

El Principio de Paridad del Poder de Compra en el nivel de ciudades en México

(Recibido: 18/julio/2014 –Aceptado: 30/septiembre/2015)

*Domingo Rodríguez-Benavides**

*Ignacio Francisco Hernández Ángeles***

*Francisco López-Herrera****

Resumen

Este trabajo examina la hipótesis de la convergencia de precios intranacional de 15 ciudades mexicanas hacia la ciudad líder, el Distrito Federal. Las pruebas de estacionariedad en panel aplicadas al diferencial de precios de las ciudades con respecto a la ciudad líder revelan que éste es estacionario, validando de esta manera la hipótesis de convergencia de precios. Por otra parte, las pruebas de estacionariedad en panel aplicadas a los índices de precios de las ciudades, sugieren que esta variable posee una raíz unitaria. La evidencia sugiere que los índices de precios de las ciudades y el índice de precios del Distrito Federal se encuentran cointegrados. Por otro lado, las estimaciones efectuadas muestran que los parámetros estimados, tanto de manera individual como para el panel en su conjunto, son muy próximos a la unidad.

Palabras Clave: Convergencia en precios paridad del poder de compra, estacionariedad con cambio estructural en panel, pruebas de cointegración en panel, estimadores para variables cointegradas..

Clasificación JEL: E30, C23, R10.

*Profesor-Investigador del Departamento de Sistemas de la UAM-Azcapotzalco, <dorobe@correo.azc.uam.mx>.

** Estudiante de la División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM
E-mail: <francisco_contabilidad2015@yahoo.com.mx>.

*** Profesor-Investigador de la División de Investigación de la Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM. Teléfono 01 (55) 5622 8494. E-mail: <francisco_lopez_herrera@yahoo.com.mx>. Este autor agradece al Departamento de Sistemas de la División de Ciencias Básicas e Ingeniería, UAM-Azcapotzalco, el apoyo financiero proporcionado mediante la *Catedra Louis Bachelier*.

1. Introducción

El estudio de la paridad de poder de compra (PPP, por sus siglas en inglés) ha propiciado un gran interés, tanto teórico como empírico en el análisis económico. Diversos modelos teóricos en economía internacional se han desarrollado suponiendo el cumplimiento del PPP, ya sea en su versión fuerte o débil.¹ El estudio de este principio no se ha restringido a la teoría económica internacional, recientemente una serie de trabajos empíricos han extendido el análisis al nivel intranacional. De hecho existe un amplio consenso de que el cumplimiento de dicho principio en el nivel intranacional es más probable que cuando se analiza en el nivel internacional, dado que muchos de los factores que impiden el cumplimiento en este último caso no se encuentran al interior de un país como son una alta integración de los mercados, la ausencia de barreras a la entrada (tarifas y gravámenes) y la ausencia de volatilidad del tipo de cambio. No obstante, existen costos de transporte que impiden el arbitraje, pero que presumiblemente son más reducidos al interior de los países. De igual forma, los índices de precios dentro de un país son más homogéneos que los índices de precios entre países debido a que los primeros son recopilados y elaborados por la misma institución además de que la canasta de bienes que los conforman es más homogénea.

Una forma sencilla de enunciar el principio de paridad de poder de compra a nivel internacional es la siguiente: Si $p_{i,t}$ denota el logaritmo natural del nivel de precios de la economía i , $p_{j,t}$ es el logaritmo natural del nivel de precios de la economía j y $e_{ij,t}$ es el logaritmo del tipo de cambio nominal que relaciona las monedas de ambas economías $i, j = 1, \dots, N, i \neq j$, la hipótesis base del PPP establece la equiparación de los niveles de precios para ambas economías, una vez que se han expresado en la misma moneda. Pueden presentarse desviaciones entre los precios, aunque pueden ser temporales si se satisface la PPP. Lo anterior implica que el logaritmo natural del tipo de cambio real:

$$q_{i,t} = p_{i,t} - p_{j,t} - e_{ij,t} \quad (1)$$

es un proceso estocástico estacionario, Carrión *et al* (2004). De esta forma, una manera de probar la hipótesis de la PPP es verificando el orden de integración de $q_{i,t}$,

¹ Según la versión fuerte (también conocida como absoluta), el tipo de cambio de equilibrio es igual a la razón de los niveles de precios de dos países; mientras que la versión débil, o relativa, sostiene que la variación en el tipo de cambio observada durante un periodo es proporcional a la variación relativa en los precios de dos países durante dicho periodo.

lo cual puede determinarse a través de la aplicación de pruebas de raíces unitarias o de estacionariedad, en las cuales si no es posible rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria o si se rechaza la de estacionariedad, según sea el caso, entonces hay evidencia en contra de la PPP.

Entre las razones que se esgrimen para explicar la evidencia en contra de la PPP se encuentran la existencia de barreras comerciales (aranceles) y barreras burocráticas, el costo de recopilar la información, la diferente naturaleza de los bienes (comerciables y no comerciables), diferencias en productividad, empresas ejerciendo poder de mercado a través de discriminación de precios, costos de transportación, ajuste de nivel de precios nominal rígido que surge de mercados imperfectos, donde los cambios de precios son costosos, y el hecho de que los tipos de cambio nominales no se ajustan a los shocks de precios relativos, Cecchetti *et al* (2002). Por el contrario, cuando se trabaja con niveles de precios de economías que tienen una misma moneda, el efecto del tipo de cambio nominal en la ecuación (1) desaparece, razón por la cual el tipo de cambio real está dado por:

$$q_{i,t} = p_{i,t} - p_{j,t} \quad (2)$$

Cuando esas economías pertenecen al mismo país no hay influencia de tarifas y aranceles que pudieran impedir el proceso de arbitraje. No obstante la literatura sobre el tema ha sugerido algunos efectos indirectos, como los causados por diferentes sistemas de tributación entre las regiones de un mismo país. Al encontrarse ausentes la mayoría de los factores que tienden a evitar el cumplimiento de la hipótesis de la PPP, es más plausible encontrar evidencia a favor de tal hipótesis al interior de los países.

2. Revisión de literatura empírica

La mayoría de la evidencia empírica sobre la PPP intranacional se ha enfocado sobre las ciudades de Estados Unidos y Canadá, por ejemplo: Parsley y Wei (1996), Jenkins (1997), Culver y Papell (1999), Levin *et al* (2002), Cecchetti *et al* (2002), Chen y Devereux (2003) y en años más recientes Chmelarova y Nath (2010), Yazgan y Yilmazkuday (2011), Abul y Carrion-i-Silvestre (2011) y Rangakulnuwata *et al*. (2012). De los estudios para otras regiones se encuentran Nenna (2001) para 21 ciudades italianas y Esaka (2003) para las principales ciudades japonesas, los cuales concluyen a favor de la hipótesis de la PPP, aunque tienen en cuenta la alta persistencia de las desviaciones. Carrion-I-Silvestre *et al* (2004) prueban la hipótesis de PPP en

una muestra de 50 ciudades españolas, sus resultados soportan la hipótesis de PPP entre las ciudades españolas, aunque en algunos casos las desviaciones son altamente persistentes, incluso con una duración de más de 10 años.

El interés sobre la convergencia en precios en ciudades de otros países se ha ido extendiendo en los últimos años, incluyendo también a economías con menores grados de desarrollo que los países y regiones en los cuales se concentró la primera oleada de estudios. Mahbub, Ahn y Lee (2006), mediante análisis de cointegración, identificaron y calcularon una tendencia común para los precios de 25 ciudades principales de India. También encontraron que la estimación de la vida media de un choque por medio del análisis de cointegración (tres meses) proporciona una tasa de convergencia más rápida que la estimada por medio de pruebas de raíces unitarias para datos en panel. Fan y Wei (2006) estudian la convergencia de precios en China mediante métodos de econometría para datos en panel y de reversión no lineal a la media, encontrando que los precios convergen de acuerdo con la Ley de un solo Precio para la mayoría de bienes y servicios.² Monge y Winkelried (2009) estudian la convergencia de precios en las principales ciudades peruanas, encontrando que en el nivel agregado es bastante elevado el nivel de convergencia de precios. Akkoyunlu y Siliverstovs (2010) se ocupan del análisis de la convergencia de precios entre Estambul y Ankara con datos anuales de 1922 a 1998, encontrando una fuerza común impulsora a la convergencia y que ésta se detecta más fácilmente en las tasas de crecimiento de los precios que en sus niveles. Se han realizado también algunos estudios sobre la convergencia de precios en ciudades paquistaníes, Mohsin y Gilbert (2010), Akmal (2012) y Pervaiz *et al.* (2013), encontrando evidencia de que la convergencia entre las ciudades analizadas es relativamente lenta. Por su parte, Nath y Sarkar (2013), tomando en cuenta rupturas estructurales comunes, encuentran evidencia de convergencia de precios en siete ciudades australianas.

Sonora (2005) prueba la hipótesis de PPP en México mediante pruebas de estacionariedad a índices de precios al consumidor de 35 ciudades durante el periodo de 1982 a 2000. Las pruebas que llevó a cabo Sonora, dividiendo las 35 ciudades bajo estudio en siete regiones, fueron tanto en forma univariada como para datos en panel. Entre sus hallazgos destaca que los precios relativos de las ciudades mexicanas son estacionarios, las pruebas de raíces unitarias para datos en panel rechazaron la hipótesis de una caminata aleatoria en las tasas de cambio real entre ciudades.

² La Ley de un solo Precio postula que un bien, idéntico y homogéneo, comercializado en dos países debe tener el mismo precio cuando éste se expresa en la misma moneda.

También encontró que la homogeneidad de la oferta y demanda regionales implican una evidencia más fuerte para la paridad de precios dentro de las regiones pero que esa homogeneidad regional no garantiza una convergencia más rápida.

En su esfuerzo por determinar el nivel de integración del mercado interno durante el periodo que va de 1980 a 2001, Vargas-Téllez (2008) estudia la hipótesis PPP para ocho tipos de mercados para las 16 ciudades más grandes de la República Mexicana. El método de análisis que adopta es el efectuar tres pruebas de raíces unitarias para datos en panel: la prueba de Levin y Lin (2002), la de Im *et al.* (2003), la prueba de Boucher-Breuer *et al.* (2001) conocida también como SURADF. De acuerdo con las dos primeras pruebas la PPP entre las 16 ciudades se sostuvo en todos los mercados con excepción del mercado del vestido y calzado. Sin embargo, salvo para el mercado de alimentos y bebidas, mediante la prueba SURADF no fue posible determinar la existencia de la PPP entre las ciudades mexicanas por tipo de mercado. Vargas-Téllez argumenta que la causa de la evidencia mixta (no conclusiva) que él recabó se debe en buena parte a deficiencias propias de las pruebas de raíces unitarias en panel empleadas.

Gómez (2010) y Gómez y Rodríguez (2013) analizan la convergencia de precios para 34 ciudades de México respecto a la Ciudad de México en el periodo de 1982 a 2009 a través de la prueba de raíz unitaria para datos organizados en panel que incorpora hasta dos cambios estructurales de Im *et al.* (2005). A pesar de que la base de datos de la cual hacen uso es de periodicidad mensual, Gómez y Rodríguez (2013) optaron por aplicar las pruebas a los datos anuales. Ellos prueban directamente la hipótesis de la raíz unitaria sobre el diferencial de los precios relativos de cada una de las ciudades con respecto al Distrito Federal sin mostrar previamente prueba alguna de manera individual o en panel sobre la no estacionariedad de los índices de precios de las ciudades que conforman el panel, de esta manera asumen que tales índices poseen una raíz unitaria. Los resultados de las pruebas aplicadas por Gómez y Rodríguez (2013) muestran evidencia sobre el cumplimiento de la paridad relativa intranacional de precios. De igual forma, Gómez y Rodríguez (2013) extienden el análisis a siete tipos de mercados: 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; encontrando evidencia de que no es posible refutar la paridad relativa intranacional para los siete mercados. Gómez (2010) también encuentra que los resultados se mantienen cuando divide la muestra en los periodos anterior y posterior al proceso de liberalización financiera e, igualmente, al dividirla en los periodos previo y posterior al TLCAN.

3. Metodología Econométrica

3.1 La prueba de Carrion-i-Silvestre et al (2005)

Carrion-i-Silvestre et al (2005), CIS de aquí en adelante, desarrollaron una prueba de estacionariedad para un conjunto de datos panel tomando en cuenta múltiples rupturas estructurales.³ El procedimiento de CIS se basa en la prueba univariada de Kwiatkowski et al (1992), KPSS de aquí en adelante. En lo sucesivo describiremos brevemente el modelo de CIS que está diseñado para probar la hipótesis nula de estacionariedad que permite múltiples cambios estructurales en el panel de datos.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \phi_{ik} DU_{i,k,t} + \beta_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \eta_{i,k} DT_{i,k,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

donde $y_{i,t}$ se refiere a la variable y para la unidad i en el tiempo t ; $DU_{i,k,t}$ y $DT_{i,k,t}^*$ son variables *dummy* que se definen como $DU_{i,k,t} = 1$ para $t > T_{b,k}^i$ y 0 de otra forma, y $DT_{i,k,t}^* = t - T_{b,k}^i$ para $t > T_{b,k}^i$ y 0 de otra forma; $T_{b,k}^i$ denota la k -ésima fecha de la ruptura para el i -ésimo individuo y $k = \{1, \dots, m_i\}$, $m \geq 0$. La ecuación (3) tiene tres características importantes. Primero, permite rupturas estructurales en cada serie de tiempo individual, las cuales son capturadas por $\phi_{i,k}$ y $\eta_{i,k}$. En segundo lugar, las rupturas estructurales no están restringidas y por ende pueden ocurrir en diferentes puntos. Tercero, los individuos pueden tener un número diferente de rupturas estructurales, esto es $m_i \neq m_j$.

La prueba de la hipótesis nula de que la series en el panel son estacionarias se lleva a cabo siguiendo la propuesta de Hadri (2000), quien diseñó un estadístico de prueba que es simplemente la media de las pruebas de estacionariedad univariada en KPSS. El estadístico de prueba es de la forma:

$$LM(\hat{\lambda}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\Psi}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right), \quad (6)$$

donde $LM(\hat{\lambda}_i) = \hat{\Psi}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2$ es la prueba univariada KPSS para el unidad i , y $\hat{S}_{i,t} = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{i,j}$ se mantiene para el proceso de sumas parciales que se obtiene usando

³ Es importante tomar en cuenta la posible presencia de rupturas estructurales en los datos, el no hacerlo podría conducir a inferencia incorrecta sobre la estacionariedad.

los residuales del método de MCO de la ecuación (3), donde ψ_i^2 es el estimador consistente de la varianza de los residuos, $\varepsilon_{i,t}$, de largo plazo. Esto permite que las perturbaciones sean heterocedásticas entre la dimensión de las unidades de sección cruzada. Aún más, se puede asumir homogeneidad reemplazando ψ_i^2 en la ecuación (4) con $\psi_i^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\psi}_i^2$.

El estadístico de prueba para la hipótesis nula de un panel estacionario con múltiples rupturas es:

$$Z(\hat{\lambda}) = \frac{\sqrt{N} (LM(\hat{\lambda}) - \bar{\xi})}{\bar{\zeta}} \rightarrow N(0,1) \quad (5)$$

donde $\bar{\xi}$ y $\bar{\zeta}$ son calculadas como promedios de las medias individuales y las varianzas de $LM_i(\hat{\lambda}_i)$, respectivamente. El cálculo del estadístico $Z(\hat{\lambda})$ requiere que las series individuales sean independientes entre sí además de ser normales asintóticamente.

En tanto que λ representa la dependencia de la prueba sobre las fechas de las rupturas. Para cada individuo i , esto se define como:

$$\lambda_i = (\lambda_{i,1}, \dots, \lambda_{i,m_i}) = (T_{b,1}^i/T, \dots, T_{b,m_i}^i/T). \quad (6)$$

CIS recomiendan que la determinación tanto del número de los cambios estructurales como de su posición se realice a través del procedimiento de Bai y Perron (1998, 2001), el cual calcula la minimización de la suma de residuos al cuadrado (SSR). En este, el procedimiento y la elección de las fechas de las rupturas se basan sobre el argumento que minimiza la secuencia de SSR individuales $(T_{b,1}^i/T, \dots, T_{b,m_i}^i/T)$ como sigue:

$$(\hat{T}_{b,1}^i/T, \dots, \hat{T}_{b,m_i}^i/T) = \arg \min SSR (T_{b,1}^i/T, \dots, T_{b,m_i}^i/T). \quad (7)$$

Siguiendo a Bai y Perron (2001), el número de rupturas estructurales asociado con cada individuo es estimado empleando el criterio informativo de Schwarz. CIS sugieren que el número máximo de rupturas sea 5. Este procedimiento se repite N veces con el fin de obtener el número estimado de rupturas y su ubicación para cada individuo. Mediante simulaciones de Monte Carlo, Basher y

Carrión-i-Silvestre (2008) muestran que la prueba no tiene problemas de potencia y tamaño en muestras finitas.

3.2 Prueba de cointegración de Westerlund (2007)

Una de las principales desventajas de las pruebas basadas en residuales es la incapacidad que poseen para rechazar la hipótesis nula de no cointegración, incluso en los casos donde la cointegración está fuertemente sugerida por la teoría. Una explicación para esta falta de rechazo reside en el hecho de que las pruebas basadas en los residuales requieren que los parámetros de largo plazo de las variables en sus niveles sean iguales a los parámetros de corto plazo de las variables en sus diferencias.

En respuesta a lo anterior, Westerlund (2007) propone cuatro pruebas para probar cointegración en panel las cuales se basan sobre la estructura del modelo en lugar de su dinámica y por lo tanto no imponen alguna restricción común sobre los factores. La idea es probar la hipótesis nula de no cointegración infiriendo si el término de corrección del error en un modelo panel es igual a cero. Las pruebas se distribuyen normalmente y son lo suficientemente generales para permitir que tanto la dinámica de corto plazo como los parámetros de tendencia y pendiente sean distintos para cada una de las unidades consideradas.

La prueba de cointegración en panel de Westerlund (2007), denominada prueba de corrección del error, asume el siguiente proceso generador de datos:

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \quad (8)$$

donde $t = 1, \dots, T$ e $i = 1, \dots$, son los índices temporal y de las unidades de sección cruzada, respectivamente, mientras que d_t contiene los componentes deterministas. El parámetro α_i determina la velocidad en la cual el sistema corrige hacia atrás la relación de equilibrio, $y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}$, después de un choque repentino, Persyn y Westerlund (2008). La esencia de la prueba consiste en probar la hipótesis nula de no cointegración, la cual se plantea como $H_0: \alpha_i = 0$ para toda i , mientras que la hipótesis alternativa depende sobre lo que se asuma sobre la homogeneidad de α_i . Adicionalmente, se requiere que el parámetro α_i sea negativo y significativo para que el término que está dentro del paréntesis pueda interpretarse como un término de corrección del error, Kumar y Rao (2012). Dos de las pruebas, denominadas pruebas de media del grupo (*group-mean test*), no requieren que las α_i sean iguales, lo cual

significa que la H_0 es probada contra la H_1^g : $\alpha_i < 0$ para al menos un i . El otro par de pruebas, denominadas pruebas de panel, asumen que α_i es igual para todas las i y, por tanto, están diseñadas para probar la H_0 contra la H_1^p : $\alpha_i = \alpha < 0$ para toda i . De esta manera, las dos primeras pruebas están diseñadas para probar la hipótesis alternativa de que el panel está cointegrado como un todo, mientras que en las dos últimas la alternativa es que al menos una unidad está cointegrada.

De acuerdo con Persyn y Westerlund (2008) la prueba de medias del grupo se calcula en tres pasos. El primer paso es estimar (8) por mínimos cuadrados para cada unidad i , lo cual resulta:

$$\Delta y_{it} = \widehat{\delta}'_i d_t + \widehat{\alpha}_i y_{i,t-1} + \widehat{\lambda}'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \widehat{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \widehat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \widehat{e}_{it} \quad (9)$$

donde el número de rezagos y de adelantos, p_i y q_i , se permite que varíen entre los individuos y se pueden determinar a través de alguna regla que dependa de los datos. Una vez obtenidos \widehat{e}_{it} y $\widehat{\gamma}_{it}$, el segundo paso es estimar:

$$\widehat{u}_{it} = \sum_{j=-q_i}^{p_i} \widehat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \widehat{e}_{it} \quad (10)$$

Los cuales se emplean para obtener $\widehat{\alpha}_i(1) = \widehat{\omega}_{ui} / \widehat{\omega}_{yi}$, donde $\widehat{\omega}_{ui}$ y $\widehat{\omega}_{yi}$ son los estimadores de la varianza de largo plazo basados sobre \widehat{u}_{it} y Δy_{it} , respectivamente. Por último, el tercer paso consiste en calcular el estadístico de la prueba del grupo de la siguiente manera:

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\widehat{\alpha}_i}{SE(\widehat{\alpha}_i)}, \quad G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\widehat{\alpha}_i}{\widehat{\alpha}_i(1)} \quad (11)$$

donde $SE(\widehat{\alpha}_i)$ es el error estándar convencional de $\widehat{\alpha}_i$.

De igual forma, las pruebas denominadas de panel se pueden calcular en tres pasos. El primero es similar a la prueba del grupo de medias y consiste en regresar Δy_{it} y $y_{i,t-1}$ en d_t , en valores rezagados de Δy_{it} y en valores rezagados y contemporáneos de Δx_{it} . Lo cual resulta en los siguientes errores de proyección:

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \Delta y_{it} - \widehat{\delta}'_i d_t - \widehat{\lambda}'_i x_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \widehat{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} - \sum_{j=-q_i}^{p_i} \widehat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} \quad (12)$$

y

$$\tilde{y}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \hat{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} \quad (13)$$

El segundo paso es hacer uso de $\Delta \tilde{y}_{it}$ y $\tilde{y}_{i,t-1}$ en la estimación del parámetro de corrección del error, α , y en su error estándar. En particular, se calcula

$$\hat{\alpha} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\hat{\alpha}_1(1)} \tilde{y}_{i,t-1} \Delta \tilde{y}_{it} \quad (14)$$

El error estándar de $\hat{\alpha}$ es:

$$SE(\hat{\alpha}) = \left(\left(\hat{S}_N^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (15)$$

donde $\hat{S}_N^2 = 1/N \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i / \hat{\sigma}_i(1)$, con $\hat{\sigma}_i$ estimada por el error estándar de la regresión en (9). El tercer paso y último es calcular los estadísticos del panel como:

$$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})}, \quad P_\alpha = T\hat{\alpha} \quad (16)$$

4. Análisis Econométrico

A diferencia del trabajo de Gómez y Rodríguez (2013), nosotros optamos por emplear los datos con la periodicidad con la que están publicados por el instituto central, es decir con frecuencia mensual. Otra diferencia importante es que la prueba de raíces unitarias empleada por esos autores para probar la convergencia de precios a nivel de ciudades en México, la prueba LM, permite hasta dos rupturas estructurales, mientras que la empleada en este trabajo permite incorporar múltiples rupturas estructurales, las cuales fijamos como un máximo de cinco para el panel en cuestión.

Los resultados de las pruebas de Hadri (2000) sin rupturas estructurales y las de Carrion *et al* (2005) con rupturas aplicadas al logaritmo natural de los índices de precios de las ciudades que conforman el panel en el periodo 1979:01–2011:06 se presentan en el cuadro 2, mientras que las fechas estimadas de ruptura se muestran en el cuadro 1 para cada ciudad. En el cuadro 1 resalta el hecho de que se encuentran dos bloques de ciudades que tienen casi las mismas rupturas cuyas diferencias es a lo mucho de tres meses, de lo cual se puede deducir que las series consideradas en el panel forman dos grupos, los cuales presentan un comportamiento más o menos homogéneo a lo largo del tiempo en lo que a sus rupturas se refiere.

Cuadro 1
Estimación del número de rupturas estructurales para p_{it} :
(1979:01 – 2011:06)

<i>Pruebas KPSS individuales</i>			
<i>Con efectos individuales y tendencia</i>			
	<i>Barlett</i>	<i>Quadratic</i>	<i>Break dates</i>
Ciudad de México	0.016	0.017	1983:10; 1988:8; 1993:06; 1998:12
Mérida, Yuc.	0.035	0.035	1983:10; 1988:8; 1999:12
Morelia, Mich.	0.017	0.017	1983:10; 1988:11; 1995:05; 2000:03
Guadalajara, Jal.	0.018	0.018	1983:10; 1988:12; 1995:04; 2000:02
Monterrey, N.L.	0.037	0.037	1983:10; 1988:08; 2000:04
Mexicali, B.C.	0.017	0.017	1983:10; 1988:11; 1995:03; 2000:01
Cd. Juárez, Chih.	0.016	0.016	1983:10; 1988:10; 1995:04; 2000:02
Acapulco, Gro.	0.036	0.036	1983:10; 1988:08; 1999:11;
Culiacán, Sin.	0.013	0.013	1983:10; 1988; 1993:06; 1999:01
León, Gto.	0.033	0.033	1983:10; 1988:08; 1999:08
Puebla, Pue.	0.040	0.039	1983:10; 1988:09; 1999:10
San Luis Potosí, S. L. P.	0.038	0.038	1983:10; 1988:09; 1999:10
Tapachula, Chis.	0.017	0.017	1983:10; 1988:12; 1995:04; 2000:02
Toluca, Edo. de Méx.	0.037	0.036	1983:10; 1988:08; 1999:10
Torreón, Coah.	0.017	0.017	1983:10; 1988:11; 1995:04; 2000:02
Veracruz, Ver.	0.029	0.029	1984:02; 1988:12; 2000:03

Cuadro 2
Pruebas de Estacionariedad en Panel de Carrion-i-Silvestre (2005)
para p_{it} con efectos individuales y tendencia (1979:01 – 2011:06)

	<i>Barlett</i>		<i>Valores críticos por Bootstrap</i>	
	<i>Estad.</i>	<i>Valor-p</i>	<i>10%</i>	<i>5%</i>
Sin rupturas (homogéneo)	12132.057	[0.000]	5.478	7.877
Sin rupturas (heterogéneo)	13584.666	[0.000]	5.472	7.876
Con rupturas (homogéneo)	3.426	[0.000]	29.542	31.564
Con rupturas (heterogéneo)	5.115	[0.000]	24.617	26.473

	<i>Quadratic</i>		<i>Valores críticos por Bootstrap</i>	
	<i>Estad.</i>	<i>Valor-p</i>	<i>10%</i>	<i>5%</i>
Sin rupturas (homogéneo)	12094.051	[0.000]	5.330	8.399
Sin rupturas (heterogéneo)	13576.692	[0.000]	5.333	8.401
Con rupturas (homogéneo)	3.390	[0.000]	29.846	32.943
Con rupturas (heterogéneo)	5.029	[0.000]	25.100	27.250

El cuadro 2 muestra que los resultados de las pruebas de estacionariedad en panel sin rupturas de Hadri (2000) con efectos individuales y tendencia aplicadas a los índices de precios de las ciudades tienden a rechazar la hipótesis nula de estacionariedad independientemente de la suposición respecto a la heterogeneidad de la varianza estimada en el largo plazo. Sin embargo, es necesario tener presente que este estadístico de prueba asume que los individuos o unidades son independientes entre sí. No obstante, de acuerdo con Carrion *et al* (2005) este supuesto difícilmente se cumple en la práctica.

Tanto el largo periodo de tiempo considerado en el análisis así como las diversas crisis que se presentaron en México a lo largo de este, ponen de manifiesto que es preciso efectuar el análisis teniendo en cuenta diversas rupturas en las unidades del panel en cuestión. Considerando lo anterior, se efectuó la prueba de Carrion *et al* (2005) permitiendo la presencia de diversas rupturas estructurales a través de la especificación planteada en la ecuación (5) hasta con un máximo de 5 rupturas y usando el criterio LWZ para determinar el número de quiebres en las series de tiempo individuales. Los resultados de la prueba con rupturas estructurales, tanto con el núcleo espectral de Barlett como con el cuadrático, asumiendo independencia entre las unidades de panel muestran que la hipótesis nula de estacionariedad en las series de tiempo del panel se rechaza. Por el contrario, cuando los estadísticos de las pruebas se comparan con los valores críticos de la prueba tomando en cuenta

la dependencia de sección cruzada, obtenidos a través del método de *bootstrapping*, no es posible rechazar la hipótesis nula de estacionariedad del panel. En síntesis, las pruebas de estacionariedad en el panel, tanto sin rupturas como con rupturas, asumiendo independencia entre las unidades tienden a rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en el panel considerado, un resultado similar se presenta en la pruebas sin rupturas en presencia de dependencia en las unidades consideradas en el panel, mientras que la prueba con rupturas, asumiendo dependencia en las unidades, muestra que no es posible rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en el panel en cuestión. Estos resultados sugieren que la conclusión de si el panel de los índices de precios por ciudades en cuestión es o no estacionario está sujeta a la dependencia o no de las unidades consideradas en el mismo.

Los cuadros 3 y 4 presentan la estimación del número de rupturas estructurales y las pruebas de estacionariedad del panel, respectivamente, para el diferencial de precios, q_{it} , de la ciudad i -ésima con respecto a la ciudad líder, que en este caso es el Distrito Federal.

Cuadro 3
Estimación del número de rupturas estructurales para q_{it}
(1979:01 – 2011:06)

	<i>Pruebas KPSS individuales</i>		
	<i>Barlett</i>	<i>Quadratic</i>	<i>Break dates</i>
Mérida, Yuc.	0.046	0.047	1987:08; 1996:02; 2000:12
Morelia, Mich.	0.046	0.045	1984:03; 1989:01; 1996:11
Guadalajara, Jal.	0.052	0.052	1984:02; 1991:10; 1996:11; 2006:08
Monterrey, N.L.	0.032	0.032	1983:10; 1995:05; 2000:12; 2006:04
Mexicali, B.C.	0.030	0.031	1983:10; 1991:08
Cd. Juárez, Chih.	0.027	0.027	1983:10; 1991:11; 2006:04
Acapulco, Gro.	0.013	0.013	1987:01; 1996:03
Culiacán, Sin.	0.050	0.054	1984:04; 1991:11; 2003:10
León, Gto.	0.059	0.059	1984:04; 1989:02; 1996:11; 2001:12
Puebla, Pue.	0.044	0.044	1986:08; 1991:06; 1996:04; 2001:02; 2005:12
San Luis Potosí, S. L. P.	0.058	0.058	1983:10; 1996:11
Tapachula, Chis.	0.023	0.023	1984:03; 1990:07; 1995:05
Toluca, Edo. de Méx.	0.060	0.060	1983:10; 1996:03; 2003:01
Torreón, Coah.	0.039	0.038	1983:11; 1989:11; 1996:03; 2001:01
Veracruz, Ver.	0.060	0.058	1986:05; 1995:05; 2001:10; 2006:08

Cuadro 4
Pruebas de Estacionariedad en Panel de Carrion-i-Silvestre (2005) para q_{it}
(1979:01 – 2011:06)

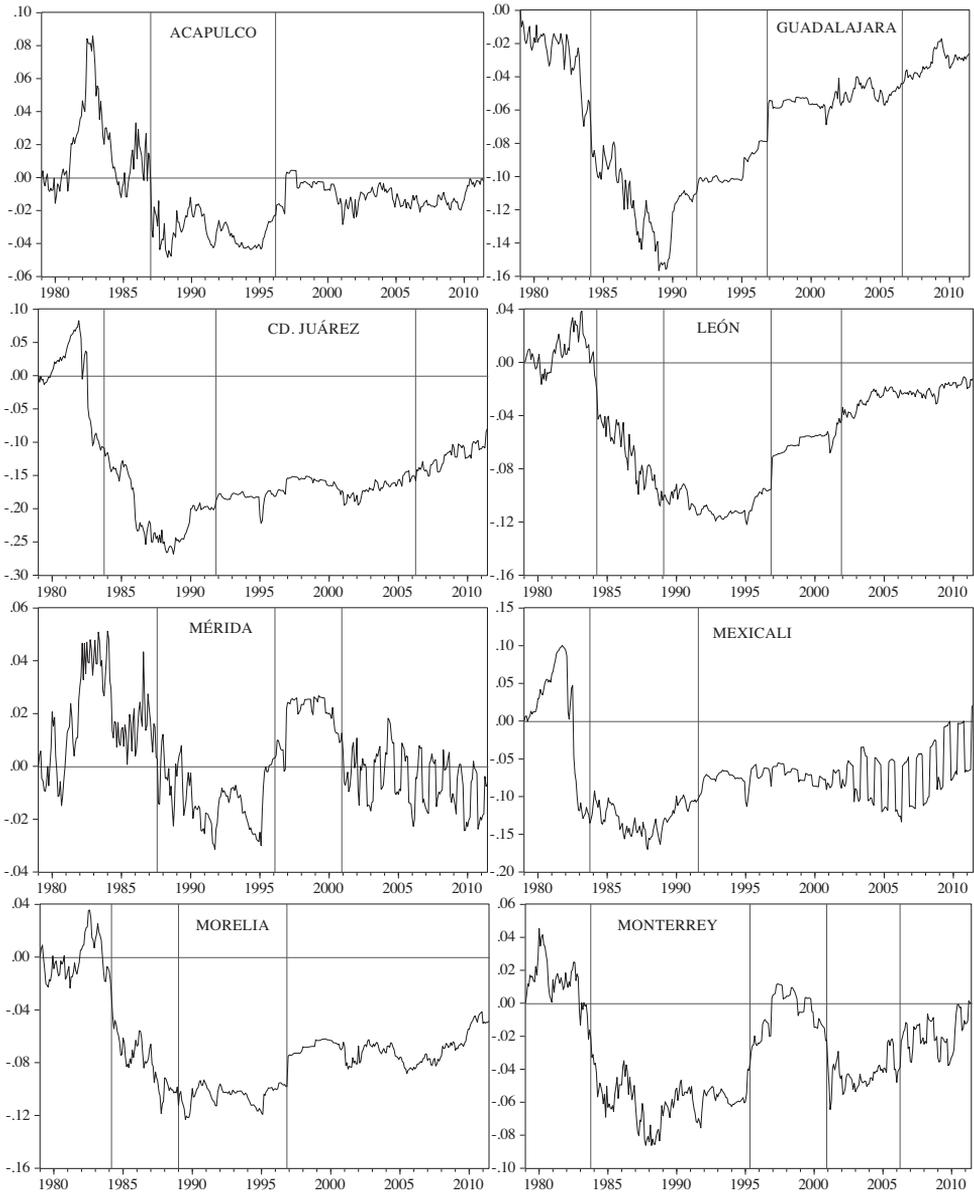
	<i>Barlett</i>		<i>Valores críticos por Boopstrap</i>	
	<i>Estad.</i>	<i>Valor-p</i>	<i>10%</i>	<i>5%</i>
Sin rupturas (homogéneo)	26.899	[0.000]	3.600	5.319
Sin rupturas (heterogéneo)	40.135	[0.000]	3.210	4.966
Con rupturas (homogéneo)	-1.703	[0.956]	2.581	3.068
Con rupturas (heterogéneo)	-0.593	[0.724]	1.338	1.697
	<i>Quadratic</i>		<i>Valores críticos por Boopstrap</i>	
	<i>Estad.</i>	<i>Valor-p</i>	<i>10%</i>	<i>5%</i>
Sin rupturas (homogéneo)	27.038	[0.000]	3.614	5.554
Sin rupturas (heterogéneo)	39.526	[0.000]	3.281	5.047
Con rupturas (homogéneo)	-1.699	[0.955]	2.495	2.949
Con rupturas (heterogéneo)	-0.579	[0.719]	1.257	1.560

Como se puede ver en el cuadro 4, a diferencia de las rupturas encontradas en el logaritmo natural de los índices de precios de las ciudades, las que presentan el diferencial de precios de cada ciudad con respecto del Distrito Federal son más heterogéneas. Cuando se considera la posibilidad de rupturas estructurales, no es posible rechazar la hipótesis nula de estacionariedad, ya sea que se asuma dependencia o independencia de las unidades en el panel. Sin embargo, si se ignoran dichas rupturas, como es el caso de la prueba de Hadri (2000), en todos los casos considerados se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad.⁴

En los diferenciales que se muestran en la Figura 1 considerando al Distrito Federal como ciudad líder, se puede observar que los diferentes periodos marcados por las rupturas estructurales del cuadro 3 corresponden a cambios en el nivel y/o en la tendencia de la convergencia de los precios de las 15 ciudades estudiadas hacia el precio del Distrito Federal. Independientemente si los precios son mayores o menores respecto de la ciudad líder, en el periodo más reciente se puede apreciar claramente una tendencia a la convergencia para casi todas esas ciudades, incluso en el caso de San Luis Potosí, se puede ver que después de la última ruptura estructural se ha hecho más pequeño el diferencial. Las excepciones son Culiacán, Puebla y Veracruz, en las que se observa una tendencia divergente de los precios del Distrito Federal, especialmente en las dos últimas ciudades en las cuales dicha tendencia se observa desde mediados de los años 1990.

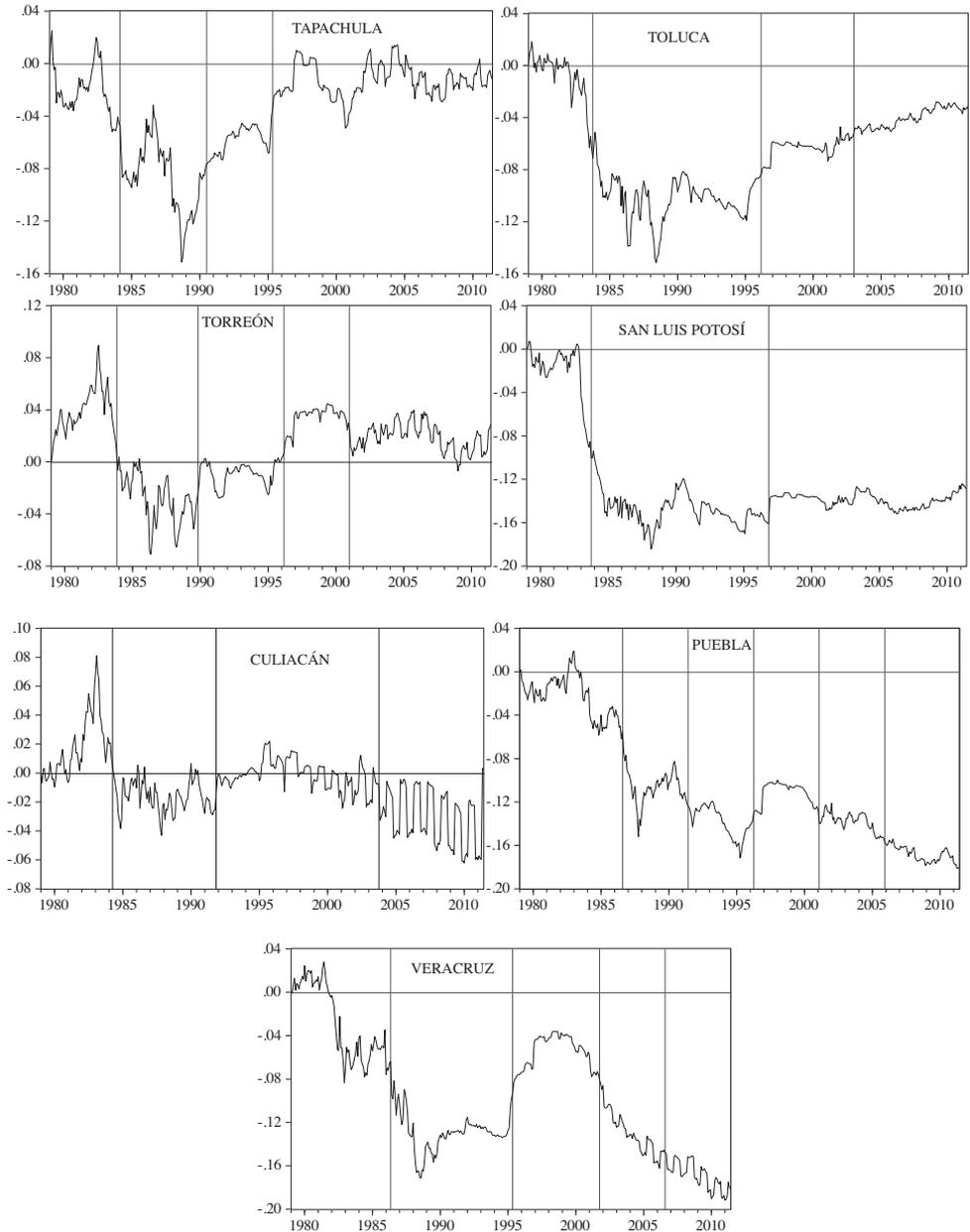
⁴ Esto demuestra la importancia de tomar en cuenta las rupturas estructurales, como se indicó en una nota a pie de página previa, para las pruebas de estacionariedad y para el análisis general que se presenta en este trabajo.

Figura 1
Diferencial de precios respecto del Distrito Federal
(Enero-1979 = 100)



Continuación ...

Figura 1
Diferencial de precios respecto del Distrito Federal
(Enero-1979 = 100)



Con el fin de corroborar la evidencia de convergencia de los distintos índices de precios de las ciudades consideradas con respecto a la ciudad líder, el Distrito Federal, en el cuadro 5 reportamos los resultados de las pruebas de raíces unitarias en panel sin rupturas de Schmidt y Phillips (1992) y con una ruptura, cambio en media, de Im, Lee y Tieslau (2005) para q_{it} incorporando una tendencia en ambas pruebas. Como se aprecia en dicho cuadro en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de la raíz unitaria, confirmando de este modo la evidencia de estacionariedad de q_{it} . Sin embargo, a pesar de esta evidencia adicional consideramos que la prueba de Carrión-i-Silvestre (2005) resulta más apropiada para verificar la estacionariedad de q_{it} dada la cantidad así como el tipo de rupturas presente en las series del panel en cuestión.

Cuadro 5
Resultados de las pruebas de Raíces unitarias en panel sin ruptura
y con un cambio de mediapara q_{it} :
(1979:01 – 2011:06)

	<i>Prueba LM de panel de SP sin rupturas</i>				<i>Prueba LM de panel con una</i>		
	<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>		<i>ruptura de Im, Lee y Tieslau (2005)</i>		
	<i>LM</i>	<i>Rezagos</i>	<i>LM</i>	<i>Rezagos</i>	<i>LM</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Fecha</i>
Mérida, Yuc.	-21.039	0	-13.844	2	-2.924	6	1983:05
Morelia, Mich.	-20.989	0	-16.620	1	-3.672	6	1995:10
Guadalajara, Jal.	-13.265	2	-15.985	1	-4.287	8	1990:03
Monterrey, N.L.	-2.105	4	-2.187	4	-3.255	6	2000:12
Mexicali, B.C.	-8.954	3	-20.404	0	-4.654	7	1982:04
Cd. Juárez, Chih.	-13.359	2	-22.385	0	-4.161	8	1985:10
Acapulco, Gro.	-13.285	2	-12.897	2	-3.490	8	1982:05
Culiacán, Sin.	-20.993	0	-13.149	2	-3.223	6	1995:09
León, Gto.	-13.257	2	-12.621	2	-1.958	8	1995:06
Puebla, Pue.	-13.231	2	-21.990	0	-3.556	6	1983:01
San Luis Potosí, S. L. P.	-13.336	2	-20.721	0	-2.997	6	1983:03
Tapachula, Chis.	-4.609	4	-4.070	4	-3.747	8	1991:07
Toluca, Edo. de Méx.	-21.123	0	-15.620	1	-3.968	6	2001:04
Torreón, Coah.	-13.292	2	-16.292	1	-4.555	7	1991:07
Veracruz, Ver.	-13.169	2	-9.832	3	-3.452	8	1996:10
Panel	-78.44**		-83.99**		-11.109**		

Notas: **, * Significativo al nivel del 1% y del 5%, respectivamente.

**Cuadro 6. Pruebas de Cointegración de Westerlund para p_{it} y p_{lt} .
(H_0 : No cointegración en el panel)**

Estadístico	Sin Bostraping			Con Bostraping			
	Valor	Valor-Z	Valor-p	Valor	Valor-Z	Valor-p	Valor-p*
G_t	-2.905	-2.646	[0.004]	-2.884	-2.465	[0.007]	[0.034]
G_a	-18.272	-3.711	[0.000]	-13.862	-1.054	[0.146]	[0.190]
P_t	-11.929	-4.363	[0.000]	-11.731	-4.058	[0.000]	[0.015]
P_a	-18.275	-6.044	[0.000]	-13.295	-2.756	[0.003]	[0.092]

Notas: * Valor-p robusto. Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 6 se presentan los resultados de las pruebas de cointegración en panel de Westerlund (2007) para p_{it} y p_{lt} asumiendo independencia entre las unidades, mostradas en el panel “*Sin Bostraping*” de dicho cuadro, tienden a rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre los índices de precios de las ciudades consideradas. Sin embargo, la prueba de independencia de sección cruzada LM de Breusch-Pagan aplicada a los residuales del modelo planteado en la ecuación (9) con un subconjunto de unidades estimado resultó ser de $\chi^2(10) = 305.7$, lo cual indica claramente la presencia de factores comunes que afectan a las unidades de sección transversal, razón por la cual es necesario modificar la prueba de acuerdo con Westerlund (2007) para tener en cuenta la dependencia entre las unidades del panel en cuestión, por lo que se requiere efectuar la prueba con valores críticos robustos a través de *bostrapping* para probar la hipótesis nula.

Cuando se toma en cuenta la dependencia en sección cruzada los resultados de la prueba de Westerlund (2007), mostrados en el panel “*Con Bostraping*” del cuadro 6, dos de las cuatro pruebas permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Es decir, la evidencia sugiere que los índices de precios de las ciudades cointegran con el índice de precios de la ciudad líder, en este caso el Distrito Federal, incluso en presencia de dependencia entre las unidades del panel.

**Cuadro 7
Estimaciones individuales y de panel para $p_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{lt} + u_{it}$
(1979:01 – 2011:06)**

	Con constante		Con constante y tendencia	
	$\hat{\beta}_i$	s.e.	$\hat{\beta}_i$	s.e.
Mérida, Yuc.	1.0014	0.0020	1.0038	0.0041
Morelia, Mich.	1.0108	0.0070	1.0297	0.0068
Guadalajara, Jal.	1.0050	0.0083	1.0318	0.0079
Monterrey, N.L.	1.0060	0.0055	1.0182	0.0094

Continúa...

	Con constante		Con constante y tendencia	
	$\hat{\beta}_i$	s.e.	$\hat{\beta}_i$	s.e.
Mexicali, B.C.	1.0156	0.0050	1.0325	0.0094
Ciudad Juárez, Chih.	1.0269	0.0093	1.0639	0.0105
Acapulco, Gro.	1.0045	0.0036	1.0147	0.0054
Culiacán, Sin.	1.0041	0.0022	0.9993	0.0042
León, Gto.	1.0083	0.0146	1.0411	0.0070
Puebla, Pue.	1.0210	0.0044	1.0177	0.0087
San Luis Potosí, S. L. P.	1.0190	0.0046	1.0323	0.0080
Tapachula, Chis.	0.9988	0.0068	1.0170	0.0103
Toluca, Edo. de Méx.	1.0077	0.0071	1.0322	0.0073
Torreón, Coah.	1.0030	0.0045	1.0135	0.0086
Veracruz, Ver.	1.0179	0.0128	1.0110	0.0236
Panel	1.0100	0.0021	1.0239	0.0031
Panel ^a	1.0058	0.0115	1.0207	0.0282

Notas: Las estimaciones se efectuaron con un rezago en el modelo. ^a Controla para efectos comunes de tiempo.

Por último, una vez que se ha verificado la presencia de cointegración en el panel, reportamos los resultados de la estimación individual y en panel a través del estimador para paneles cointegrados de Mark y Sul (2003) en el cuadro 7. Las estimaciones de β_i , de manera individual como para el panel, resultaron estadísticamente significativas bajo ambas especificaciones, sólo con constante y con constante y tendencia, y en todos los casos el parámetro estimado resultó muy cercano a la unidad, tanto de manera individual como para el panel en su conjunto, lo cual al igual que las demás pruebas tiende a apoyar la hipótesis de convergencia de precios intranacional en México en el periodo considerado.

Conclusiones

El estudio de la convergencia de precios en el nivel de ciudades o regiones es importante, entre otras cosas, porque la desviación persistente de precios relativos puede dar lugar a la posibilidad de diferentes tasas de interés real y salarios reales dentro de un país, propiciando una distribución no óptima de los recursos productivos (Nath y Sarkar, 2009 y Gómez y Rodríguez, 2013). En presencia de tales diferencias en el nivel de regiones o ciudades de un mismo país, una política monetaria generalizada podría no ser óptima.

Con base en el análisis de índices de precios de 15 ciudades de México, este trabajo muestra evidencia en favor del cumplimiento del principio de paridad

del poder de compra. Las pruebas de estacionariedad con rupturas aplicadas a los niveles de los índices de precios sugieren que estos poseen una raíz unitaria mientras que no es posible rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en el diferencial de los índices de precios de las ciudades con respecto al índice de precios de la capital del país, considerada la ciudad líder para efectos de comparación, lo cual sugiere que no hay evidencia de desviaciones persistentes de corto plazo en el principio de paridad de compra en las ciudades estudiadas. De igual forma, las pruebas de raíces unitarias en panel de Schmidt y Phillips (1992) sin rupturas así como la de Im, Lee y Tieslau (2005) con un cambio de nivel corroboran la evidencia sobre la estacionariedad del diferencial de los índices de precios con respecto a la ciudad líder.

Adicionalmente, los resultados de las pruebas de cointegración en panel, tomando en cuenta la posibilidad de dependencia en las unidades del panel, sugieren que los índices de precios de esas ciudades poseen una relación de equilibrio de largo plazo con el índice de precios de la ciudad líder en México. Así mismo, los estimadores de Mark y Sul para variables en paneles cointegrados revelan que los parámetros estimados, tanto a nivel individual como en conjunto, son muy próximos a la unidad. Lo cual provee evidencia adicional sobre el cumplimiento de la hipótesis de convergencia de precios intranacional en México en el periodo bajo estudio.

Referencias

- Abul Basher, S. y J. L. Carrion-i-Silvestre (2011). "Measuring persistence of U.S. city prices: new evidence from robust tests", *Empirical Economics*, vol. 41, no. 3, pp. 739-745.
- Akmal, M. (2012). "The relationship between inflation and relative price variability in Pakistan", *SBP Working Paper Series No. 44*.
- Akkonyunlu, S. y B. Siliverstovs (2010). "Does the Law of One Price hold in a high-inflation environment? A tale of two cities in Turkey", *KOF Working Papers*, KOF Swiss Economic Institute, no. 248.
- Boucher-Breuer, J., R. McNown y M. Wallace (2002). «Series-specific unit root tests with panel data», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 64, no. 5, pp. 527-546.
- Carrion-I-Silvestre, J.L., del Barrio, T., Lopez-Bazo, E. (2004). "Evidence on the Purchasing Power Parity in a Panel of Cities", *Applied Economics*, 36, 961-966.
- Cecchetti, S., Mark, N. y Sonora, R. (2002). "Price Index Convergence Among United States Cities", *International Economic Review*, 43 (4), 1081-99.
- Chen, L. L. and Devereux, J. (2003). "What can US city price data tell us about purchasing power parity?" *Journal of International Money and Finance*, 22, 213-22.

- Chmelarova, V. and H. K. Nath (2010). "Relative price convergence among US cities: Does the choice of numeraire city matter?" *Journal of Macroeconomics*, vol. 32, no. 1, pp. 405-414.
- Culver, S. E. and Papell, D. (1999). "Panel evidence of purchasing power parity using intranational and international data", Mimeo, Department of Economics, University of Houston.
- 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, 233–44.
- Fan, C. Simon y X. Wei (2006). "The Law of One Price: Evidence from the transitional economy of China", *Review of Economics and Statistics*, vol. 88, no. 4, pp. 682-697.
- Gómez Aguirre, M. (2010). "Convergencia de precios entre las principales ciudades de México", *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, vol. 5, núm. 2, pp. 85-104.
- Gómez Aguirre, M. y J. C. Rodríguez Chávez (2013). "Cambio estructural y convergencia de precios entre las principales ciudades de México", *EconoQuantum*, vol. 10, núm. 1, 2013, pp. 59-75.
- Im, K., H. M. Pesaran, and Y. Shin (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, vol. 62, no. 5, Pp. 53-74.
- Im, K.-S., J. Lee and M. Tieslau (2005). "Panel LM Unit-Root Tests with Level Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 393–419.
- Jenkins, M. A. (1997). "Cities, borders, distances, non-traded goods and purchasing power parity". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 203–13.
- Levin, A., Lin, C. F. and Chu, C. S. J. (2002). "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- Mark, N. C. and D. Sul (2003). "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, no. 5, pp. 655-680.
- Mohsin, H. M. and S. Gilbert (2010). "The relative city price convergence in Pakistan: Empirical evidence from spatial GLS", *The Pakistan Development Review*, vol. 49, no. 4, Part II, pp. 439-448.
- Monge, A. y D. Winkelried (2009). "PPC y convergencia de precios: un análisis para las ciudades del Perú", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 27, núm. 58, pp. 56-105.
- Nath, H. K. and J. Sarkar (2009). "Unbiased estimation of the half-life to price index convergence among U.S. Cities", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 41, no. 5, pp. 1041-1046.

- Nath, H. K. and J. Sarkar (2013). "City relative price dynamics in Australia: are structural breaks important", *NCER Working Paper Series*, Working Paper no. 89.
- Nenna, M. (2001). "Price level convergence among Italian cities: any role for the Harrod-Balassa-Samuelson hypothesis?", *Mimeo*, Faculty of Economics, University of Rome La Sapienza.
- Parsley, D. C. and Wei, S. J. (1996). "Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, 1211–36.
- Pervaiz Ghauri, S., A. Qayyum and M. Farroq Arby (2013). "Price level convergence: evidence from Pakistan cities", *Pakistan Economic and Social Review*, vol. 51, no. 1, pp. 1-12.
- Rangakulnuwata, P., A. K. M. Mahbub Morshedb, H. Holly Wangc and S. K. Ahnd (2012). "Price convergence in US cities: a cointegration approach with two structural breaks", *Applied Economics*, vol. 44, no. 14, pp. 1849-1862.
- Schmidt, P. and P. Phillips (1992). "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 257–287.
- Sonora, R. J. (2005). "City CPI convergence in Mexico", *Review of Development Economics*, vol. 9, no. 3, pp. 359-367.
- Vargas-Téllez C. O. (2008). "Purchasing power parity across Mexican cities: a panel data analysis", *Applied Economics*, vol. 40, pp. 2891-2899.
- Westerlund, J. (2007). "Testing for error correction in panel data" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 69, pp. 709–748.
- Yazgan, M. Ege y H. Yilmazkuday (2010). "Price-level convergence: new evidence from US cities", *Economic Letters*, vol. 110, no. 2, pp. 76-78.