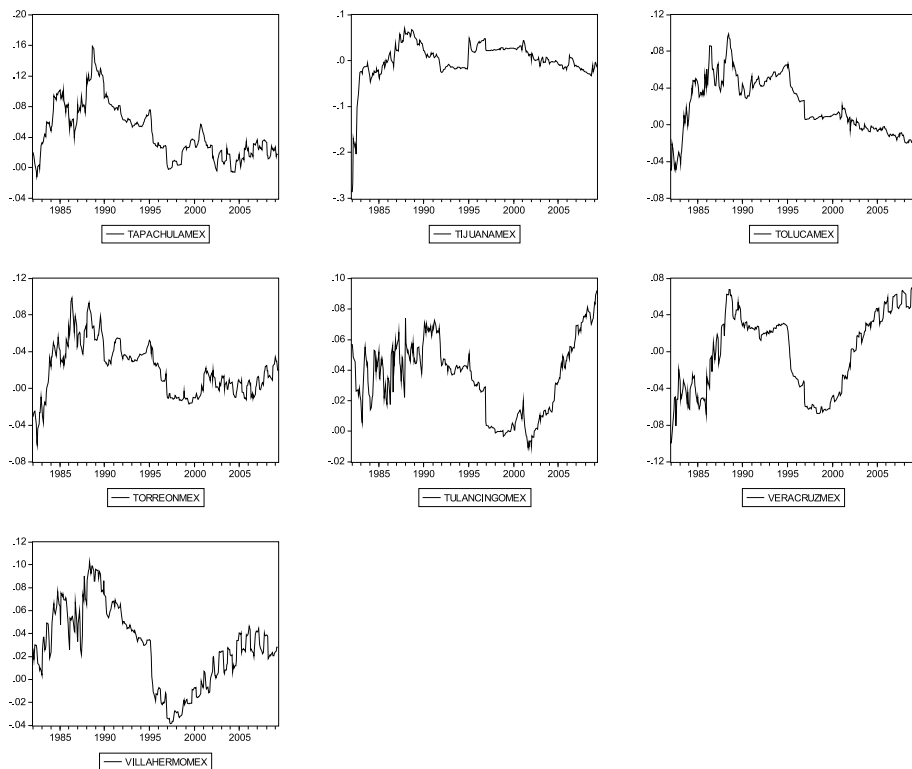
Precios relativos de las 34 ciudades de México



² La definición de cada una de las variables graficadas se encuentra en el cuadro A.1 del anexo.







En el cuadro 1 se presenta la estadística descriptiva de los precios relativos de las 34 ciudades de México. Las 2 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 2 ciudades que presentan una inflación promedio mayor.

En el cuadro 2 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 la teoría de la PPC absoluta intranacional no es rechazada con los datos analizados. Estos resultados coinciden con el trabajo de Sonora (2005) para las mismas ciudades para el periodo 1982-2000.

Cuadro 1

Estadística descriptiva

Precio relativo de las ciudades (área geográfica)*	Media	Valor mínimo	Valor máximo
ACAPULCOMEX (A)	0.002	-0.095	0.040
AGUASCAMEX (C)	-0.008	-0.149	0.040
CHETUMEX (C)	0.043	-0.029	0.139
CHIHUAMEX (C)	0.006	-0.116	0.097
COLIMAMEX (C)	0.006	-0.103	0.082
CORDOBAMEX (C)	0.027	-0.040	0.146
CORTAZARMEX (C)	-0.006	-0.095	0.026
CULIACANMEX (C)	0.018	-0.070	0.068
FRESNILLOMEX (C)	0.041	-0.024	0.153
GUADALAJARAME (B)	0.025	-0.035	0.107
HERMOSILLOMEX (B)	0.030	-0.046	0.096
HUATABAMPO ME (B)	-0.000	-0.134	0.084
IGUALAMEX (C)	0.027	-0.060	0.148
JACONAMEX (C)	0.032	-0.059	0.093
JIMENEZMEX (C)	0.022	-0.085	0.123
JUAREZMEX (A)	-0.004	-0.242	0.096
LAPAZMEX (A)	-0.061	-0.447	0.039
LEONMEX (C)	0.021	-0.077	0.084
MATAMOROSMEX (A)	-0.015	-0.338	0.086
MERIDAMEX (C)	-0.002	-0.050	0.033
MEXICALIMEX (A)	0.036	-0.147	0.117
MONCLOVAMEX (C)	-0.030	-0.172	0.024
MONTERREYMEX (B)	-0.006	-0.068	0.043
MORELIAMEX (C)	0.009	-0.103	0.056
PUEBLAMEX (C)	-0.023	-0.155	0.043
SANLUISPMEX (C)	-0.002	-0.144	0.045
TAMPICOMEX (B)	0.035	-0.040	0.158
TAPACHULAMEX (C)	0.046	-0.012	0.159
TIJUANAMEX (A)	0.001	-0.286	0.071
TOLUCAMEX (C)	0.020	-0.050	0.099
TORREONMEX (C)	0.020	-0.062	0.099
TULANCINGOMEX (C)	0.035	-0.011	0.092
VERACRUZMEX (C)	-0.000	-0.100	0.075
VILLAHERMOMEX (C)	0.028	-0.039	0.103
PROMEDIO	0.011	-0.108	0.087

Fuente: elaboración propia en base a los precios de las 34 ciudades tomados del Banco de México.

* 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.

Cuadro 2

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 Tratado de Libre Comercio de América del Norte (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 indicarían que el tipo de cambio real de las ciudades es estacionario y las posibles desviaciones no son permanentes sino transitorias, por lo que la teoría de la PPC absoluta 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 el cumplimiento de la PPC que para el sector económico 3 (servicios), considerando a los primeros dos como sectores de bienes comerciables, mientras que el tercero como sector de bienes no comerciable.

Cuadro 3

Resultados de las pruebas de datos panel para el sector económico 1

Prueba de raíz unitaria*	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.

* 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 PPC absoluta intranacional.

Tal como se esperaba, los resultados indican que todas las pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria para el sector económico 1 (cuadro 3).

Cuadro 4

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.

Los resultados para el sector económico 2 también confirman los resultados que se esperaban, considerándolo como un sector de bienes comerciables. Las tres pruebas la rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria e indican que no se refuta la teoría de la PPC absoluta intranacional para estos dos sectores económicos (cuadro 4).

Cuadro 5

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 5). Se esperaba que en especial este sector tuviera raíz unitaria por ser el sector no comercial (sector servicios). Esto podría explicarse, por un lado, porque algunos de los servicios hoy en día también son comerciables, y por el otro, por el establecimiento (por el gobierno) de los precios de los insumos (como los combustibles) a nivel nacional para el caso del transporte (público y por cuenta propia). 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 A.6).

5. Conclusiones

En este artículo se analiza la convergencia de precios de las 34 ciudades más importantes de México y se toma como ciudad numeraria, México D. F. Haciendo uso de las pruebas de raíz unitaria con datos panel, los resultados muestran que las tres pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, indicando que la teoría de la PPC absoluta intranacional no es rechazada con los datos analizados, lo cual implica que las desviaciones de los precios de las ciudades respecto a la ciudad numeraria son transitorias y tienden a regresar a su valor medio o de equilibrio, reflejándose en una integración de los mercados y una convergencia de precios en el largo plazo. Los mismos resultados se mantienen cuando se divide la muestra para antes y después de la liberalización financiera y del TLCAN, así como también, en el análisis por sector económico.

Referencias

- 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.
- Cecchetti, S., Mark, N. y Sonora, R. (2002), "Price Index Convergence Among United Status 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.
- 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.
- 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. (1986), "Purchasing Power Parity" in *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Eds: John Eatwell, Murray Milgate, and Peter Newman. London: MacMillan; New York: Stockton Press.
- 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.
- González, M. y F. Rivadeneyra (2004), "La Ley de un Solo Precio en México: un Análisis Empírico", *Gaceta de Economía*, ITAM, 19, 91-115.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Morshed, A. K. M., Ahn, S. K. and 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.
- 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.
- Oh, Y. y K. Han (2009), "Purchasing Power Parity in Korean City Panels with Disaggregate Price Indices", *Applied Economics Letters*, 16, 45-49.
- 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.

Anexo 1

Cuadro A.1

Definición de las variables graficadas

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

Cuadro A.2

Resultados de las pruebas de datos panel (1982-1989)

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 (1990-2009)

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

Estructura del Gasto de los Hogares en México 1963-2000

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

Fuente: Banco de México (2002).