

# CONVERGENCIA DE LOS PRECIOS LOCALES EN MÉXICO: UN ENFOQUE DE PRUEBAS ENTRE PARES

## CONVERGENCE OF LOCAL PRICES IN MEXICO: A PAIRWISE APPROACH

**Domingo Rodríguez Benavides**

*Universidad Autónoma Metropolitana - Azcapotzalco*

**Abigail Rodríguez Nava**

*Universidad Autónoma Metropolitana - Xochimilco*

*Resumen:* Se analiza la convergencia de los niveles de precios locales en México a través de un enfoque de pares. Para ello se aplican pruebas de raíces unitarias a los precios relativos de todas las posibles combinaciones de ciudades de diferentes bienes y servicios. Una de las principales virtudes de este enfoque es que no requiere elegir una ciudad de referencia o promedio, como base de los niveles de precios relativos, para el análisis de la estacionariedad. El enfoque se aplica a series mensuales de los índices generales y desagregados de una muestra de precios de bienes y servicios en el periodo 1982-2016. Los resultados permiten rechazar la hipótesis nula de no convergencia entre los precios relativos para la mayoría de los bienes y servicios analizados de las ciudades consideradas, no obstante, la convergencia es hasta cierto punto limitada.

*Abstract:* We analyze the convergence of local price levels in Mexico through a pairwise approach. For this purpose, we apply unit root tests to the relative prices of all possible combinations of cities and different goods and services. One of the main advantages of this approach is that a city of reference is not chosen as the basis for relative price levels in the analysis of stationarity. The approach is applied to monthly series of general and disaggregated indexes of a sample of prices of goods and services in the period 1982-2016. The results allow to reject the null hypothesis of non-convergence between the relative prices for most of the analyzed goods and services of the cities considered, although the convergence is to some extent limited.

*Clasificación JEL/JEL Classification:* C22, C23, E31

*Palabras clave/keywords:* índices de precios locales de México; convergencia; pruebas de raíz unitaria; local price indexes in Mexico; convergence; unit-root tests; pairwise approach; bootstrap

*Fecha de recepción:* 18 IV 2018

*Fecha de aceptación:* 26 X 2018

*Estudios Económicos, vol. 34, núm. 2, julio-diciembre 2019, páginas 309-332*

## 1. Introducción

Desde que Gustavo Cassel (1918) postuló la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPP) que vincula los tipos de cambio con los precios, la PPP sigue siendo un referente teórico importante en el campo de la economía internacional. Además de las implicaciones en el ámbito internacional, la PPP sugiere la igualación de precios o de la inflación, al interior de los países, inclusive de regiones geográficas que conforman alguna unión monetaria en la que prevalece una moneda común.

Si la paridad del poder adquisitivo (PPP) o la ley de un solo precio se cumple al interior de un país, o bien si hay convergencia a nivel de índices de precios dentro de un país o unión monetaria, es un tema que ha propiciado un gran interés para muchos economistas. No obstante, también se han brindado diversas razones por las que es posible que no se cumpla la PPP, las cuales van desde diversos motivos clásicos como es la presencia de barreras comerciales (véase, por ejemplo, Dumas, 1992), pasando por diferencias de productividad entre regiones que pueden propiciar heterogeneidad en los precios regionales (conocido como el efecto Balassa-Samuelson, Balassa, 1964), hasta consideraciones sobre la composición heterogénea de los bienes, así como la ponderación que se les asigna para ser incorporados en la cesta empleada para calcular los índices de precios agregados, Rogoff (1996).

La convergencia de precios intranacional es relevante ya que, si las desviaciones de los precios relativos son persistentes, pueden propiciar diferentes tasas de interés real y salarios reales distintos a nivel regional (Gómez y Rodríguez, 2013). Además de que, en presencia de diferencias en estas variables, una política monetaria única puede no ser la más conveniente.

En la literatura sobre el tema se han brindado diferentes definiciones sobre la PPP. De acuerdo con la definición que se someta a prueba será la especificación del término determinista que se incorpora en la prueba de raíz unitaria para el contraste de este principio, por ejemplo, si se pretende probar la versión débil no se incorpora ningún término de esta índole en la ecuación de prueba, mientras que, si lo que se desea es probar la versión fuerte, se incluye una constante y si se incorporan una constante y una tendencia lineal lo que se verifica es el efecto Balassa-Samuelson. En este trabajo sometemos a prueba la versión fuerte de la PPP para una muestra de bienes y servicios a nivel de ciudades para México.

En dicho contexto se investiga la convergencia de los niveles de precios locales en México a través de un enfoque de pares. Para tal

fin aplicamos pruebas de raíces unitarias a los niveles de precios relativos entre todas las posibles combinaciones de ciudades de diferentes bienes seleccionados. Una de las principales virtudes de este enfoque es que no se elige una ciudad de referencia como base de los niveles de precios relativos para el análisis de la estacionariedad o de algún promedio al cual los niveles de precios de todas las ciudades tienen necesariamente que converger. El enfoque es aplicado a series mensuales de los índices generales y desagregados de precios al consumidor (IPC) en el periodo 1982-2016. Una de las principales ventajas de esta prueba, propuesta por Pesaran (2007) y Pesaran *et al.* (2009), es que al calcular la fracción de pares cuyos índices de precios convergen para cada bien y servicio considerado permite tener una idea del grado o magnitud de la convergencia para cada uno de ellos.

Otra de las innovaciones del estudio es que analizamos el cumplimiento de la ley de un solo precio con una muestra de los índices de precios de distintos bienes y servicios, de los cuales algunos son los suficientemente homogéneos y otros no. De igual forma, algunos de ellos se pueden clasificar como transables y no transables. De esta manera, se considera que es más apropiado probar la ley de un solo precio con índices de bienes específicos, en lugar de índices agregados de distintos segmentos, como se realiza en algunos trabajos, ya que no hay razón válida para suponer que una variedad de bienes o servicios diferentes muestren el mismo proceso de convergencia.

## 2. Revisión de los trabajos empíricos sobre el tema

Una de las metodologías frecuentemente empleada para probar la ley de un solo precio han sido las pruebas de raíces unitarias en panel. Quienes han recurrido a ellas sostienen que las pruebas de raíces unitarias en panel poseen mayor potencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria que las pruebas de raíz unitaria univariadas. En esta línea se encuentran los trabajos de Cecchetti, Mark y Sonora (2002), Sonora (2008 y 2009) y Yazgan y Yilmazkuday (2011), quienes aplican pruebas de raíces unitarias en panel a los índices de precios relativos de las principales ciudades de Estados Unidos. La mayoría de estos trabajos encuentran evidencia que tiende a soportar la PPP en este país. Carrión, del Barrio, López (2004) brindan evidencia sobre la PPP para 50 ciudades de España y encuentran que la PPP se cumple al nivel de índices de precios de dicho país. Esaka (2003) y Nagayasu e Inakura (2009) examinan la convergencia en los niveles de precios de Japón a través de estas pruebas, sus resultados muestran convergencia

en los índices de precios general y desagregados para una diversidad de bienes, sin embargo, observan una tasa de convergencia diferente entre los bienes y servicios, lo cual sugiere la presencia de costos de transacción entre las ciudades. Ikeno (2014a) mediante el enfoque de pares propuesto por Pesaran (2007) y Pesaran *et al.* (2009) corrobora los resultados para Japón y brinda evidencia sobre la magnitud de la convergencia de los precios de los bienes y servicios por él analizados. Por su parte, Góes y Matheson (2015) examinan la integración de los mercados de Brasil a través de la ley de un solo precio, sus resultados muestran el cumplimiento de esta ley para la mayoría de los bienes transables, en contraposición con lo que ocurre para los no transables.

Otros trabajos también han considerado el enfoque de pares para analizar la convergencia de un bien en particular. Por ejemplo, Holmes, Otero y Panagiotidis (2011) examinan la convergencia de los precios de la vivienda a largo plazo en Estados Unidos, sus resultados muestran evidencia a favor de la convergencia y concluyen que la velocidad de ajuste hacia el equilibrio a largo plazo está inversamente relacionada con la distancia. Abbott y de Vita (2013) someten a prueba la convergencia estocástica en los índices de precios regionales de las casas del Reino Unido a través de este enfoque, su principal resultado es que no encuentran evidencia de convergencia de largo plazo en estos precios o de una relación de equilibrio en torno de la cual tiendan a gravitar.

En el caso de México, González y Rivadeneyra (2004) analizan el grado del cumplimiento de la PPP para distintos tipos de bienes con base en la metodología de cointegración de Engle y Granger (1987). Argumentan que, barreras al comercio, tipo de cambio e índices asimétricos, generan un lento ajuste al nivel de equilibrio y encuentran un alto grado de cumplimiento de la PPP para bienes comerciables como frutas y verduras y alimentos en general, pero para los servicios la PPP no se cumple.

Sonora (2005) y Vargas (2008) a través de pruebas de raíces unitarias en panel brindan evidencia a favor de la PPP a nivel de ciudades para México. Los resultados de Sonora (2005) muestran evidencia de que los precios relativos para 35 ciudades de México son estacionarios y que tanto la demanda regional como la homogeneidad de la oferta implican fuerte evidencia para la PPP dentro de regiones, no obstante, argumenta que la evidencia de convergencia de precios regional no garantiza una mayor convergencia, ya que sus estimaciones de la vida media son de alrededor de 2.5 años. Mientras que los resultados obtenidos por Vargas (2008) le permiten concluir que hay evidencia de la paridad del poder adquisitivo en las 16 ciudades me-

xicanas para todos los mercados con excepción del mercado de ropa y calzado y evidencia mixta para el de alimentos y bebidas.

Rodríguez, Hernández y López (2015) examinan la hipótesis de convergencia de precios intranacional para 15 ciudades de México con respecto a la ciudad líder, el Distrito Federal. Con tal fin ellos aplican pruebas de estacionariedad en panel, propuesta por Carrion-i-Silvestre, del Barrio y López (2005), al diferencial de precios relativos y encuentran evidencia de la hipótesis de convergencia de precios. Además, emplean pruebas de cointegración en panel entre los índices de precios de las ciudades y el índice de precios del Distrito Federal, sus resultados revelan que éstos poseen una raíz unitaria, se encuentran cointegrados y que el valor estimado de la pendiente para el panel en su conjunto es prácticamente igual a la unidad, lo cual confirma los resultados anteriores.

Otros trabajos han probado la ley de un solo precio mediante pruebas de raíces unitarias en panel con cambio estructural. Huang, Liu y Yeh (2010) prueban la hipótesis de convergencia en los índices de precios al consumidor de Estados Unidos con base en las pruebas LM de Im, Lee y Tieslau (2005) y de Bai y Carrion-i-Silvestre (2009). Ambas pruebas toman en cuenta la presencia de rupturas estructurales, pero la segunda considera, además, la posibilidad de dependencia de sección cruzada entre las unidades, sus resultados ofrecen evidencia que tiende a soportar la hipótesis de convergencia en los precios de las ciudades de Estados Unidos.

Recientemente otra vertiente de trabajos ha empleado la prueba no paramétrica de convergencia propuesta por Phillips y Sul (2007) para probar la ley de un solo precio. Entre los que han empleado esta metodología se encuentra Nagayasu (2011), quien aplica la prueba a los índices de precios regionales de Japón, sus resultados no muestran evidencia de convergencia de precios en todo el grupo de regiones, aunque hay cierta evidencia de convergencia en subgrupos que sugiere la existencia de inflación regional diversificada dentro de una unión monetaria. Ikeno (2014b) confirma estos resultados también para el caso de Japón. Otros trabajos estudian la presencia de convergencia para el precio de un bien particular, con esta metodología. Por ejemplo, Kim y Rous (2012) investigan si hay convergencia en los precios de las casas en Estados Unidos a nivel de estados y aéreas metropolitanas encontrando poca evidencia de convergencia global, no obstante, también brindan evidencia de ciertos clubs de convergencia, los cuales son determinados tanto por la regulación de la oferta como por el clima. Por otro lado, Apergis y Payne (2012) examinan la convergencia de los mismos precios en Estados Unidos con la

misma técnica, sus resultados indican la presencia de tres clubes de convergencia.

Adicionalmente, Nagayasu (2017) analiza la inflación regional en Japón, particularmente se enfoca en la localización geográfica de las regiones y la productividad con el fin de probar el efecto Balassa-Samuelson como una explicación de la dinámica de la inflación regional. Para tal fin, se basa en un modelo espacial que le permite confirmar que, a pesar de tratarse de un país relativamente pequeño en términos de área terrestre, tanto la locación espacial como la productividad son determinantes importantes de la inflación regional.

### 3. Metodología econométrica

El logaritmo del nivel de precios relativos en la ciudad  $i$  con respecto a la ciudad  $j$  en el periodo  $t$  se obtiene a través de:

$$p_{ij,t} \equiv \ln (P_{i,t}/P_{j,t}) \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

La propuesta de Pesaran (2007) empleada en este artículo se enuncia a continuación. Si  $N$  denota el número de ciudades investigadas, entonces el número de todos los posibles pares de ciudades es igual a  $N(N - 1)/2$ . El procedimiento consiste en efectuar pruebas de raíces unitarias univariadas con el fin de examinar estacionariedad en todos los pares posibles de niveles de precios relativos. Para tal fin, es necesario considerar la fracción de los  $N(N - 1)/2$  pares para los cuales la hipótesis nula de raíz unitaria es rechazada a un nivel de significancia  $\alpha$ . La fracción se denota por:

$$Z_{NT} = \frac{2}{N(N - 1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N Z_{ij,T} \quad (2)$$

donde  $Z_{ij,T} = 1$  si la hipótesis nula de la raíz unitaria de  $p_{ij}$  es rechazada al nivel de significancia  $\alpha$  y  $Z_{ij,T} = 0$  de otra forma. Entonces, bajo la hipótesis nula de que todos los  $p_{ij}$ s son no estacionarios, la fracción  $Z_{NT}$  converge a  $\alpha$  conforme  $N$  y  $T$  tienden conjuntamente al infinito, mientras que las pruebas de raíz unitaria individuales no son transversalmente independientes. De esta forma, la hipótesis nula relevante de la propuesta de Pesaran (2007) es que no hay convergencia entre las ciudades investigadas.

Para calcular  $Z_{NT}$  se efectuaron las pruebas de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentada (ADF), la prueba Dickey-Fuller aumentada basada sobre los mínimos cuadrados generalizados con eliminación de tendencia (ADF-GLS) desarrollada por Elliott, Rothenberg y Stock (1996), la prueba ADF simétrica ponderada (ADF-WS) propuesta por Park y Fuller (1995) y la prueba no lineal de raíz unitaria (KSS) elaborada por Kapetanios, Shin y Snell (2003). De las cuales, las pruebas ADF-GLS y ADF-WS se consideran más potentes para rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria que la prueba ADF. Pesaran *et al.* (2009) sostienen que la prueba ADF-WS se comporta mejor que la prueba ADF-GLS al rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, mientras que Cheung y Lai (1998) al analizar los tipos de cambio reales de los principales países con estas pruebas concluyen que la prueba ADF-GLS rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria con mayor amplitud que la prueba ADF-WS.

La prueba de KSS considera un ajuste de precio no lineal por medio de un proceso autorregresivo de transición suave exponencial no lineal. Dicha prueba toma como hipótesis nula que no hay ajuste, lo que implica un proceso no estacionario, mientras que la hipótesis alternativa es el ajuste no lineal, es decir, que el proceso es estacionario. Las pruebas se efectuaron con una constante y sin tendencia y el número de rezagos en cada una de ellas se determinó a través del criterio informativo de Akaike (AIC).

Con el fin de determinar si la fracción  $Z_{NT}$  es estadísticamente diferente de  $\alpha$  recurrimos al *bootstrapping*, como lo sugiere Pesaran *et al.* (2009) e Ikeno (2014a), en lugar de la derivación analítica de la distribución de la fracción  $Z_{NT}$ , la cual no es recomendable emplear debido a que las  $Z_{ij,T}$  no son independientes.

El proceso de generación de datos a través del método de *bootstrapping* se basa en el modelo de factor común propuesto por Pesaran *et al.* (2009), Holmes, Otero y Panagiotidis (2011) e Ikeno (2014a). Si  $p_{i,t}$  es el logaritmo natural del nivel de precios de la ciudad  $i$ , es decir,  $p_{i,t} \equiv \ln(P_{i,t})$ . El modelo comprende las siguientes ecuaciones:

$$p_{i,t} = \alpha'_i \mathbf{d}_t + \gamma'_i \mathbf{f}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\Delta \varepsilon_{it} = \widehat{\eta} + \lambda \varepsilon_{t-1} + \sum_{l=1}^r \psi_{il} \Delta \varepsilon_{i,t-1} + \nu_{it} \quad (4)$$

$$\Delta f_{st} = \mu'_s \mathbf{d}_t + \phi f_{s,t-1} + \sum_{l=1}^{p_s} \xi_{sl} \Delta f_{s,t-1} + e_{st} \quad s = 1, 2, \dots, m \quad (5)$$

Donde  $\mathbf{d}_t = (1, t)'$  es un vector de componentes determinísticos que pueden ser intercepto o tendencia e intercepto,  $\mathbf{f}_t$  es un vector  $m \times 1$  de factores no observables, con elementos  $f_{s,t}$ , y  $\alpha_i$ ,  $\gamma_i$  y  $\mu_s$  son vectores de coeficientes. Los factores  $f_{s,t}$  y los componentes idiosincráticos  $\varepsilon_{i,t}$  pueden ser  $I(0)$  o  $I(1)$ , Holmes, Otero y Panagiotidis (2011).

Como *proxy* del factor común se emplea el promedio de sección cruzada,  $\bar{p}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N p_{it}$ , el cual se considera induce la dependencia de sección cruzada en virtud de que es fácil de interpretar y es menos probable a que se encuentre sujeto al sesgo de pre-estimación en lugar de otras variables, Pesaran *et al.* (2009). Posteriormente, el nivel de precios de cada ciudad se regresa sobre una constante y el factor común estimado, es decir, se estima la siguiente ecuación para todas las  $i$ 's:

$$p_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\gamma}_i \bar{p}_t + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad (6)$$

Holmes, Otero y Panagiotidis (2011) e Ikeno (2014a) analizan el caso en el que se incorpora una tendencia en la ecuación (6) sólo si ésta es significativa, lo que corresponde al caso II/III (*Linear Trend if Significant*) propuesto por Pesaran *et al.* (2009). A diferencia de estos autores, en este artículo analizamos únicamente el caso II (*Intercept*) que, como se mencionó anteriormente, corresponde a la versión fuerte de la PPP e implica que asumimos que los precios de los distintos bienes y servicios aquí estudiados no poseen tendencia. Posteriormente, se examinan las propiedades del factor común  $\bar{p}_t$  a través de la siguiente regresión correspondiente a la prueba ADF:

$$\Delta \bar{p}_t = \hat{\mu} + \hat{\phi} \bar{p}_{t-1} + \sum_{l=1}^q \hat{b}_l \Delta \bar{p}_{t-l} + \hat{e}_t \quad (7)$$

En donde el número de rezagos se determina de acuerdo con el criterio de Akaike. Si el valor estimado de  $\phi$  es positivo, su valor es reemplazado por cero, y entonces se estima el siguiente modelo con el fin de evitar un proceso explosivo:

$$\Delta \bar{p}_t = \hat{\mu} + \sum_{l=1}^q \hat{b}_l \Delta \bar{p}_{t-l} + \hat{e}_t \quad (8)$$

Las series muestrales resultantes del *bootstrapping* de  $\bar{p}_t$ , denotadas por  $\bar{p}_t^{(b)}$ , son generadas mediante:



$$\bar{p}_t^{(b)} = \hat{\mu} + (1 + \hat{\phi}) \bar{p}_{t-1}^{(b)} + \sum_{l=1}^q \hat{b}_l \Delta \bar{p}_{t-1}^{(b)} + e_t^{(b)} \quad (9)$$

O bien por:

$$\bar{p}_t^{(b)} = \hat{\mu} + \bar{p}_{t-1}^{(b)} + \sum_{l=1}^q \hat{b}_l \Delta \bar{p}_{t-1}^{(b)} + \hat{e}_t^{(b)} \quad (10)$$

Donde  $\hat{e}_t^{(b)}$  se obtiene por muestreo con reemplazo del conjunto de residuales estimados  $\hat{e}_t$  provenientes ya sea de (7) u (8). Los primeros valores de  $\Delta \bar{p}_{t-l}^{(b)}$  se reemplazan por los valores observados, para inicializar la generación de las series resultantes del muestreo por *bootstrapping*.

La siguiente regresión se estima con la diferencia de los residuales  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$  de la ecuación (6):

$$\Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} = \hat{\eta} + \hat{\lambda} \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum_{l=1}^r \psi_{il} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \hat{\nu}_{it} \quad (11)$$

En la que el número de rezagos también se determina por el criterio informativo de Akaike.

Las series resultantes del proceso de muestreo por *bootstrapping* de  $p_{i,t}$ , se generan a partir de:

$$\bar{p}_t^{(b)} = \hat{a}_i + \hat{\gamma}_i \bar{p}_t^{(b)} + \hat{\varepsilon}_{i,t}^{(b)} \quad (12)$$

En donde  $\hat{\varepsilon}_{i,t}^{(b)}$  se obtiene a través de:

$$\hat{\varepsilon}_{it}^{(b)} = \hat{\eta} + (1 + \hat{\lambda}) \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{(b)} + \sum_{l=1}^r \hat{\psi}_{il} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{(b)} + \hat{\nu}_{it}^{(b)} \quad (13)$$

y  $\hat{\nu}_{it}^{(b)}$  se genera por medio de un muestreo aleatorio con reemplazo del conjunto de residuales estimados  $\hat{\nu}_{it}$  de la ecuación (11). De manera análoga al procedimiento previo, los primeros valores de  $\hat{\nu}_{it}^{(b)}$  se sustituyen por los valores observados, para inicializar la generación de las series muestrales resultantes del *bootstrapping*.

Por último, los pares de pruebas de raíces unitarias se llevan a cabo sobre los niveles de precios, de precios relativos entre las ciudades, empleando las series generadas del *bootstrapping*,  $p_{i,t}^{(b)}$ ,  $i = 1, \dots, N$ , y se calcula la fracción de rechazos de la hipótesis de raíz unitaria,  $Z_{NT}^{(b)}$ .

Este proceso de generación de muestras a través del *bootstrapping* y de aplicar las pruebas de raíces unitarias se repite 1000 veces, mediante el cual se calcula la distribución de la fracción de rechazos,  $Z_{NT}^{(b)}$ . Dicha distribución es la que se emplea para examinar si la fracción de rechazos difiere estadísticamente de  $\alpha$ .

### 3.1. Pruebas de raíces unitarias por pares

Con base en Ikeno (2014a), las pruebas ADF, ADF-GLS y ADF-WS se realizaron con la ecuación:

$$\Delta p_{ij,t} = \mu_i + \delta_{ij} p_{ij,t-1} + \sum_{l=1}^{q_{ij}} a_{ij} \Delta p_{ij,t-l} + e_{ij,t} \quad (14)$$

En donde el número de rezagos se determina por el criterio informativo de Akaike, se permiten hasta un máximo de doce rezagos. Los valores críticos de la prueba ADF son los propuestos por MacKinnon (2010), en tanto que para la prueba ADF-GLS se tomaron de Cheung y Lai (1995) y para la prueba ADF-WS provienen de Cheung y Lai (1998). Kapetanios, Shin y Snell (2003) muestran que la aproximación de Taylor de primer orden del modelo ESTAR (*Exponential Smooth Transition Autoregressive*) y una reparametrización permiten especificar la prueba de la siguiente manera:

$$\Delta \tilde{p}_{ij,t} = \sum_{l=1}^{q_{ij}} a_{ij} \Delta \tilde{p}_{ij,t-l} + \delta_{ij} \tilde{p}_{ij,t}^3 + e_{ij,t} \quad (15)$$

donde  $\tilde{p}_{ij,t}$  es el valor en desviaciones de  $p_{ij,t}$  con respecto a su media temporal. La hipótesis nula que se prueba en este caso es que  $\delta_{ij} = 0$ , contra la hipótesis alternativa  $\delta_{ij} < 0$ . La prueba se lleva a cabo con el estadístico  $t$  de  $\delta_{ij}$ . Igual que con las pruebas ADF el número máximo de rezagos permitido fue de doce y se determinó de acuerdo con el criterio de Akaike. Los valores críticos de esta prueba provienen de Kapetanios, Shin y Snell (2003).

#### 4. Datos

La base de datos utilizada en este trabajo son los índices de precios generales y desagregados de 35 ciudades de México, la fuente de esos índices de precios es el Banco de Información Económica (BIE) que publica el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y su periodicidad es mensual. Una ventaja de considerar datos con esta periodicidad, a diferencia por ejemplo de su promedio anual, es que se cuenta con un mayor número de observaciones. El periodo de análisis está determinado por la disponibilidad de los datos y comprende de enero de 1982 a diciembre de 2016. De esta manera se tienen 420 observaciones para cada bien o servicio seleccionado en cada ciudad.

Las 35 ciudades consideradas son: Área Metropolitana de la Cd. de México; Acapulco, Gro.; Aguascalientes, Ags.; Cd. Jiménez, Chih.; Cd. Juárez, Chih.; Colima, Col.; Córdoba, Ver.; Cortazar, Gto.; Culiacán, Sin.; Chetumal, Q.R.; Chihuahua, Chih.; Fresnillo, Zac.; Guadalajara, Jal.; Hermosillo, Son.; Huatabampo, Son.; Iguala, Gro.; Jacona, Mich.; La Paz, B.C.S.; León, Gto.; Matamoros, Tamps.; Mérida, Yuc.; Mexicali, B.C.; Monclova, Coah.; Monterrey, N.L.; Morelia, Mich.; Puebla, Pue.; San Luis Potosí, S.L.P.; Tampico, Tamps.; Tapachula, Chis.; Tijuana, B.C.; Toluca, Edo. de Méx.; Torreón, Coah.; Tulancingo, Hgo.; Veracruz, Ver. y Villahermosa, Tab.

Es preciso señalar que no todos los bienes tienen la misma cobertura en cuanto a ciudades se refiere, ya que algunos de ellos excluyen de 1 a 4 ciudades en el periodo de estudio. En el cuadro 1 se muestra la lista de los 35 bienes y servicios seleccionados y se especifica para qué ciudades no está disponible la información. Además de la disponibilidad del periodo de estudio, otro criterio que se empleó en la selección del conjunto de bienes y servicios fue el de seleccionar aquellos bienes que fueran lo más homogéneos posibles, como algunos alimentos, por ejemplo, la manzana, los plátanos, la naranja o la zanahoria y algunos otros más genéricos que engloban bienes con una mayor diferenciación, como pueden ser los que pertenecen a los “muebles, aparatos y accesorios domésticos” y también algunos servicios.

**Cuadro 1**  
*Número de ciudades consideradas para cada índice de precios*  
*(1982:1 - 2016:12)*

<i>Índice de precio</i>	<i>Ciudades</i>	<i>Ciudades excluidas</i>
General	35	Ninguna
<i>Alimentos, bebidas y tabaco</i>		
Cereales en hojuelas	35	Ninguna
Arroz	35	Ninguna
Leche pasteurizada y fresca	33	Monclova, Coah., Tampico, Tamps.
Huevo	35	Ninguna
Manzana	31	Acapulco, Gro., Mérida, Yuc., Toluca, Edo. de Méx., Veracruz, Ver.
Plátanos	35	Ninguna
Naranjas	35	Ninguna
Jitomate	35	Ninguna
Tomate verde	34	Mexicali, B.C.
Zanahoria	35	Ninguna
Frijol	35	Ninguna
Azúcar	35	Ninguna
Cerveza	35	Ninguna
Cigarrillos	35	Ninguna
<i>Ropa, calzado y accesorios</i>		
Camisas	35	Ninguna
Blusas y playeras para mujer	35	Ninguna
Zapatos para mujer	35	Ninguna
Zapatos para hombre	35	Ninguna
<i>Muebles, aparatos y accesorios domésticos</i>		
Estufas	35	Ninguna
Salas	35	Ninguna
Refrigeradores	35	Ninguna
<i>Vivienda</i>		
Renta de vivienda	35	Ninguna
Servicio doméstico	33	Jacona, Mich., Tijuana, B.C.
<i>Salud y cuidado personal</i>		
Antibióticos	35	Ninguna
Analgésicos	34	Matamoros, Tamps.
Antigripales	35	Ninguna
Pasta dental	35	Ninguna

**Cuadro 1**  
(continuación)

<i>Índice de precio</i>	<i>Ciudades</i>	<i>Ciudades excluidas</i>
Jabón de tocador	35	Ninguna
Servilletas de papel	35	Ninguna
Corte de cabello	35	Ninguna
<i>Transporte</i>		
Autobús urbano	35	Ninguna
Taxi	35	Ninguna
<i>Educación y esparcimiento</i>		
Libros de texto	35	Ninguna
Cine	35	Ninguna
<i>Otros servicios</i>		
Loncherías, fondas, torterías y taquerías	35	Ninguna

Fuente: BIE (INEGI).

## 5. Resultados

### 5.1. Resultados de las pruebas del enfoque de pares

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias entre pares de los precios relativos al nivel de significancia de 10% se presentan en el cuadro 2. En el se muestran los porcentajes de rechazo de la hipótesis nula de la raíz unitaria,  $Z_{NT}$ , al nivel de significancia de 10%, es decir, con  $\alpha = 0.1$ . El número de rezagos para cada prueba se determinó de acuerdo con lo sugerido por Ikeno (2014a), permitiendo hasta un máximo de 12 rezagos y se eligió con base en el criterio informativo de Akaike. El porcentaje de rechazos para el índice de precios general se encuentra por arriba de 10% en tres de las cuatro pruebas empleadas, la única prueba cuyo porcentaje de rechazos no superó 10% fue la prueba ADF-WS. Estos resultados sugieren el rechazo de la hipótesis de no convergencia para el índice general de precios en tres de las cuatro pruebas empleadas.

De acuerdo con las pruebas ADF y KSS ninguno de los bienes y servicios analizados tiene un porcentaje de pares de ciudades, cuyos índices de precios convergen, menor a 10%. En tanto que la prueba ADF-GLS revela que los índices de precios cuyo porcentaje de pares de ciudades convergentes se encuentran por debajo de esta fracción son:

blusas y playeras para mujer, renta de vivienda y servicio doméstico. Mientras que la prueba ADF-WS muestra que para el arroz, las blusas y playeras para mujer y para el servicio doméstico no es posible rechazar la hipótesis nula de no convergencia en sus índices de precios. Así como estas pruebas sugieren que no es posible rechazar la hipótesis nula de no convergencia para dichos bienes, también señalan que para la gran mayoría de los bienes y servicios analizados se rechaza esta hipótesis.

**Cuadro 2**  
*Resultados de las pruebas de raíz unitaria entre pares,  $Z_{NT}$*   
*(en porcentaje)*

		<i>ADF</i>	<i>ADF-GLS</i>	<i>ADF-WS</i>	<i>KSS</i>
	General	18.0	13.9	6.87	31.2
<i>Alimentos, bebidas y tabaco</i>					
(1)	Cereales en hojuelas	30.9	29.9	35.6	43.5
(2)	Arroz	18.0	13.9	6.9	31.2
(3)	Leche pasteurizada y fresca	32.5	31.2	38.0	66.2
(4)	Huevo	30.7	44.5	46.1	42.3
(5)	Manzana	57.1	29.8	51.3	51.5
(6)	Plátanos	43.0	39.4	51.2	35.2
(7)	Naranjas	39.8	35.9	46.6	28.4
(8)	Jitomate	41.3	42.1	53.2	36.2
(9)	Tomate verde	54.1	51.8	68.0	35.8
(10)	Zanahoria	52.9	37.8	60.9	32.4
(11)	Frijol	58.1	58.4	68.8	72.0
(12)	Azúcar	38.6	55.4	52.2	53.3
(13)	Cerveza	39.9	30.2	40.6	54.9
(14)	Cigarrillos	44.3	23.2	35.6	59.4
<i>Ropa, calzado y accesorios</i>					
(1)	Camisas	26.0	18.5	15.8	45.8
(2)	Blusas y playeras para mujer	16.9	9.9	8.4	31.7
(3)	Zapatos para mujer	13.1	11.2	16.8	35.2
(4)	Zapatos para hombre	25.2	14.8	16.1	51.8
<i>Muebles, aparatos y accesorios domésticos</i>					
(1)	Estufas	18.0	12.1	11.8	42.4
(2)	Salas	20.3	13.6	15.8	35.4
(3)	Refrigeradores	15.9	16.9	17.8	37.8

**Cuadro 2**  
(continuación)

		ADF	ADF-GLS	ADF-WS	KSS
<i>Vivienda</i>					
(1)	Renta de vivienda	44.3	8.9	11.9	63.4
(2)	Servicio doméstico	15.7	6.6	7.8	39.9
<i>Salud y cuidado personal</i>					
(1)	Antibióticos	27.9	13.1	20.8	44.1
(2)	Analgésicos	23.5	14.1	14.8	48.6
(3)	Antigripales	20.8	12.8	15.4	38.6
(4)	Pasta dental	37.4	26.2	34.1	57.4
(5)	Jabón de tocador	22.0	19.5	18.5	37.8
(6)	Servilletas de papel	47.8	29.9	41.9	46.1
(7)	Corte de cabello	32.2	21.0	31.9	54.0
<i>Transporte</i>					
(1)	Autobús urbano	44.0	33.6	45.5	73.0
(2)	Taxi	30.4	16.3	25.2	54.2
<i>Educación y esparcimiento</i>					
(1)	Libros de texto	28.5	30.5	25.2	66.6
(2)	Cine	37.9	36.9	40.9	67.5
<i>Otros servicios</i>					
(1)	Loncherías, fondas, torterías y taquerías	38.3	26.0	27.0	66.9

No obstante estos bienes y servicios parecen ser más bien la excepción ya que, en el caso de las pruebas ADF y KSS, los 35 bienes y servicios considerados superan el nivel de significancia elegido, esto es, 10%. Con base en las pruebas ADF-GLS y ADF-WS 32 superaron dicho nivel. Por el contrario, algunos bienes revelaron una alta proporción de pares de ciudades cuyos índices de precios específicos convergen, por ejemplo, con la prueba ADF alimentos como el frijol, la manzana, el tomate verde y la zanahoria presentan proporciones de pares convergentes mayores a 50%.

Por su parte, la prueba ADF-GLS revela que los bienes que tienen una mayor proporción de pares que convergen son algunos alimentos como el frijol, la zanahoria, el azúcar y el tomate verde. Destaca el hecho de que la prueba ADF-WS registra que el frijol, el tomate verde y la zanahoria tienen porcentajes de pares convergentes mayores a 60%, en tanto que la prueba KSS ubica a un servicio, el autobús urbano,

como el que tiene mayor proporción de ciudades cuyos índices de precios converge con 73%, seguido de un alimento, el frijol, con 72%.

Como se puede observar, los resultados de las pruebas aplicadas a los índices de precios indican que la fracción de rechazo depende de la prueba de raíz unitaria empleada. De esta forma, los resultados de las pruebas aplicadas al índice general de precios revelan que los porcentajes cuyos índices de precios convergen son mayores a 10% en tres de las cuatro pruebas empleadas, ya que en el caso de la prueba ADF-WS no se cumple esta condición y, por ende, no es posible rechazar la hipótesis nula de no convergencia para el índice general en este caso. En términos generales, la mayoría de los índices de bienes dan lugar a fracciones de rechazo por encima del nivel de 10% con las cuatro pruebas de raíz unitaria.

## 5.2. Resultados del *bootstrapping*

Como se mostró en la sección previa, la estimación puntual de las fracciones de rechazo en algunos casos supera ligeramente 10%, razón por la que resulta interesante efectuar inferencia estadística para evaluar su precisión. Con este objetivo y como base Ikeno (2014a), se generaron índices de precios artificiales para cada ciudad con el método de *bootstrapping* ya descrito. Posteriormente, se aplicaron las pruebas de raíz unitaria con el enfoque de pares empleando las pruebas ADF y ADF-GLS para obtener las fracciones de rechazo, este procedimiento se repitió 1000 veces para cada bien o servicio considerado.

Los cuadros 3 y 4 muestran la distribución de probabilidad de las fracciones de rechazos,  $Z_{NT}$ , resultantes del *bootstrap* de las pruebas ADF y ADF-GLS, respectivamente. Tanto el número de rezagos como el nivel de significancia de las pruebas de raíz unitaria se determinaron con los mismos criterios que la sección previa. En dichos cuadros también se presentan los valores de algunos otros estadísticos como promedios (Prom.), medianas (Med.) y las desviaciones estándar (DE) de dichas fracciones. De igual forma se proporcionan los límites superiores de las colas inferiores como puntos porcentuales; “5%” indica el límite superior de 5% de la cola inferior; “10%”, “90%” y “95%” son los límites superiores correspondientes.

Los resultados de estas pruebas aplicadas al IPC general muestran que las fracciones de rechazo son mayores para la prueba ADF que las obtenidas con las pruebas ADF-GLS, pero en ambas pruebas se rechaza la hipótesis nula de no convergencia. Como se puede apreciar en el cuadro 4, los resultados de las pruebas ADF sugieren que para ninguno



de los bienes y servicios analizados es posible rechazar la hipótesis de la no convergencia al nivel de significancia de 10%, ya que, en ningún caso, la fracción de rechazos se encuentra por debajo de 10% cuando se considera el límite superior correspondiente al percentil 5 o a 5% de la cola inferior de la distribución de rechazos.

En el caso de la prueba ADF-GLS no es posible rechazar la hipótesis nula de no convergencia al nivel de significancia de 10% para el bien “blusas y playeras para mujer” correspondiente al rubro de “ropa, calzado y accesorios”, ni tampoco para la “renta de vivienda” y “servicio doméstico” relativos al de “vivienda”, lo cual, de acuerdo con esta prueba, sugiere que no hay convergencia para tales bienes y servicios, sin embargo, en estos tres casos el rango de variación, medido por la desviación estándar (DE), no es muy amplio y sólo en los casos las “blusas y playeras para mujer” y “servicio doméstico” tanto la media como la mediana se encuentran por arriba del nivel de 10%.

Por el contrario, para algunos alimentos como son la manzana, los plátanos y las naranjas, el límite superior de la cola inferior de 95% muestran una fracción de rechazos superior a 90% de acuerdo con la prueba ADF. De los tres bienes, la manzana es el único bien cuya media y mediana se encuentran por arriba de 90%. Los resultados de las pruebas ADF-GLS con *bootstrapping* confirman los resultados anteriores e incorporan al jitomate entre los bienes que presentaron un mayor porcentaje de rechazos, ya que el límite superior de la cola inferior correspondiente a 95%, éstos fueron mayores de 80%, con excepción de la naranja cuyo porcentaje de rechazos bajo la prueba en cuestión fue de 78.2%.

De esta manera, los resultados de las pruebas ADF-GLS sugieren que la PPP no se cumple para los bienes que engloba el índice “blusas y playeras para mujer” y los servicios “renta de vivienda” y “servicio doméstico” al nivel de significancia de 10%. Los resultados confirman que la ley de un solo precio se cumple para la mayoría de los bienes analizados y no se cumple para dos de siete los servicios considerados en este trabajo.

**Cuadro 3**  
*Resultados de las pruebas de raíz unitaria ADF entre pares,  $Z_{NT}^{(b)}$*   
 (en porcentaje)

		<i>Prom.</i>	<i>Med.</i>	<i>DE</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>	<i>90%</i>	<i>95%</i>
	General	52.2	52.3	3.9	45.5	47.1	56.9	58.2
<i>Alimentos, bebidas y tabaco</i>								
(1)	Cereales en hojuelas	56.5	56.4	4.1	48.3	53.7	51.0	57.2
(2)	Arroz	52.3	52.5	3.7	45.6	47.5	56.9	58.1
(3)	Leche pasteurizada y fresca	55.3	55.2	4.4	48.2	49.5	61.1	62.8
(4)	Huevo	57.2	57.0	4.4	50.0	51.3	63.1	64.8
(5)	Manzana	92.0	91.8	2.6	87.6	88.8	95.5	96.4
(6)	Plátanos	87.2	87.2	2.8	82.2	83.6	90.6	91.3
(7)	Naranjas	87.7	87.9	2.6	83.1	84.6	90.8	91.4
(8)	Jitomate	86.6	86.6	2.4	82.7	85.9	87.6	87.2
(9)	Tomate verde	82.5	82.9	3.9	76.9	87.5	80.4	76.5
(10)	Zanahoria	80.7	80.7	2.6	76.2	77.3	84.1	84.9
(11)	Frijol	70.5	70.6	4.2	63.3	64.9	75.8	77.2
(12)	Azúcar	55.2	55.0	4.9	47.1	48.8	61.4	63.5
(13)	Cerveza	59.8	59.9	4.7	52.0	53.5	65.9	67.6
(14)	Cigarrillos	55.2	55.2	4.8	47.3	48.8	61.2	62.8
<i>Ropa, calzado y accesorios</i>								
(1)	Camisas	33.1	33.2	3.7	26.8	28.4	37.9	39.1
(2)	Blusas y playeras para mujer	27.1	27.2	3.7	21.0	22.1	31.9	33.2
(3)	Zapatos para mujer	28.6	28.7	3.6	23.0	24.0	33.1	34.6
(4)	Zapatos para hombre	35.3	35.4	3.6	29.0	30.9	39.8	41.1
<i>Muebles, aparatos y accesorios domésticos</i>								
(1)	Estufas	39.5	39.6	3.9	32.7	34.4	44.5	45.8
(2)	Salas	40.9	40.9	4.7	33.4	35.1	47.0	48.3
(3)	Refrigeradores	36.5	36.5	3.9	29.7	31.2	41.4	42.6
<i>Vivienda</i>								
(1)	Renta de vivienda	45.9	46.1	4.4	37.9	39.9	51.3	53.0
(2)	Servicio doméstico	27.5	27.4	3.7	21.7	22.9	32.1	33.8
<i>Salud y cuidado personal</i>								
(1)	Antibióticos	41.5	41.9	4.6	33.4	35.4	47.3	48.7
(2)	Analgésicos	48.0	48.2	4.2	40.9	42.3	53.4	54.6
(3)	Antigripales	38.1	38.1	4.4	30.5	32.2	43.6	45.3
(4)	Pasta dental	63.1	62.9	4.1	56.4	58.2	68.3	70.1

**Cuadro 3**  
(continuación)

		<i>Prom.</i>	<i>Med.</i>	<i>DE</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>	<i>90%</i>	<i>95%</i>
(5)	Jabón de tocador	40.8	41.1	4.3	33.2	35.4	45.8	47.1
(6)	Servilletas de papel	66.6	66.6	4.9	58.7	60.2	73.0	74.7
(7)	Corte de cabello	47.5	47.5	4.2	40.4	42.1	52.7	54.5
<i>Transporte</i>								
(1)	Autobús urbano	80.1	80.3	4.0	73.2	74.8	85.1	85.9
(2)	Taxi	47.6	47.7	3.6	41.8	43.0	52.3	53.4
<i>Educación y esparcimiento</i>								
(1)	Libros de texto	58.0	57.7	5.0	49.8	51.8	64.4	66.1
(2)	Cine	66.5	66.6	4.3	59.2	61.1	71.8	73.5
<i>Otros servicios</i>								
(1)	Loncherías, fondas, torterías y taquerías	53.0	52.9	4.8	45.1	46.8	59.4	60.7

Nota. Med. se refiere a la mediana.

**Cuadro 4**  
Resultados de las pruebas de raíz unitaria ADF-GLS entre pares,  $Z_{NT}^{(b)}$   
(en porcentaje)

		<i>Prom.</i>	<i>Med.</i>	<i>DE</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>	<i>90%</i>	<i>95%</i>
General		31.0	31.2	4.5	23.0	25.0	36.4	37.9
<i>Alimentos, bebidas y tabaco</i>								
(1)	Cereales en hojuelas	40.6	41.4	5.5	29.9	33.1	47.0	48.3
(2)	Arroz	30.9	31.4	4.5	22.8	24.3	36.6	37.9
(3)	Leche pasteurizada y fresca	42.9	43.1	5.6	33.1	35.7	49.7	51.6
(4)	Huevo	53.1	53.2	3.9	46.5	48.2	58.1	59.6
(5)	Manzana	69.4	71.5	8.7	52.1	56.9	78.5	80.0
(6)	Plátanos	71.6	73.2	7.7	55.7	61.1	79.5	80.9
(7)	Naranjas	73.4	73.8	3.4	66.6	69.1	77.3	78.2
(8)	Jitomate	76.3	77.0	4.9	66.8	69.6	81.9	83.1
(9)	Tomate verde	58.5	58.9	5.3	49.3	51.4	64.6	66.5
(10)	Zanahoria	66.8	67.1	3.7	60.2	61.7	71.3	72.5
(11)	Frijol	50.8	54.8	13.8	22.0	30.2	65.1	67.1
(12)	Azúcar	51.7	52.4	7.0	38.8	42.7	59.7	61.2
(13)	Cerveza	19.5	17.1	8.3	13.3	13.9	24.7	42.8
(14)	Cigarrillos	28.0	29.0	5.0	21.0	22.3	35.2	36.7

**Cuadro 4**  
(continuación)

		Prom.	Med.	DE	5%	10%	90%	95%
<i>Ropa, calzado y accesorios</i>								
(1)	Camisas	20.7	20.5	2.3	17.1	18.0	23.7	24.5
(2)	Blusas y playeras para mujer	12.4	12.2	2.1	9.2	9.7	15.3	15.9
(3)	Zapatos para mujer	20.9	20.9	3.8	14.4	16.1	25.7	27.3
(4)	Zapatos para hombre	17.5	17.4	2.4	13.4	14.4	20.6	21.8
<i>Muebles, aparatos y accesorios domésticos</i>								
(1)	Estufas	21.0	21.0	2.5	16.9	17.8	24.3	25.0
(2)	Salas	21.2	21.4	4.1	14.3	15.6	26.3	27.7
(3)	Refrigeradores	26.7	26.8	3.3	21.5	22.3	31.0	32.2
<i>Vivienda</i>								
(1)	Renta de vivienda	8.3	8.2	1.8	5.9	6.2	10.7	11.6
(2)	Servicio doméstico	10.2	10.2	1.4	7.9	8.3	12.1	12.7
<i>Salud y cuidado personal</i>								
(1)	Antibióticos	17.2	17.1	3.1	12.2	13.4	21.3	22.7
(2)	Analgésicos	21.7	21.5	2.5	17.8	18.5	24.7	26.0
(3)	Antigripales	20.7	20.6	3.4	15.4	16.3	25.5	26.3
(4)	Pasta dental	40.6	40.6	3.6	34.6	35.9	45.1	46.3
(5)	Jabón de tocador	26.7	26.8	4.2	19.6	21.5	32.0	33.4
(6)	Servilletas de papel	38.2	38.4	4.0	31.5	33.2	43.0	44.1
(7)	Corte de cabello	27.5	27.5	3.4	27.2	31.7	23.8	26.2
<i>Transporte</i>								
(1)	Autobús urbano	42.9	43.3	6.1	32.0	34.9	50.3	52.0
(2)	Taxi	22.6	22.5	2.3	18.8	19.8	25.5	26.5
<i>Educación y esparcimiento</i>								
(1)	Libros de texto	35.3	35.4	3.8	29.2	30.5	40.1	41.6
(2)	Cine	40.0	40.1	4.2	32.9	34.7	44.8	46.1
<i>Otros servicios</i>								
(1)	Loncherías, fondas, torterías y taquerías	23.9	23.8	3.2	18.8	19.8	28.0	29.2

Nota. Med. se refiere a la mediana.

## 6. Conclusiones

En este artículo utilizamos el enfoque de pares (Pesaran, 2007; Pesaran *et al.*, 2009), el cual evalúa directamente la proporción de niveles

de precios relativos convergentes, en lugar de utilizar alguna prueba de raíz unitaria de panel. Es preciso señalar que Pesaran (2007) y Pesaran *et al.* (2009) no emplearon esta metodología para analizar la convergencia de los niveles de precios locales al interior de un país, no obstante, es posible aplicar su metodología en el análisis de la convergencia en los precios locales.

Entre las ventajas de considerar dicha metodología se encuentra la de permitir investigar la convergencia de todas las combinaciones binarias de los niveles de precios locales, en lugar de elegir una cierta ciudad como líder o referencia. Es decir, las pruebas de raíz unitaria se ejecutan en todas las combinaciones binarias de ciudades investigadas. Esta propiedad es relevante ya que la mayor parte de los trabajos empíricos que intentan probar la PPP se han basado en pruebas de raíces unitarias en panel las cuales, necesariamente, tienen que definir una ciudad como base o líder o bien un promedio de las ciudades consideradas para probar la PPP a nivel local e internacional.

El enfoque de pares lo aplicamos a series mensuales de los índices generales y desagregados de precios al consumidor, por tipo de bien, para el periodo 1982-2016. Los resultados de las pruebas del enfoque de pares efectuadas sobre los distintos bienes permiten rechazar la hipótesis nula de la no convergencia para la mayoría de los precios relativos de los bienes y servicios analizados de las ciudades consideradas, de manera análoga a como lo muestra la evidencia encontrada por las pruebas de raíces unitarias en panel, con y sin rupturas, que se han aplicado para México y otros países, no obstante, la convergencia es limitada. Quizá sea ésta la principal ventaja del enfoque empleado, a diferencia del de las pruebas de raíces unitarias en panel, ya que estas últimas sólo permiten aceptar o rechazar la hipótesis de raíz unitaria o de estacionariedad, según sea el caso, entre todas las unidades que conforman el panel, pero no dicen nada sobre la magnitud de la convergencia, como es el caso del enfoque elegido en este trabajo.

Sin embargo, en el caso de uno de los bienes analizados que engloba prendas de vestir para dama además de dos servicios, servicio doméstico y renta de vivienda, los resultados obtenidos no permiten rechazar la hipótesis de no convergencia. Por el contrario, algunos de los bienes pertenecientes al rubro “alimentos, bebidas y tabaco” como: manzana, plátanos y naranjas, mostraron un alto porcentaje de pares convergentes en sus precios relativos.

Los resultados anteriores revelan que la mayoría de los mercados de los bienes y servicios analizados se encuentran integrados en México, pero hasta cierto punto. Por otra parte, es necesario precisar que

el análisis también se puede realizar con datos anuales, obtenidos a través del promedio de los índices mensuales, no obstante las pruebas resultantes en este caso pueden estar sujetas al denominado sesgo de agregación temporal, lo que está bien documentado por Taylor (2001), quien argumenta que analizar o estudiar la PPP con los promedios anuales conseguidos a partir de datos mensuales ocasiona sesgo en los estadísticos de prueba empleados.

Debido a la ausencia de barreras comerciales e impuestos al interior de un país, se considera que los costos de transacción son el principal factor responsable de que no se cumpla la hipótesis de convergencia a niveles de precios dentro de un país. No obstante, tanto la diferencia en el crecimiento poblacional entre las ciudades, así como la distancia geográfica entre las ciudades son factores que puede desempeñar un papel importante en este proceso, Ikeno (2014b).

#### *Agradecimientos*

Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias de los dictaminadores anónimos. dorobe@azc.uam.mx y abigailnava@gmail.com.

#### **Referencias**

- Abbott, A. y G. De Vita. 2013. Testing for long-run convergence across regional house prices in the UK: a pairwise approach, *Applied Economics*, 45(10): 1227-1238.
- Apergis, N. y J.E. Payne. 2011. Convergence in U.S. housing prices by state: Evidence from the club convergence and clustering procedure, *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 5(2): 103-111.
- Bai, J. y J.L. Carrion-i-Silvestre. 2009. Structural changes, common stochastic trends, and unit roots in panel data, *Review of Economic Studies*, 76(2): 471-501.
- Balassa, B. 1964. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal, *Journal of Political Economy*, 72(6): 584-596.
- Carrion, J.L., T. del Barrio y E. López. 2004. Evidence on the purchasing power parity in a panel of cities, *Applied Economics*, 36(9): 961-966.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., T. del Barrio y E. López-Bazo. 2005. Breaking the panels: An application to GDP per capita, *Econometrics Journal*, 8(2): 159-175.

- Cassel, G. 1918. Abnormal Deviations in International Exchanges, *Economic Journal*, 28(112): 413-415.
- Cecchetti, S., N. Mark y R. Sonora. 2002. Price index convergence among United States cities, *International Economic Review*, 43(4): 1081-1099.
- Cheung, Y.W. y K.S. Lai. 1995. Lag order and critical values of a modified DickeyFuller test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(3): 411-419.
- Cheung, Y.W. y K.S. Lai. 1998. Parity reversion in real exchange rates during the post-Bretton Woods period, *Journal of International Money and Finance*, 17(4): 597-614.
- Dumas, B. 1992. Dynamic equilibrium and the real exchange rate in a spatially separated world, *Review of Financial Studies*, 5(2): 153-180.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg y J.H. Stock. 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64(4): 813-836.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Esaka, T. 2003. Panel unit root tests of purchasing power parity between Japanese cities 1960-1998: Disaggregated price data, *Japan and the World Economy*, 15(2): 233-244.
- Góes, C. y T.D. Matheson. 2015. Domestic market integration and the law of one price in Brazil, IMF Working Paper, núm. 15/213.
- Gómez, M. y J.C. Rodríguez. 2013. Cambio estructural y convergencia de precios entre las principales ciudades de México, *Econoquantum*, 10(1): 60-75.
- González, M. y F. Rivadeneyra. 2004. La ley de un sólo precio en México: un análisis empírico, *Gaceta de Economía*, 9(18): 1-25.
- Holmes, M.J., J. Otero y T. Panagiotidis. 2011. Investigating regional home price convergence in the United States: Evidence from a pair-wise approach, *Economic Modelling*, 28(6): 2369-2376.
- Huang, H.C., P. C. Liu y C. C. Yeh. 2010. Price level convergence across cities? Evidence from panel unit root tests, *Applied Economics Letters*, 18(1): 245-248.
- Ikeno, H. 2014a. Pairwise tests of convergence of Japanese local price levels, *International Review of Economics and Finance*, 31: 232-248.
- Ikeno, H. 2014b. Long-run analysis on convergence of Japanese local price levels: A pairwise approach, *Economic Modelling*, 42: 390-397.
- Im, K.S., J. Lee y M. Tieslau. 2005. Panel LM unit root tests with level shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(3): 393-419.
- Kapetanios, G., Y. Shin y A. Snell. 2003. Testing for a unit root in a nonlinear STAR framework, *Journal of Econometrics*, 112(2): 359-379.
- Kim, Y.S. y J.J. Rous. 2012. House price convergence: Evidence from US state and metropolitan area panels, *Journal of Housing Economics*, 21(2): 169-186.
- MacKinnon, J. 2010. Critical values for cointegration tests, Department of Economics, Queen's University, Working Paper, núm. 1227.
- Nagayasu, J. y N. Inakura. 2009. PPP: Further evidence from Japanese regional data, *International Review of Economics and Finance*, 18(3): 419-427.
- Nagayasu, J. 2011. Heterogeneity and convergence of regional inflation (price), *Journal of Macroeconomics*, 33(4): 711-723.

- Nagayasu, J. 2017. Regional inflation, spatial locations and the Balassa-Samuelson effect: Evidence from Japan, *Urban Studies*, 54(6): 1482-1499.
- Park, H.J. y W.A. Fuller. 1995. Alternative estimators and unit root tests for the autoregressive process, *Journal of Times Series Analysis*, 16: 449-459.
- Pesaran, M.H. 2007. A pair-wise approach to testing for output and growth convergence, *Journal of Econometrics*, 138(1): 312-355.
- Pesaran, M.H., R.P. Smith, T. Yamagata y L. Hvozdík. 2009. Pairwise tests of purchasing power parity, *Econometrics Review*, 28(6): 495-521.
- Phillips, P.C.B. y D. Sul. 2007. Transition modeling and econometric convergence tests, *Econometrica*, 75: 1771-1855.
- Rodríguez, B.D., A. Hernández y F. López. 2015. El principio de paridad del poder de compra en el nivel de ciudades en México, *Análisis Económico*, 75: 7-28.
- Rogoff, K. 1996. The purchasing power parity puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34(2): 647-668.
- Sonora, R. 2005. City CPI Convergence in Mexico, *Review of Development Economics*, 9(3): 359-367.
- Sonora, R. J. 2008. Bivariate relative city price convergence in the United States: 1918-1997, *Review of Financial Economics*, 17(2): 92-111.
- Sonora, R. 2009. City relative price convergence in the USA with structural breaks, *Applied Economics Letters*, 16(9): 939-944.
- Taylor, A.M. 2001. Potential pitfalls for the PPP puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price, *Econometrica*, 69(2): 473-498.
- Vargas-Téllez, C.O. 2008. Purchasing power parity across Mexican cities: A panel data analysis, *Applied Economics*, 40(22): 2891-2899.
- Yazgan, W.E., y H. Yilmazkuday. 2011. Price-level convergence: New evidence from US cities, *Economics Letters*, 110(2): 76-78.