

# *Cambio estructural y convergencia de precios entre las principales ciudades de México<sup>1</sup>*

MARIO GÓMEZ AGUIRRE<sup>2</sup>  
JOSÉ CARLOS RODRÍGUEZ CHÁVEZ<sup>3</sup>

- **Resumen:** En este artículo se realiza un análisis de convergencia de precios para 34 ciudades de México respecto a la Ciudad de México. Se utiliza la metodología de la prueba de raíz unitaria en datos panel que incorpora hasta dos cambios estructurales de Im *et al.* (2005). Los resultados no rechazan la paridad de precios relativa intranacional para las 34 ciudades, tanto para el nivel general de precios como para los precios de los 7 mercados específicos a nivel panel. Esto indica que los precios de las ciudades están fuertemente relacionados y que existe una convergencia de precios en el largo plazo respecto a la Ciudad de México.
- **Abstract:** This paper analyzes price convergence of 34 cities in relation to Mexico City. We use panel data unit root test with structural changes methodology proposed by Im *et al.* (2005). The results do not reject the intranational relative price parity for 34 cities, both to the general price level and the prices of seven specific markets at panel level. The results suggest that prices in cities are strongly related and there is a long-run convergence prices in relation to Mexico City.
- **Palabras clave:** precios relativos, cambio estructural y convergencia.
- **Clasificación JEL:** E30, C23 y R10.
- Recepción: 16/06/2011 Aceptación: 28/05/2012

## ■ *Introducción*

La Paridad del Poder de Compra (PPC), en su versión absoluta, señala que el tipo de cambio real entre 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. Cassel (1918, p. 413) señala

---

<sup>1</sup> Se agradecen los comentarios del comité dictaminador.

<sup>2</sup> Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. E-mail: gomez\_ininee@hotmail.com.

<sup>3</sup> Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. E-mail: jrodriguez@umich.mx.

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”.

Es una teoría que se basa sobre la ley del único precio y señala que, dado 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 años recientes, el análisis de la convergencia de precios a nivel intranacional ha cobrado relevancia. 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). Una única política monetaria puede no ser adecuada cuando persisten estas diferencias en las regiones o en las ciudades de un mismo país.

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 en el interior de un mismo país que entre países, lo 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, 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 esta investigación se tiene como objetivo aplicar una prueba de raíz unitaria en datos panel para probar la convergencia de precios relativos intranacional entre ciudades y mercados específicos para el caso de México, incluyendo cambios estructurales (1982-2009).

Este artículo se encuentra estructurado en cinco secciones: 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 analiza la prueba de raíz unitaria con datos panel con cambio estructural; en la cuarta sección se presentan los resultados estimados y, finalmente, se concluye.

## ■ Revisión bibliográfica

En el caso de la PPC internacional, el efecto frontera (*border effect*) es un conjunto de factores (las barreras al comercio, impuestos diferentes, gustos y demandas diferentes y fluctuaciones del tipo de cambio, entre otros) que impiden una integración completa de los mercados y, por lo tanto, el cumplimiento de la PPC (Ceglowski, 2003).

A nivel intranacional se debería esperar una mayor integración de los mercados. Algunos de los trabajos sobre este tema se revisan a continuación. Engel y Rogers (1994) examinan datos de 14 categorías de índices de precios al consumo desagregado para 23 ciudades en 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 sin cambio estructural. 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 comerciados y en 2 de 5 bienes no comerciados.

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.

#### ■ *Modelos econométricos*

En este artículo, para probar la estacionariedad de los precios relativos, se aplica una prueba de raíz unitaria en datos panel que toma en cuenta la presencia de cambios estructurales en el nivel. El rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria puede dar evidencia a favor de la convergencia de precios en el largo plazo, lo cual significa que las desviaciones 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 los precios relativos de las ciudades, esto implica que los *shocks* son permanentes y no tiende a regresar a su valor medio o de equilibrio de largo plazo y, por lo tanto, no habría convergencia de precios de las ciudades respecto al Distrito Federal.

#### *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,  $AR(1)$ :

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

$$(2) \quad \sum_{i=1}^n e_i^2 / (n - k) = \sigma^2$$

donde, para la ecuación (1),  $Y_t$  es 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 deben esperar las mismas respuestas marginales de un cambio en un instrumento de política ante regímenes de política distintos.

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, encuentran 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 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. Esta misma metodología es extendida a datos panel en Im *et al.* (2005), que permite aumentar la potencia de la prueba y, además, el cambio estructural en el nivel también es incluido tanto en la hipótesis nula como en la alternativa.

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 Im *et al.* (2005) que se describe a continuación.

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

Para probar la estacionariedad de los precios relativos ( $q_t$ ) se considera el modelo siguiente:

$$(3) \quad \Delta q_{it} = \gamma_{2i} + \delta_i \Delta D_{it} + \beta_i \tilde{S}_{i,t-1} + \sum_{j=i}^{k_i} \rho_{ij} \Delta \tilde{S}_{i,t-j} + u_{it}$$

donde  $t = 1, 2, \dots, T$  indica el periodo,  $i = 1, 2, \dots, N$  representa la sección cruzada de los precios relativos de las ciudades y  $\tilde{S}_{i,t-1} = q_{i,t-1} - \tilde{\gamma}_{2i}(t-1) - \tilde{\delta}_i D_{i,t-1}$ . Los estimadores  $\tilde{\gamma}_{2i}$  y  $\tilde{\delta}_i$  son obtenidos de la regresión  $\Delta q_{it} = \gamma_{2i} + \delta_i \Delta D_{it} + e_{it}$ , a través del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La variable *dummy*  $D_{it} = 1$  si  $t \leq T_{Bi}$  y  $D_{it} = 0$  de otra forma. La prueba para la hipótesis nula de raíz unitaria se basa sobre el parámetro  $\beta_i$  en la regresión (3) y se considera que  $u_{it}$  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.

Una característica importante del modelo es que permite cambios estructurales en el nivel tanto en la hipótesis nula como en la hipótesis alternativa. La hipótesis nula y la hipótesis alternativa en el panel son dadas por  $H_0: \beta_i = 0$ , que implica raíz unitaria para todas las variables, y  $H_1: \beta_i < 1$ , que implica la no existencia de raíz unitaria en una o más de las variables. El *test* estadístico del panel LM de raíz unitaria se obtiene del promedio óptimo de los resultados individuales estimados de la forma siguiente:

$$\bar{t}_{LM,NT}^{\beta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{LM,IT}^{\beta}$$

El panel LM estandarizado es construido por  $E(\tau_{LM,T})$  y  $V(\tau_{LM,T})$  que denotan el valor esperado y la varianza del estadístico LM, respectivamente y, por lo tanto, su

valor estandarizado es  $\Gamma_{LM}^\beta = \frac{\sqrt{N} \left[ \bar{t}_{LM,NT}^\beta - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E(\tau_{LM,T}) \right]}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N V(\tau_{LM,T})}}$ . En Im *et al.* (2005) se deri-

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

#### ■ *Convergencia de precios relativos en México de 1982 a 2009*

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

$$(5) \quad q_t = p_{i,t} - p_{0,t}$$

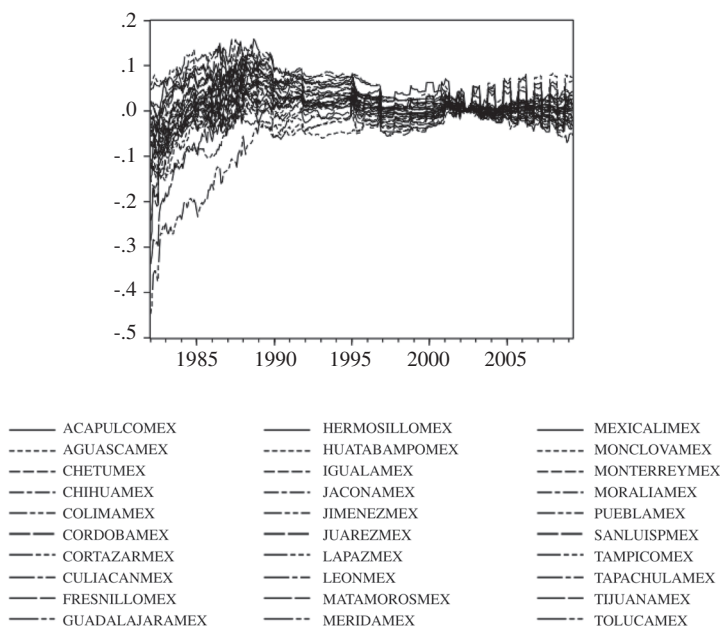
donde  $p_{i,t} = \ln(P_{i,t})$  es el logaritmo natural de IPC ( $P_{i,t}$ ) de la ciudad  $i$  y  $p_{0,t} = \ln(P_{0,t})$  es el logaritmo natural del IPC ( $P_{0,t}$ ) de la ciudad numeraria, México D.F.  $q_t$  mide la diferencia porcentual entre el precio de la ciudad  $i$  y la ciudad numeraria. La paridad absoluta del precio 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 intranacional de precios. 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 México.<sup>4</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. 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.

<sup>4</sup> 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.

Cuadro 1  
Estadística descriptiva

Precio relativo de las ciudades (área geográfica)*	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
CORTÁZARMEX (C)	-0.006	-0.095	0.026
MONTERREYMEX (B)	-0.006	-0.068	0.043
JUÁREZMEX (A)	-0.004	-0.242	0.096
MÉRIDAMEX (C)	-0.002	-0.05	0.033
SANLUISPMEX (C)	-0.002	-0.144	0.045
HUATABAMPOME (B)	0	-0.134	0.084

\* 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.

Precio relativo de las ciudades (área geográfica)	Media	Valor mínimo	Valor máximo
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
CULIACÁNMEX (C)	0.018	-0.07	0.068
TOLUCAMEX (C)	0.02	-0.05	0.099
TORREÓNMEX (C)	0.02	-0.062	0.099
LEÓNMEX (C)	0.021	-0.077	0.084
JIMÉNEZMEX (C)	0.022	-0.085	0.123
GUADALAJARAME (B)	0.025	-0.035	0.107
CÓRDOBAMEX (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
<b>PROMEDIO</b>	<b>0.011</b>	<b>-0.108</b>	<b>0.087</b>

Fuente: Elaboración propia.

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

En esta parte del artículo se presentan los resultados de la pruebas de raíz unitaria en datos panel con cambio estructural en el nivel, considerando el nivel general de precios por ciudad. Es importante comentar que se decidió trabajar con datos anuales en lugar de mensuales, para facilitar la aplicación de la prueba de raíz unitaria en panel con cambios estructurales de nivel. En general, en el cuadro 2 se observa cómo se van mejorando los resultados, estadísticamente, en la medida que se van incorporando los cambios estructurales. Con dos cambios estructurales, los resultados indican el cumplimiento de la paridad relativa intranacional de precios.

El cumplimiento de la paridad relativa intranacional implica que los mercados internos analizados de las ciudades, tomando en cuenta los precios relativos a nivel general, están integrados en algún grado con el de 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 indica que los precios de

Cuadro 2  
Resultados de la prueba LM Panel con índice de precios general

Variables	Estadístico LM <sup>1</sup>	Estadístico LM (un cambio estructural)	Estadístico LM (dos cambios estructurales)
PANEL 1 <sup>2</sup>	2.191	-19.300***	-35.145***
PANEL 2 <sup>3</sup>	-4.104***	-18.069***	-38.914***

<sup>1</sup> Los cálculos de las pruebas de raíz unitaria con datos panel que permiten cambios estructurales de nivel se realizaron en el programa *GAUSS 8.0*.

<sup>2</sup> En el PANEL 1 se incluyen: ACAPULCOMEX, AGUASCALIENTESME, CHETUMALMEX, CHIHUAHUAMEX, COLIMAMEX, CÓRDOBAMEX, CORTÁZARMEX, CULIACÁNMEX, FRESNILLMEX, GUADALAJARAMEX, HERMOSILLOMEX, HUATABAMPOMEX, IGUALAMEX, JACONAMEX, JIMÉNEZMEX, JUÁREZMEX, LAPAZMEX, LEÓNMEX, MATAMOROSMEX Y MÉRIDAMEX.

<sup>3</sup> En el PANEL 2 se incluyen: MEXICALIMEX, MONCLOVAMEX, MONTERREYMEX, MORELIAMEX, PUEBLAMEX, SNLUIPOTOSI, TAMPICOMEX, TAPACHULAMEX, TIJUANAMEX, TOLUCAMEX, TORREÓNMEX, TULANCNGOMEX, VERACRUZMEX Y VILLAHERMOMEX.

Nota: 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 1%, 5% y 10%, respectivamente.

las ciudades nos son exactamente iguales, pero sí están fuertemente relacionados unos con otros. Esto indica que los niveles de precios tienden a converger, que los salarios y las tasas de interés reales no son diferentes en el interior del país con las ciudades analizadas.

### *Resultados en mercados específicos*

El análisis de los precios relativos de la ciudades, que se realizó en la sección anterior para las 34 ciudades, ahora en esta sección se hará para siete tipos de 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 3.

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 4), mientras que la proporción del gasto que se destina a vivienda, salud y cuidado personal, transporte, educación y esparcimiento ha ido aumentando (cuadro 3). Es de esperarse que en el gasto de los hogares influyan variables como la cultura, los gustos, las preferencias, los precios relativos, los bienes públicos y que, de acuerdo con el cuadro 4, 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 3**  
**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).

**Cuadro 4**  
**Comparación Internacional de estructura del Gasto de los Hogares**

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

Fuente: Banco de México (2002).

Los resultados de la prueba de raíz unitaria con datos panel y cambio estructural en el nivel se muestran en el cuadro 5. En general, de igual forma que en el caso anterior, los resultados mejoran en la medida que se toma en cuenta la presencia de cambios estructurales en la prueba 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.

**Cuadro 5**  
**Resultados de la prueba LM Panel por tipo de mercado**

Variabes	Mercado	Estadístico (LM <sup>1</sup> )	Estadístico LM (un cambio estructural)	Estadístico LM (dos cambios estructurales)
PANEL 1	Alimento, bebidas y tabaco	-4.059***	-18.502***	-31.940***
PANEL 2	Alimento, bebidas y tabaco	-2.806***	-16.711***	-33.734***
PANEL 1	Ropa, calzado y accesorios	-1.962**	-18.541***	-35.846***
PANEL 2	Ropa, calzado y accesorios	-2.853***	21.438***	-38.790***
PANEL 1	Vivienda	1.764	-20.266***	-42.805***
PANEL 2	Vivienda	3.402	-21.941***	-46.284***
PANEL 1	Muebles, aparatos y accesorios	-1.194	-17.134***	-36.661***
PANEL 2	Muebles, aparatos y accesorios	-0.563	-17.339***	-41.355***
PANEL 1	Salud y cuidado personal	-0.181	-13.824***	-29.034***
PANEL 2	Salud y cuidado personal	-4.138***	-18.605***	-35.417***
PANEL 1	Transporte	-2.477***	-18.516***	-29.638***
PANEL 2	Transporte	-3.882***	-17.041***	-33.455***
PANEL 1	Educación y esparcimiento	-4.516***	-18.308***	-35.836***
PANEL 2	Educación y esparcimiento	-3.626***	-19.329***	-36.271***

<sup>1</sup> Los cálculos de las pruebas de raíz unitaria con datos panel que permiten cambios estructurales de nivel se realizaron en el programa *GAUSS 8.0*.

Nota: 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 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

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 ese nivel en el largo plazo. La paridad relativa indica que los precios de las ciudades no son exactamente iguales, pero sí están fuertemente relacionados unos con otros. Esto implica que no existe una desviación persistente de los precios relativos de las ciudades analizadas, que puedan conducir a diferencias en las tasas de interés y salarios reales dentro del país, por lo que una única política podría ser adecuada con las ciudades analizadas.

## ■ Conclusiones

En este artículo se ha realizado el análisis de convergencia de precios para 34 ciudades respecto al Distrito Federal. A nivel intranacional se esperaba una mayor integración de los mercados y una más rápida convergencia de precios. Para probar lo anterior se aplicó una prueba de raíz unitaria en datos panel con cambio estructural en el nivel. Los

resultados no rechazan la paridad relativa intranacional de precios para las 34 ciudades utilizando el índice general de precios, ni para los precios de los 7 mercados específicos a nivel panel, indicando que las ciudades están integradas y que los precios están fuertemente relacionados aunque no sean exactamente iguales.

Estos resultados confirman que existe una convergencia de precios a largo plazo de las 34 ciudades analizadas respecto al Distrito Federal, cuando se utiliza el índice general de precios y el de mercados específicos, incluyendo cambios estructurales en el nivel. 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 en el interior de un país, debido a que 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).

Los resultados de esta investigación muestran que no existe una desviación persistente de los precios relativos de las ciudades analizadas, que puedan conducir a diferencias en las tasas de interés y salarios reales dentro del país, por lo que una única política podría ser adecuada con las ciudades analizadas. 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.

## Anexo

Cuadro A.1  
Definición de las variables graficadas

Variable	Significado
ACAPULCOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Acapulco
AGUASCAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Aguascalientes
CHETUMEX	Precio relativo de la Ciudad de Chetumal
CHIHUAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Chihuahua
COLIMAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Colima
CÓRDOBAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Córdoba
CORTÁZARMEX	Precio relativo de la Ciudad de Cortázar
CULIACÁNMEX	Precio relativo de la Ciudad de Culiacán
FRESNILLOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Fresnillo
GUADALAJARAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Guadalajara
HERMOSILLOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Hermosillo
HUATABAMPOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Huatabampo
IGUALAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Iguala
JACONAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Jacona
JIMÉNEZMEX	Precio relativo de la Ciudad Jiménez
JUÁREZMEX	Precio relativo de Ciudad Juárez

Variable	Significado
LAPAZMEX	Precio relativo de la Ciudad de La Paz
LEÓN MEX	Precio relativo de la Ciudad de León
MATAMOROSMEX	Precio relativo de la Ciudad de Matamoros
MÉRIDA MEX	Precio relativo de la Ciudad de Mérida
MEXICALIMEX	Precio relativo de la Ciudad de Mexicali
MONCLOVAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Monclova
MONTERREYMEX	Precio relativo de la Ciudad de Monterrey
MORELIAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Morelia
PUEBLAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Puebla
SANLUISMEX	Precio relativo de la Ciudad de San Luis Potosí
TAMPICOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Tampico
TAPACHULAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Tapachula
TIJUANAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Tijuana
TOLUCAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Toluca
TORREÓN MEX	Precio relativo de la Ciudad de Torreón
TULANCINGOMEX	Precio relativo de la Ciudad de Tulancingo
VERACRUZMEX	Precio relativo de la Ciudad de Veracruz
VILLAHERMOSAMEX	Precio relativo de la Ciudad de Villahermosa

Fuente: Elaboración propia.

## ■ Bibliografía

- 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>.
- Banco de México (2002). "Metodología para el Cambio de Base del INPC", <http://www.banxico.org.mx/polmoneinflacion/estadisticas/indicesPrecios/indicesPrecios-Consumidor.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>
- 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.
- 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.
- Chritiano, L. (1992). "Searching for a break in GNP," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 237-50.
- Crucini, M. J., C. Telmer y M Zachariadis (2005). "Understanding European Real Exchange Rate", *The American Economic Review*, 95 (3), 724-738.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- (1981). "Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- 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.
- González, M. y F. Rivadeneyra (2004). "La Ley de un Sólo Precio en México: un Análisis Empírico", *Gaceta de Economía*, ITAM, 19, 91-115.
- Gujarati, D. (2004). *Econometría*, Cuarta Edición, Mcgraw-Hill, México.
- 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.
- 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.



- 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.
- 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. e 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.
- Nagayasu, J. (2010). "Regional Inflation (Price) Behaviors: Heterogeneity and Convergence", *MPRA Paper 25430*, University Library of Munich, Germany, 1-32.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.