

Ciudades de México: un análisis de convergencia de precios (enero 2010 - octubre 2021)

MARIO GÓMEZ*

RESUMEN

En este artículo se estudia la convergencia de precios de 34 ciudades de México. Para ello, se aplican pruebas de raíz unitaria univariable, pruebas de raíz unitaria de datos panel y la prueba de convergencia. Los resultados indican que 15 de 34 ciudades no refutan la paridad relativa intranacional con pruebas univariadas e incorporando dos cambios estructurales. Para el caso de las pruebas con datos panel sin y con cambio estructural, los resultados validan también la paridad de precios relativa intranacional. En este mismo sentido, los resultados de la prueba de convergencia lo confirman y muestran la existencia de un sólo club de convergencia. Lo anterior implica que las ciudades están integradas, con unos precios que están fuertemente relacionados y con una tasa de convergencia de precios muy rápida en el largo plazo.

Palabras clave: precios relativos, cambio estructural, raíz unitaria, convergencia.

Clasificación JEL: E30, C23, R10.

ABSTRACT

Mexico cities: a price convergence analysis (January 2010-October 2021)

This paper studies the price convergence of 34 cities in Mexico. For this, univariate unit root tests, panel data unit root (first generation) tests and the convergence test are applied. The results indicate that 15 of 34 cities do not refute the intranational relative parity with univariate tests and incorporating two structural changes. For the case of tests with panel data

* Profesor Investigador Titular del Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, ININEE, Morelia, México. Correo electrónico: mgomez@umich.mx. ORCID: 0000-0002-4906-0966.

without and with structural change, the results also validate the intranational relative price parity. In this same sense, the results of the convergence test confirm this and show the existence of a single convergence club. This implies that the cities are integrated, the prices are strongly related and with a very fast price convergence rate in the long term.

Keywords: relative prices, structural change, unit root, convergence.

JEL Classification: E30, C23, R10.

INTRODUCCIÓN

La Paridad del Poder de Compra (PPC) es una de las teorías que busca explicar y medir estadísticamente el tipo de cambio real de equilibrio y sus variaciones, de acuerdo con las alteraciones en los precios del país considerado y de sus socios comerciales. La PPC en su versión absoluta, es una teoría que señala que el determinante principal del comportamiento del tipo de cambio de equilibrio de dos monedas de dos países son los cambios en el nivel agregado de precios entre dichos países, por lo que, un determinado bien debe mantener el mismo precio en cualquier país si se mide con la misma moneda (Dornbusch, 1985). Dicha teoría ha sido sujeta a una cantidad enorme de investigación en los últimos años. Sin embargo, la evidencia empírica muestra resultados mixtos, es decir, ha tenido dificultades para encontrar evidencia del cumplimiento de la hipótesis (Gómez, 2011).

En este sentido, el análisis de convergencia de precios intranacional ha aumentado el interés, ya que se esperaba que la diferencia y volatilidad de precios que puede haber entre países no sea tan marcado entre ciudades o regiones dentro de un mismo país. Al interior de un país no hay barreras al comercio ni volatilidad del tipo de cambio, costos de transporte menores (relativamente) y un índice de precios más homogéneo, por lo tanto, debería de haber una mayor integración de los mercados (Chaudhuri y Sheen, 2004). Se debería esperar mucho más comercio entre las regiones, estados y ciudades de bienes, trabajo y capital al interior de un mismo país que entre países, lo que puede conducir a una tasa de convergencia más rápida de los precios a nivel intranacional que internacional (Gómez y Rodríguez, 2013).

Este análisis de la convergencia de precios a nivel de ciudad o regional que permite verificar la desviación persistente de los precios

relativos es muy importante, debido a que puede generar al interior de un país, entre otras cosas, la existencia de diferentes tasas de interés y salarial reales, provocando una distribución no adecuada de los recursos productivos (Dreger y Kosfeld, 2010; Nath y Sarkar, 2009). Cuando persisten estas diferencias en las regiones o en las ciudades de un mismo país, una única política monetaria puede no ser adecuada (Gómez y Rodríguez, 2013).

Para el caso de México es muy poco el análisis que se ha hecho sobre este tema, sobre todo, estudios que incorporen metodologías que permitan cambios estructurales. Esta investigación contribuye a la literatura en los siguientes puntos: 1) se aplica la prueba de raíz unitaria de datos panel que permite la incorporación de cambios estructurales y la dependencia de sección cruzada desarrollada por Karavias y Tzavalis (2014) y siguiendo a Chen *et al.* (2021) para su implementación; 2) debido a la heterogeneidad de la dinámica de los precios, también se contribuye a la literatura empírica aplicando la prueba de convergencia propuesta por Phillips y Sul (2007, 2009). Esta investigación tiene como objetivo analizar la convergencia de precios relativos intranacional de 34 ciudades de México para el periodo enero 2010 - octubre 2021.

El presente artículo está estructurado de la siguiente manera: después de la introducción, en la primera sección se hace una revisión de literatura empírica; en la segunda sección, se comentan las pruebas de raíz unitaria univariantes, de datos panel y se describe la prueba de convergencia club; posteriormente, en la tercera sección se presentan y discuten los resultados obtenidos; y finalmente, se presentan las conclusiones.

1. REVISIÓN DE LITERATURA EMPÍRICA

En esta sección se enlistan algunos de los trabajos realizados sobre la convergencia de los precios a nivel intranacional. Investigaciones que muestran evidencia a favor de la convergencia de precios son: el estudio de Engel y Rogers (1994) para 23 ciudades en los Estados Unidos y Canadá; Sonora (2005) para 34 ciudades de México; Morshed *et al.* (2006) para 25 ciudades de la India; Yazgan y Yilmazkuday (2011) para 52 ciudades de Estados Unidos; Kitenge y Morshed (2019) para el caso de 24 productos básicos en 78 ubicaciones en la India lingüística y topográficamente diversa; finalmente, Mendoza-Velázquez y Rodero-García

(2021) estudian la convergencia de precios relativos bajo metas inflacionarias para 46 ciudades rurales y urbanas de México, aunque en las pruebas univariadas no todas las ciudades convergen en la misma tendencia a largo plazo, las pruebas panel de raíz unitaria que tienen en cuenta la dependencia transversal favorecen la convergencia relativa de los precios de los alimentos. Estudios con evidencia mixta: está el trabajo de Carrion-i-Silvestre *et al.* (2003) para 50 ciudades españolas, aunque los resultados aceptan la PPC intranacional, las desviaciones de corto plazo indican que los factores reales pueden causar una tasa de convergencia lenta a un índice de precios común; González y Rivadeneira (2004) encuentran un alto grado de cumplimiento de la PPC para bienes comerciables como frutas, verduras y alimentos en general, caso contrario, se encuentra en el sector servicios de la economía mexicana; Chaudhuri y Sheen (2004), muestran que la PPC intranacional no puede ser rechazada para la mayoría de las ciudades de Australia; Vargas-Téllez (2008) realiza un análisis de la PPC intranacional (16 ciudades y 8 tipos de mercados) para el caso de México, resultados muestran la validación de la PPC para 7 de los 8 mercados analizados; Sonora (2009) para 20 áreas metropolitanas de Estados Unidos, hay convergencia para la mayoría de los precios relativos de las ciudades, donde la tasa de convergencia se encuentra de acuerdo con la teoría, entre 1 y 2 años; Oh y Han (2009) para 6 ciudades de Korea, incluyendo 13 bienes comerciables y no comerciables, encuentran el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en 6 de 8 bienes comerciables y en 2 de 5 bienes no comerciables; Arruda *et al.* (2018) para el caso de 3 bienes (comerciables y no comerciables) de 11 ciudades de Brasil, aunque no se encuentra estacionariedad en el tipo de cambio real para todas las ciudades, existe convergencia de precios muy variado desde 7 a 69 meses; Rodríguez-Benavides y Rodríguez-Nava (2019) para el caso de bienes y servicios de ciudades de México seleccionadas, aunque 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; González (2020) para la convergencia de precios de las regiones de Argentina, en donde se encuentra evidencia de convergencia condicional y absoluta, aunque cuando se aplica el análisis de cointegración no todas las regiones validan la relación a largo plazo de los precios entre las regiones. Finalmente, estudios donde no se valida

la hipótesis: Nagayasu (2010) para 10 regiones en Japón, resultados indican que la inflación promedio de las regiones difiere significativamente y no hay convergencia de precios entre ellas; Ganioglou y Seven (2021) estudian la convergencia de precios regional de vivienda a largo plazo de Turquía y no encuentran evidencia de convergencia regional de precios entre las 26 regiones de este país. Los resultados revelan que las regiones se pueden agrupar en siete clubes de convergencia y un club de divergencia, lo que confirma la heterogeneidad y complejidad del mercado inmobiliario turco. Por lo anterior, es evidente que a nivel intranacional también pueden existir diferencias en la inflación en las ciudades o regionales dentro de un mismo país.

De acuerdo con la literatura revisada, la mayoría de ella utilizan pruebas de raíz unitaria (univariable y de datos panel) y pocos utilizan pruebas que permitan cambios estructurales y dependencia de sección cruzada. Para el caso de México sólo el trabajo de Mendoza-Velázquez y Rondero-García (2021) aplican prueba de raíz unitaria de datos panel con cambio estructural que relajan el supuesto dependencia de sección cruzada y ningún trabajo a aplicando la prueba de convergencia propuesta por Phillips y Sul (2007, 2009). Además, la no estacionariedad no necesariamente implica la no convergencia de precios y el no cumplimiento de la PPC. La evidencia de la convergencia de precios asociada con un proceso de reversión aún más lento de las desviaciones de la PPC influye en el no rechazo de la presencia de una raíz unitaria en la serie de tipo de cambio real. Sin embargo, este hecho no contradice necesariamente la validez de la PPC como señalan algunos estudios (Arruda *et al.*, 2018; Cecchetti *et al.*, 2002; Chen y Devereux, 2003; Culver y Papell, 1999). Por esta razón, es muy importante aplicar otras metodologías como la propuesta por Phillips y Sul (2007, 2009) para probar la convergencia o no de los precios de las ciudades en México. Sería de mucha utilidad identificar si existen diferentes regiones o club de convergencia de los precios que pueden generar diferentes tasas de interés y salarial reales, provocando una distribución no adecuada de los recursos con una única política monetaria.

2. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

Para probar la convergencia de precios, en esta sección se comentan y describen las pruebas de raíz unitaria univariable (con y sin cambios

estructurales), las pruebas de raíz unitaria con datos panel (con y sin cambios estructurales) y la prueba de convergencia propuesta por Phillips y Sul (2007, 2009). Para ello, se utilizan los índices de precios del consumidor (IPC) de 34 ciudades de México, los cuales fueron tomados del Sistema de Cuentas Nacionales de México, Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para el periodo de muestra de enero 2010 a octubre 2021. Para estudiar las propiedades dinámicas de los precios relativos de las ciudades o del tipo de cambio real de la ciudad, se aplican varias pruebas de raíz unitaria sobre los precios relativos, los cuales se pueden calcular de la forma siguiente:

$$tcr_i = p_{i,t} - p_{0,t} \quad (1)$$

Donde tcr_t mide la diferencia porcentual entre el precio de la ciudad i y la ciudad numeraria, $p_{i,t} = \ln(P_{i,t})$ es el logaritmo natural de IPC ($P_{i,t}$) de la ciudad i y $p_{0,t} = \ln(P_{0,t})$ es el logaritmo natural del IPC ($P_{0,t}$) de la ciudad numeraria o de referencia respecto a la cual se comparan los precios. En esta investigación se considera a la Ciudad de México como la ciudad numeraria debido a que es la ciudad líder, la más grande y porque está ubicada, aproximadamente, en el centro del país. En la mayoría de los trabajos para el caso de México se incluye esta ciudad como ciudad numeraria (ver por ejemplo, Gómez y Rodríguez, 2013; Mendoza-Velázquez y Rodero-García, 2021; Sonora, 2005). Si tcr_t es igual a cero, implica que la paridad del precio absoluta se cumple. Cuando se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria sobre esta desviación o precio relativo, implica que hay estacionariedad y existe una convergencia en el largo plazo y, por lo tanto, no se refuta la hipótesis de la paridad de precios intranacional. Se cumple la paridad relativa de largo plazo si hay convergencia a una constante diferente de cero, mientras que la paridad absoluta de largo plazo se valida cuando la convergencia es a cero (Ceglowski, 2003).

En este artículo se aplican las pruebas de raíz unitaria univariable de DickeyFuller (1979, DF), Dickey-Fuller Aumentada (1981, DFA), Phillips y Perron (1988, PP), Lee y Strazicich (2003), las pruebas de raíz unitaria con datos panel de Levin *et al.* (2002, LLC), de Im *et al.* (2003, IPS), de Fisher usando ADF (ADF-Fisher) y PP (PP-Fisher) (Maddala y Wu, 1999; Choi, 2001), de Karavias y Tzavalis (2014) y la prueba de convergencia propuesta por Phillips y Sul (2007, 2009).

En esta investigación se sigue a Chen *et al.* (2021) para su implementación de la novedosa prueba de raíz unitaria desarrollada por Karavias y Tzavalis (2014). Esta prueba permite cambios estructurales (endógenos) en los componentes deterministas de las series. La prueba permite intercepto y tendencia lineal, errores no normales y heteroscedasticidad y dependencia en la sección cruzada. Tienen mayor poder frente a alternativas homogéneas y heterogéneas, y pueden aplicarse a paneles con dimensiones de series temporales pequeñas o grandes.

También se aplica la metodología de convergencia de Phillips y Sul (2007, 2009), la cual es diferente a las aplicadas en los trabajos de convergencia de precios analizados anteriormente. Esta metodología toma en cuenta la heterogeneidad individual y se adapta a la evolución en el comportamiento heterogéneo y la necesidad de capturar este comportamiento en el modelado empírico. Desarrolla una prueba econométrica de convergencia para los componentes idiosincrásicos variables en el tiempo. Esta nueva prueba de regresión (prueba log-t) explora si existe una convergencia hacia un único componente común a largo plazo. También cuestiona la posible segmentación del mercado en la forma de un club de convergencia donde convergen a su estado estacionario. Para ello, se emplea un algoritmo de agrupamiento de convergencia de clubes, es decir, los datos del panel se agrupan en clubes con características de convergencia similares. Por lo tanto, esta metodología es capaz de identificar la posible segmentación del mercado en forma de club de convergencia (Ganioglu y Seven, 2021). En presencia de heterogeneidad, las pruebas estándar de cointegración y raíz unitaria pueden no ser adecuadas para probar convergencia (Phillips y Sul, 2007).

Además, el enfoque de la prueba log t ofrece una serie de ventajas potenciales sobre otros enfoques para estudiar la convergencia: 1) permite determinar endógenamente el número de grupos (estados, ciudades, etc.) que pertenecen a cada club de convergencia (Ivanovski *et al.*, 2018); 2) cuando existen posibles cambios estructurales a lo largo de los años, esta prueba es adecuada para tener en cuenta la heterogeneidad en el conjunto de datos entre regiones y sectores, así como sobre el tiempo (Ivanovski *et al.*, 2018); y 3) esta metodología puede incluir procesos lineales, no lineales, estacionarios y no estacionarios (Phillips y Sul, 2007).

Varios estudios han utilizado esta metodología, en el campo del mercado inmobiliario (por ejemplo, Churchill *et al.*, 2018; Montagnoli

y Nagayasu, 2015; Montañés y Olmos, 2013) han adoptado esta metodología para evaluar la convergencia de los precios de la vivienda regionales, particularmente, en los países desarrollados países como Reino Unido, Estados Unidos y Australia. Además, también en el análisis de convergencia de la desigualdad del ingreso (Suárez-Arbesú *et al.*, 2022) y en la convergencia de la pobreza energética (Salman *et al.*, 2022).

Siguiendo a Phillips y Sul (2007), la descripción de esta propuesta metodológica parte de descomponer los datos panel X_{it} de la siguiente manera:

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \quad (2)$$

Donde g_{it} y a_{it} representan los componentes permanentes y transitorios, respectivamente, en un marco que puede incluir procesos lineales, no lineales, estacionarios y no estacionarios. Como esta especificación puede contener componentes idiosincráticos y comunes en ambos elementos g_{it} y a_{it} , se puede separar la parte común de la idiosincrática de dichos componentes en el panel, realizando la siguiente transformación de (2),

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t \quad (3)$$

Donde μ_t es un único componente común y δ_{it} es un elemento idiosincrático variable en el tiempo. Para estimar este último, es necesario remover μ_t de la siguiente manera:

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (4)$$

Donde h_{it} es el parámetro de transición relativo, que captura la ruta de transición para el promedio del panel en el momento t . Es decir, traza un camino de transición del individuo i respecto al promedio del panel. En este sentido, para probar la convergencia, Phillips y Sul (2007) proponen un enfoque semiparamétrico y asumen la siguiente forma general del coeficiente: $\delta_{it} = \delta_i + \sigma_{it} \varepsilon_{it}$,

$\sigma_{it} = \frac{\sigma_i}{L(t)t^\alpha}$, $t \geq 1$, $\sigma_i > 0$ para toda i . Donde $L(t)$ es una función que cambia lentamente. De acuerdo Phillips y Sul (2007), hay la convergencia si $\alpha \geq 0$ y la hipótesis nula de convergencia como $H_0: \delta_i = \delta$ y $\alpha \geq 0$, en contra de la alternativa $H_a: \delta_i \neq \delta$ para toda i o $\alpha < 0$. De esta manera, el t -test para la hipótesis nula de convergencia, puede ser realizado a través de la siguiente ecuación:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log(\log(t)) = c + b\log(t) + \varepsilon_t \text{ para } t = [rT], [rT] + 1, \dots, T \text{ con } r > 0 \quad (5)$$

Donde $H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2$ y $b=2\alpha$, la hipótesis nula de una cola de $b \geq 0$. La hipótesis nula se puede rechazar a un nivel de significancia del 5% cuando $t_b < -1.65$. Phillips y Sul (2007, 2009) utiliza el siguiente algoritmo de agrupamiento para identificar los clubes de convergencia dentro del panel:

1. De acuerdo a la última observación, se ordenan los miembros del panel;
2. Seleccionar los primeros k individuos más altos en el panel para formar el subgrupo G_k para algún $N > k \geq 2$, y después, realizar la prueba de convergencia (5) para este grupo. El tamaño del grupo central se elige sobre la base del t_k máximo con $t_k > -1.65$.
3. Agregar una unidad, a la vez, de las restantes al grupo central y realizar la prueba nuevamente mediante la ecuación (5), después utilizar el criterio de signo ($b \geq 0$) para determinar si una unidad se incorpora al grupo central;
4. Este procedimiento se repite para el caso de las unidades restantes, hasta que ya no se puedan formar más clubes de convergencia.

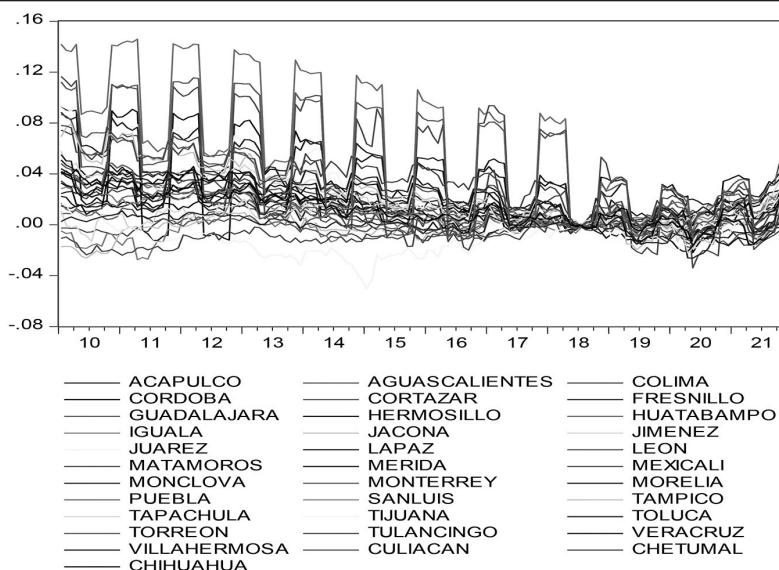
Siguiendo este procedimiento iterativo, cada club se identifica con su trayectoria de convergencia, mientras que las unidades que no muestran convergencia, forman un club no convergente. De acuerdo con Suárez-Arbesú *et al.* (2022) la magnitud de b indica si la convergencia es relativa o absoluta: 1) cuando $2 > b \geq 0$ hay evidencia de convergencia relativa, es decir, las diferencias tienden a reducirse sobre el tiempo o hay convergencia en las tasas de crecimiento; y 2) si $b \geq 2$, implica convergencia absoluta o convergencia en nivel. Para la aplicación de la prueba

de convergencia de Phillips y Sul (2007, 2009) se siguió la propuesta de Du (2017).

3. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Los precios relativos o el tipo de cambio real de las 34 ciudades respecto a la Ciudad de México para el periodo enero 2010 a octubre 2021 se presentan en la gráfica 1 y 2¹ (base segunda quincena de Julio 2018). La evidencia muestra que los precios de las ciudades reflejan fuertes movimientos de sus desviaciones al principio, pero con una clara convergencia, aunque al final del periodo parece mostrar un poco de divergencia. Por lo anterior, es importante verificar si existe tal convergencia con las diferentes pruebas estadísticas de raíz unitaria y la nueva propuesta metodológica de club de convergencia.

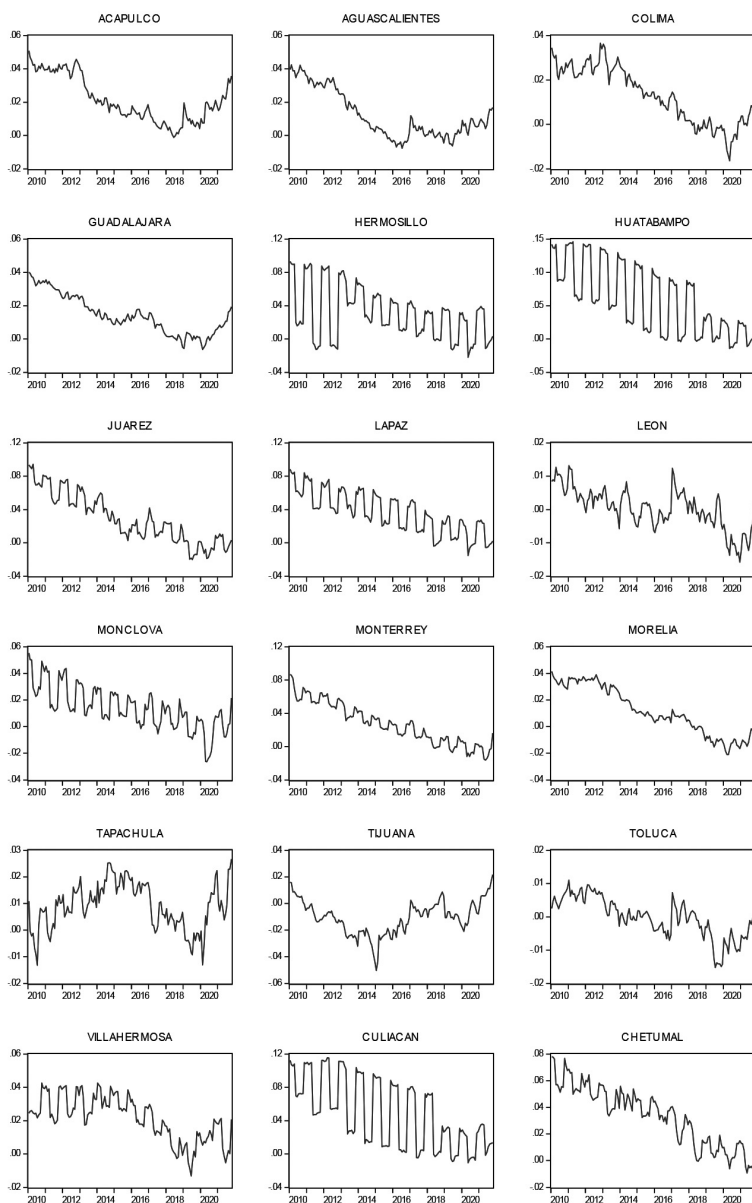
GRÁFICA 1
PRECIOS RELATIVOS DE LAS 34 CIUDADES DE MÉXICO



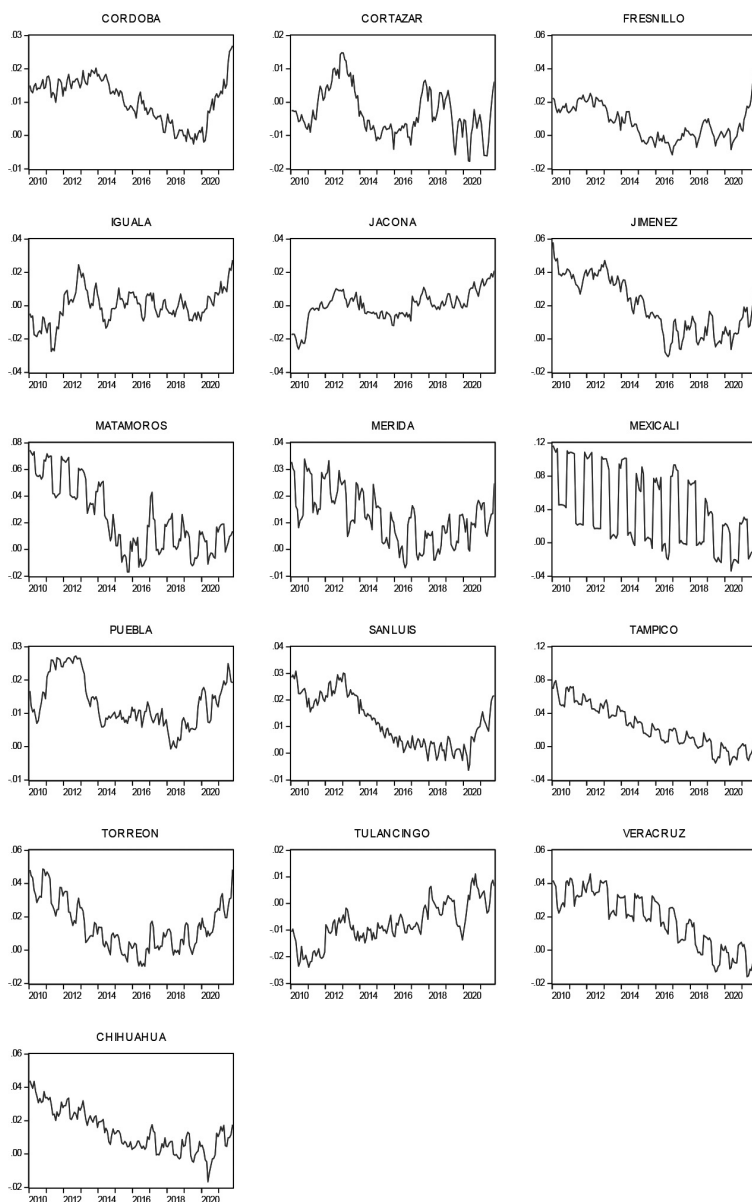
Fuente: Elaboración propia con base al Sistema de Cuentas Nacionales de México, Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

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

GRÁFICA 2
PRECIOS RELATIVOS DE LAS 34 CIUDADES DE MÉXICO



GRÁFICA 2 (CONTINUACIÓN)



Fuente: Elaboración propia con base al Sistema de Cuentas Nacionales de México, Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

Analizando la estadística descriptiva de los precios relativos de las 34 ciudades de México (cuadro 1), las dos ciudades que presentan menor inflación promedio a la de la Ciudad de México son Tijuana (-1.03%) y Tulancingo (-0.75%), mientras que ciudades como Huatabampo (5.7%) y Culiacán (4.8%) son las ciudades que presentan una inflación promedio mayor.

CUADRO 1
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

Precio relativo de las ciudades	Media	Valor mínimo	Valor máximo
HUATABAMPO	0.05783	0.145874	-0.014256
CULIACAN	0.048152	0.115382	-0.010495
MEXICALI	0.038509	0.116536	-0.033994
LAPAZ	0.0361	0.088323	-0.015427
CHETUMAL	0.033422	0.077958	-0.009318
HERMOSILLO	0.030386	0.09319	-0.022003
JUAREZ	0.028766	0.094122	-0.020001
MONTERREY	0.027153	0.08665	-0.01616
MATAMOROS	0.023525	0.07437	-0.016948
TAMPICO	0.023472	0.079202	-0.022138
ACAPULCO	0.021438	0.050921	-0.001224
VILLAHERMOSA	0.02131	0.042651	-0.013255
JIMENEZ	0.019464	0.057884	-0.010608
VERACRUZ	0.018011	0.045755	-0.015954
TORREON	0.014544	0.048617	-0.009609
GUADALAJARA	0.014307	0.039989	-0.006232
MONCLOVA	0.013936	0.05508	-0.02626
CHIHUAHUA	0.013678	0.044037	-0.016743
PUEBLA	0.013047	0.027211	-0.000669
COLIMA	0.012927	0.036529	-0.016371
MERIDA	0.012165	0.033868	-0.006895
AGUASCALIENTES	0.012104	0.042446	-0.007645
SANLUIS	0.011873	0.030773	-0.006396
MORELIA	0.011698	0.0415	-0.02098
CORDOBA	0.010635	0.026941	-0.00254
TAPACHULA	0.008921	0.026557	-0.013134
FRESNILLO	0.007545	0.040333	-0.011646
LEON	0.000294	0.013175	-0.015835
JACONA	-3.99E-06	0.021053	-0.026191
IGUALA	-0.000185	0.027316	-0.027452
TOLUCA	-0.000262	0.010956	-0.015258

CUADRO 1 (CONTINUACIÓN)

Precio relativo de las ciudades	Media	Valor mínimo	Valor máximo
CORTAZAR	-0.003245	0.014802	-0.017774
TULANCINGO	-0.007507	0.011026	-0.023949
TIJUANA	-0.010385	0.021688	-0.050249

Fuente: cálculos del autor realizados en Eviews 10.

3.1. Resultados de las pruebas de raíz unitaria univariantes sin y con cambios estructurales

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria DF o DFA y PP se presentan en el cuadro 2. En el caso de la primera prueba, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria sólo para 2 de 34 ciudades cuando se incorpora una constante, y 4 de 34 cuando se incluye constante y tendencia. En el caso de la segunda prueba los resultados son mejores, ya que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para 11 y 18 de 34 ciudades, cuando se incorpora la constante y la constante y tendencia, respectivamente. Sin embargo, de acuerdo con la gráfica de los precios, algunas ciudades presentan movimientos bruscos que pueden ser debido a cambios estructurales, los cuales deben ser incluidos en las pruebas de raíz unitaria para una mejor especificación del modelo de la prueba. Por lo anterior, tomando en cuenta la posibilidad de cambios estructurales en las series de precios relativos, se aplica una prueba de raíz unitaria que permite dos cambios estructurales.

CUADRO 2
RESULTADO DE LAS PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA, ENERO 2010 - OCTUBRE 2021

Precio relativo de las ciudades	Prueba DF o DFA Constante	Prueba DF o DFA Constante y tendencia	Prueba PP Constante	Prueba PP Constante y tendencia
ACAPULCO	-2.006	-0.595	-2.006	-0.300
AGUASCALIENTES	-1.944	-0.840	-1.933	-0.277
CHETUMAL	-0.409	-2.112	-2.125	-5.238***
CHIHUAHUA	-2.074	-0.277	-2.595*	-3.252*
COLIMA	-1.108	-0.884	-1.772	-2.741
CORDOBA	-1.040	-0.261	-0.851	0.179
CORTAZAR	-2.832*	-2.865	-2.562	-2.568
CULIACAN	-1.367	-2.585	-4.240***	-5.260***
FRESNILLO	-0.734	0.432	-0.847	0.628
GUADALAJARA	-2.212	-0.330	-2.212	-0.002
HERMOSILLO	-1.592	-2.424	-4.951***	-5.200***
HUATABAMPO	-1.001	-3.339*	-3.925***	-5.536***

CUADRO 2 (CONTINUACIÓN)

Precio relativo de las ciudades	Prueba DF o DFA Constante	Prueba DF o DFA Constante y tendencia	Prueba PP Constante	Prueba PP Constante y tendencia
IGUALA	-2.161	-2.569	-2.279	-2.629
JACONA	-1.873	-2.466	-1.701	-2.423
JIMENEZ	-2.355	-1.631	-2.272	-1.329
JUAREZ	-1.945	-0.987	-2.303	-4.515***
LAPAZ	-1.590	-2.726	-3.284**	-5.361***
LEON	-2.951**	-3.786**	-2.783*	-3.709**
MATAMOROS	-1.943	-0.994	-2.680*	-3.651**
MERIDA	-1.340	0.068	-3.894***	-4.267***
MEXICALI	-1.405	-2.863	-4.811***	-5.423***
MONCLOVA	-1.979	-2.181	-3.962***	-5.157***
MONTERREY	-1.458	-0.556	-2.451	-4.761***
MORELIA	-1.502	-2.230	-1.492	-2.132
PUEBLA	-1.760	-1.633	-1.850	-1.746
SANLUIS	-1.996	-1.414	-1.939	-1.296
TAMPICO	-2.119	0.511	-2.061	-4.396***
TAPACHULA	-1.827	-1.874	-2.902**	-2.869
TIJUANA	-1.791	-2.137	-1.833	-1.924
TOLUCA	-2.339	-3.628**	-2.195	-3.617**
TORREON	-1.204	1.165	-2.388	-1.766
TULANCINGO	-2.014	-4.133***	-1.890	-4.133***
VERACRUZ	-0.300	-2.483	-2.271	-4.664***
VILLAHERMOSA	-1.157	-1.741	-2.816*	-4.131***

Nota: ***, ** y * indican rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1, 5 y 10%, respectivamente.

Fuente: cálculos del autor realizados en Eviews 10.

Aplicando la metodología de Lee y Strazicich (2003) para pruebas de raíz unitaria que permiten dos cambios estructurales, los resultados se presentan en el cuadro 3. Para el caso del modelo *Crash* que permite dos cambios estructurales en la constante, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria sólo para 6 de 34 ciudades.

CUADRO 3
RESULTADO DE LAS PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA, ENERO 2010 - OCTUBRE 2021

Precio relativo de las ciudades	Modelo Crash	Modelo Trend Break
ACAPULCO	-1.463(2019M12,2020M03)	-3.889(2013M01,2019M02)
AGUASCALIENTES	-1.959(2019M12,2020M05)	-4.526(2014M08,2020M04)
CHETUMAL	-4.904*** (2014M04,2017M04)	-6.500*** (2014M02,2018M03)
CHIHUAHUA	-2.963(2014M04,2019M10)	-5.448** (2016M11,2020M08)
COLIMA	-2.547(2020M05,2020M07)	-4.906(2012M11,2020M08)

CUADRO 3 (CONTINUACIÓN)

Precio relativo de las ciudades	Modelo Crash	Modelo Trend Break
CORDOBA	-1.879(2019M02,2020M04)	-7.219*** (2014M06,2019M12)
CORTAZAR	-2.775(2020M05,2021M07)	-4.504(2011M04,2013M07)
CULIACAN	-3.415*(2016M10,2017M04)	-5.824** (2013M04,2018M09)
FRESNILLO	-1.768(2013M11,2016M02)	-4.834(2015M11,2020M02)
GUADALAJARA	-1.903(2013M03,2019M01)	-5.177(2015M09,2020M02)
HERMOSILLO	-2.773(2011M04,2012M04)	-7.895*** (2013M03,2014M14)
HUATABAMPO	-3.493(2016M10,2017M04)	-5.649** (2013M04,2018M09)
IGUALA	-3.122(2015M03,2017M03)	-4.495(2011M11,2019M06)
JACONA	-2.108(2014M01,2016M11)	-4.538(2012M08,2015M03)
JIMENEZ	-1.800(2018M12,2019M10)	-3.957(2011M12,2016M03)
JUAREZ	-2.971(2016M10,2019M10)	-4.028(2016M04,2019M05)
LAPAZ	-2.553(2011M04,2012M02)	-5.989** (2011M03,2017M04)
LEON	-3.911** (2013M11,2018M07)	-7.048*** (2016M11,2020M05)
MATAMOROS	-2.864(2012M04,2014M04)	-4.689(2011M05,2014M09)
MERIDA	-2.900(2014M03,2020M05)	-5.035* (2014M04,2018M09)
MEXICALI	-2.529(2011M04,2016M07)	-5.318(2014M04,2018M09)
MONCLOVA	-3.653** (2020M05,2020M07)	-7.508*** (2011M11,2020M0)
MONTERREY	-3.307(2013M11,2020M06)	-4.183(2015M03,2017M09)
MORELIA	-2.369(2011M02,2011M04)	-4.029(2011M11,2019M11)
PUEBLA	-2.557(2015M04,2019M09)	-4.919(2013M02,2019M10)
SANLUIS	-2.495(2019M12,2020M05)	-3.855(2013M01,2019M02)
TAMPICO	-3.404** (2011M04,2019M09)	-6.837*** (2014M12,2019M02)
TAPACHULA	-1.979(2016M01,2020M07)	-5.163(2014M06,2019M07)
TIJUANA	-2.871(2013M11,2016M12)	-5.880** (2015M03,2019M03)
TOLUCA	-2.667(2012M01,2019M12)	-5.707** (2016M11,2019M07)
TORREON	-2.159(2012M03,2018M09)	-5.205(2015M04,2020M04)
TULANCINGO	-4.436*** (2011M12,2017M12)	-5.771** (2011M10,2013M10)
VERACRUZ	-2.305(2011M04,2017M03)	-4.611(2011M03,2018M09)
VILLAHERMOSA	-2.458(2011M09 2015M03)	-6.107** (2015M09,2019M09)

Nota: ***, ** y * indican rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1, 5 y 10%, respectivamente.

Fuente: cálculos del autor realizados en Eviews 10.

Para el caso del modelo *Trend Break*, que permite dos cambios estructurales en la constante y en la pendiente, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para 15 de 34 ciudades. De acuerdo al cuadro anterior, se puede señalar que para 15 de las 34 ciudades de México no se puede refutar la teoría de la paridad relativa intranacional, indicando que hay integración comercial y convergencia de precios en el largo plazo entre los mercados de estas ciudades y la Ciudad de México.

3.2. Pruebas de raíz unitaria en datos panel sin cambio estructural

Buscando la posibilidad de mejorar los resultados a través del análisis de datos de panel, en el cuadro 4 se presenta la evidencia de tres pruebas de panel de raíz unitaria de primera generación para las 34 ciudades de México. Uno de los supuestos importantes de estas pruebas es que asumen independencia de sección cruzada. Las tres pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, indicando que existe convergencia de precios intranacional de acuerdo con los datos analizados. Estos resultados coinciden con el trabajo de Sonora (2005) para las mismas ciudades pero para un periodo de 1982 al 2000.

CUADRO 4
RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE DATOS PANEL, 34 CIUDADES,
ENERO 2010 - OCTUBRE 2021

Prueba de raíz unitaria	Estadístico	Valor p
LLC	-10.107***	0.000
ADF-Fisher	196.848***	0.000
PP-Fisher	232.451***	0.000

Nota: la hipótesis nula es que existe raíz unitaria en la variable y la alternativa es dicha variables es estacionaria para las pruebas LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher. *** Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%. Fuente: cálculos del autor realizados en *Eviews 10*.

3.3. Prueba de raíz unitaria en datos panel que permite dependencia de sección cruzada y con cambios estructurales

Considerando la posibilidad de que existe dependencia de sección cruzada en la variable de precios relativos de las ciudades consideradas, se aplicaron 4 pruebas y se presentan los resultados en el cuadro 5. Se muestra evidencia de que las cuatro pruebas rechazan la hipótesis nula de no dependencia de sección cruzada a un nivel de significancia del 1%. Por lo tanto, es importante aplicar pruebas de raíz unitaria que permitan dependencia de sección y tomar en cuenta la posibilidad de cambios estructurales determinados endógenamente en el periodo de estudio.

CUADRO 5
RESULTADOS DE LA PRUEBA DE DEPENDENCIA DE SECCIÓN CRUZADA
PARA LOS PRECIOS RELATIVOS

Prueba	Estadístico	Valor p
Breusch-Pagan LM	29090.13	0.000
Pesaran scaled LM	850.6955	0.000
Bias-corrected scaled LM	850.5750	0.000
Pesaran CD	124.0810	0.000

Nota: la hipótesis nula es que no hay dependencia de sección cruzada para las tres pruebas. *** Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%. Fuente: cálculos del autor realizados en *Eviews 10*.

Siguiendo a Chen *et al.* (2021) para implementación de la novedosa metodología desarrollada por Karavias y Tzavalis (2014), en el cuadro 6 se presentan los resultados. Dichos resultados en los cuatro casos, muestran evidencia de que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria de las series de tiempo incluidas en el panel con un nivel de significancia del 1%, por lo que el panel de estas series de tiempo es estacionario.

CUADRO 6
RESULTADOS DE LA PRUEBA DE KARAVIAS Y TZAVALIS (2014),
ENERO 2010 - OCTUBRE 2021

Variable	Estadístico minZ	Valor crítico 5% Bootstrap	Valor p
Precios relativos (un cambio estructural)	-44.075***	36.897	0.000
Precios relativos (tendencia y un cambio estructural)	-42.113***	28.365	0.000
Precios relativos (dos cambios estructurales)	-45.227***	31.8768	0.000
Precios relativos (tendencia y dos cambios estructurales)	-41.830***	20.041	0.000

Nota: la hipótesis nula es que todas las series de tiempo del panel son procesos de raíz unitaria, mientras que la alternativa es que algunas o todas las series de tiempo del panel son procesos estacionarios. *** Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%. Fuente: cálculos del autor realizados en *Stata* 15.

Lo anterior implica el cumplimiento de la paridad relativa intranacional de las 34 ciudades de México, por lo que se podría decir que los mercados internos de cada ciudad analizados, tomando en cuenta los precios relativos a nivel general, están integrados en algún grado con la ciudad numeraria y existe una convergencia de precios en el largo plazo entre las ciudades. Las desviaciones de los precios relativos de las ciudades de su nivel medio son transitorias y tienden a regresar a ese nivel medio o de equilibrio en el largo plazo. La paridad relativa refleja que los precios de las ciudades no son exactamente iguales, pero si están fuertemente relacionados unos de otros.

3.4. Prueba de convergencia de Phillips y Sul (2007, 2009)

De acuerdo a lo resultados de las pruebas de datos panel, existe estacionariedad en las series y hay convergencia de precios. Sin embargo, cuando se aplica las pruebas univariadas no todas las series rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria. De acuerdo a la literatura revisada, la no estacionariedad no necesariamente implica la no convergencia de

precios y el no cumplimiento de la PPC. La evidencia de la convergencia de precios asociada con un proceso de reversión aún más lento de las desviaciones de la PPC influye en el no rechazo de la presencia de una raíz unitaria en la serie de tipo de cambio real. Sin embargo, este hecho no contradice necesariamente la validez de la PPC como señalan algunos estudios (Arruda *et al.*, 2018; Cecchetti *et al.*, 2002; Chen y Devereux, 2003; Culver y Papell, 1999).

En esta parte de la sección se busca mayor robustez a los resultados encontrados hasta ahora, con una metodología nueva de convergencia de Phillips y Sul (2007, 2009), que no ha sido aplicada en México, es decir, es diferente a las aplicadas en los trabajos de convergencia de precios para el caso de México, en donde se prueba si existe una convergencia hacia un único componente común a largo plazo. También se analiza la posible segmentación del mercado en la forma de clubes de convergencia donde convergen a su estado estacionario. Para ello, se emplea un algoritmo de agrupamiento de convergencia de clubes, es decir, los datos del panel se agrupan en clubes con características de convergencia similares. Por lo tanto, esta metodología es capaz de identificar la posible segmentación del mercado en forma de club de convergencia (Ganioglou y Seven, 2021). Los resultados muestran evidencia de que no es posible rechazar la hipótesis nula de convergencia de precios de las 35 ciudades consideradas, ya que los estadísticos T (calculados 53.149 y 11.598) son mayores que -1.65. Por lo tanto, esta prueba confirma los resultados de las pruebas de raíz unitarias anteriores.

CUADRO 7
RESULTADOS DE LA PRUEBA LOG T DE PHILLIPS Y SUL (2007, 2009),
ENERO 2010 - OCTUBRE 2021

Variable	Coefficiente <i>b</i>	Error estándar	Estadístico T	R
Precios de las 35 ciudades	1.465	0.027	53.149	0.2
Precios de las 35 ciudades	2.005	0.172	11.598	0.3

Nota: El número de ciudades es 35; el número de periodos son 142; los primeros 28 periodos son descartados para la regresión cuando $r=0.2$; los primeros 47 periodos son descartados para la regresión cuando $r=0.3$. La hipótesis nula es que hay convergencia de precios de las ciudades consideradas Fuente: cálculos del autor realizados en *Stata 15*.

Para verificar lo anterior, también se aplicó el procedimiento para probar si hay convergencia en algún subgrupo de ciudades. Es decir, se

aplicó el procedimiento de clusterización o agrupamiento de Phillips y Sul (2007). El resultado es que las 35 ciudades sólo forman un club de convergencia para $r=0.2$ y para $r=0.3$ (cuadro 8).

CUADRO 8
RESULTADOS DE LA PRUEBA DE AGRUPAMIENTO DE PHILLIPS Y SUL (2007)
ENERO 2010 - OCTUBRE 2021

Clasificación de Clubes																																		
Club 1 :(35)																																		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35

Nota: Los números representan a las ciudades 35 ciudades de la muestra. Fuente: cálculos del autor realizados en *Stata* 15.

Considerando la posibilidad de un cambio estructural a finales de 2014, de acuerdo a la gráfica de los índices de precios y los resultados de la prueba de raíz unitaria con cambios estructurales, se decidió dividir la muestra y realizar la prueba para el periodo diciembre 2014–octubre 2021. Esto debido a los cambios en la política monetaria que pudieron afectar la tasa de convergencia de precios, para más detalles ver a Mendoza-Velázquez y Rodero-García (2021). Los resultados confirman que tampoco para este periodo se puede rechazar la hipótesis nula de no convergencia de precios de las 35 ciudades consideradas, ya que los estadísticos T (calculados 2.473 y 0.670) son mayores que -1.65. Por lo tanto, esta prueba confirma los resultados de las pruebas de raíz unitarias anteriores.

CUADRO 9
RESULTADOS DE LA PRUEBA LOG T DE PHILLIPS Y SUL (2007, 2009)
DICIEMBRE 2014-OCTUBRE 2021

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico T	R
Precios de las 35 ciudades	0.407	0.164	2.473	0.2
Precios de las 35 ciudades	0.082	0.122	0.670	0.3

Nota: El número de ciudades es 35; el número de periodos son 83; los primeros 17 periodos son descartados para la regresión cuando $r=0.2$; los primeros 28 periodos son descartados para la regresión cuando $r=0.3$. La hipótesis nula es que hay convergencia de precios de las ciudades consideradas. Fuente: cálculos del autor realizados en *Stata* 15.

Para verificar lo anterior, también se aplicó el procedimiento para probar si hay convergencia en algún subgrupo de ciudades. Es decir, se aplicó el procedimiento de agrupamiento de Phillips y Sul (2007). El resultado

es que las 35 ciudades sólo forman un club de convergencia para $r=0.2$ y para $r=0.3$ como en el cuadro 8. Como en la muestra completa y en la submuestra el coeficiente se encuentra en el intervalo ($2 > b \geq 0$), en la mayoría de las veces, podemos afirmar que hay evidencia de convergencia relativa, es decir, las diferencias tienden a reducirse sobre el tiempo o hay convergencia en las tasas de crecimiento.

3.5. Tasa de convergencia de los precios relativos

En esta parte de la sección se analiza la tasa de convergencia de precios entre las ciudades. La fórmula de vida media o *Half-Life* (HL) estándar sugerida por Andrews (1993) se representa de la forma siguiente:

$$H(\hat{\rho}) = |\log(0.5) / \log(\hat{\rho})| \quad (6)$$

Definida como el número de periodos requeridos para que un *shock* se disipe a la mitad, es decir, es la medida del tiempo que toma una desviación en disiparse al 50%. Si la ciudad i y la ciudad numeraria están fuertemente integradas, es de esperarse que cualquier movimiento en los precios de una se vea reflejado en los precios de la otra. Por lo que, la HL de dos ciudades integradas sería muy pequeña y muy grande sino lo están.

CUADRO 10
RESULTADO DE LAS PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA, ENERO 2010 – OCTUBRE 2021

Precio relativo de las ciudades	Modelo Crash	Vida Media	Modelo <i>Trend Break</i>	Vida Media
ACAPULCO	-1.463	12.039	-3.889	1.749
AGUASCALIENTES	-1.959	11.662	-4.526	1.478
CHETUMAL	-4.904***	0.648	-6.500***	0.156
CHIHUAHUA	-2.963	1.814	-5.448**	0.528
COLIMA	-2.547	5.420	-4.906	0.664
CORDOBA	-1.879	15.419	-7.219***	0.702
CORTAZAR	-2.775	5.634	-4.504	2.742
CULIACAN	-3.415*	2.268	-5.824**	0.868
FRESNILLO	-1.768	16.419	-4.834	1.492
GUADALAJARA	-1.903	11.906	-5.177	1.799
HERMOSILLO	-2.773	16.179	-7.895***	0.678
HUATABAMPO	-3.493	2.176	-5.649**	0.874
IGUALA	-3.122	4.082	-4.495	1.619
JACONA	-2.108	9.308	-4.538	2.254
JIMENEZ	-1.800	9.113	-3.957	2.047

CUADRO 10 (CONTINUACIÓN)

Precio relativo de las ciudades	Modelo Crash	Vida Media	Modelo <i>Trend Break</i>	Vida Media
JUAREZ	-2.971	2.472	-4.028	2.200
LAPAZ	-2.553	3.442	-5.989**	0.433
LEON	-3.911**	3.224	-7.048***	0.855
MATAMOROS	-2.864	2.762	-4.689	1.635
MERIDA	-2.900	2.066	-5.035*	0.786
MEXICALI	-2.529	4.739	-5.318	1.031
MONCLOVA	-3.653**	1.317	-7.508***	0.214
MONTERREY	-3.307	1.778	-4.183	1.905
MORELIA	-2.369	8.454	-4.029	2.690
PUEBLA	-2.557	8.083	-4.919	1.999
SANLUIS	-2.495	5.823	-3.855	2.213
TAMPICO	-3.404**	5.497	-6.837***	0.414
TAPACHULA	-1.979	7.550	-5.163	0.882
TIJUANA	-2.871	6.356	-5.880**	1.537
TOLUCA	-2.667	5.584	-5.707**	1.290
TORREON	-2.159	8.559	-5.205	0.668
TULANCINGO	-4.436***	2.478	-5.771**	1.008
VERACRUZ	-2.305	3.874	-4.611	1.637
VILLAHERMOSA	-2.458	6.185	-6.107**	0.409
PROMEDIO GENERAL		3.828		1.278
PROMEDIO PRECIOS ESTACIONARIOS		2.572		0.716

Nota: ***, ** y * indican rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1, 5 y 10%, respectivamente. Fuente: elaboración propia con base a los resultados de las pruebas de raíz unitaria.

La tasa de convergencia para las 34 ciudades es de 3.82 meses cuando se aplica el Modelo *Break* y 1.27 meses cuando se aplica el Modelo *Trend Break*. Sin embargo, cuando sólo se toman en cuenta las ciudades que tienen precios relativos estacionarios, muestran un promedio aún menor de tan sólo de 2.57 meses para el primer modelo y de 0.71 meses para el segundo modelo (cuadro 10). En general, los resultados de la tasa de convergencia para las ciudades están en línea con los resultados encontrados por Sonora (2009), con una tasa de convergencia menor a dos años cuando se incorporan hasta dos cambios estructurales en los precios de las ciudades de Estados Unidos; también con los resultados encontrados por Nath y Sarkar (2013) con un tasa de vida media de 2.3 a 3.8 trimestres para 7 ciudades australianas, permitiendo cambios estructurales en las pruebas; finalmente, con los resultados encontrados por Mendoza-Velázquez y Rondero-García (2021) para el caso de 46 ciudades urbanas y rurales de México, con una vida media de 0.7 a 3.10 meses. Se confirma que la no estacionariedad de los precios relativos o tipos de cambios reales intranacionales conduce a una tasa de

convergencia más lenta para México, similar a los resultados encontrados por Arruda *et al.* (2018) para el caso de Brasil.

CONCLUSIONES

En este artículo se estudia la convergencia de precios para 34 ciudades de México respecto a la Ciudad de México para el periodo enero 2010–octubre 2021. De acuerdo con la literatura, a nivel intranacional se esperaría una mayor integración de los mercados y una más rápida convergencia de precios. Para probar lo anterior, se realizan las pruebas de raíz unitaria univariable (con y sin cambios estructurales), así como también pruebas con datos panel (sin y con cambios estructurales), siguiendo a Chen *et al.* (2021) y Karavias y Tzavalis (2014). Además, también se aplica la metodología de convergencia de Phillips y Sul (2007, 2009), la cual no se ha utilizado para el análisis de convergencia de precios para el caso de México. Los resultados indican que la paridad del precio relativa intranacional no es rechazada por los datos en 15 de 34 ciudades utilizando pruebas univariables e incorporando dos cambios estructurales. Para el caso de las pruebas con datos panel sin y con cambio estructural, los resultados no refutan la paridad de precios relativa intranacional para las 34 ciudades. Sin embargo, a nivel individual algunas ciudades presentan raíz unitaria en sus precios relativos y una convergencia más lenta, es decir, la no estacionariedad de los precios relativos o tipos de cambios reales intranacionales conduce a una tasa de convergencia más lenta para México. Se confirma que la no estacionariedad de los precios relativos o tipos de cambios reales intranacionales conduce a una tasa de convergencia más lenta para México, similar a los resultados encontrados por Arruda *et al.* (2018) para el caso de Brasil. En general, los resultados de la tasa de convergencia para las ciudades están en línea con los resultados encontrados por Sonora (2009), con una tasa de convergencia menor a dos años para Estados Unidos. También con los resultados encontrados por Nath y Sarkar (2013) con una tasa de vida media de 2.3 a 3.8 trimestres para 7 ciudades australianas. Para el caso de México, con los resultados encontrados por Mendoza-Velázquez y Rondero-García (2021) para el caso de 46 ciudades urbanas y rurales de México, con una vida media de 0.7 a 3.10 meses. Para complementar lo anterior, los resultados de la metodología de convergencia de Phillips y Sul (2007, 2009) confirman

que hay convergencia de precios relativa de las 35 ciudades, con un sólo club de convergencia. Lo que implica que las ciudades están integradas, con unos precios que están fuertemente relacionados (aunque pueden no ser exactamente iguales) y que existe una tasa de convergencia de precios muy rápida en el largo plazo.

El análisis de la convergencia de precios a nivel de ciudad es de utilidad para la toma de decisiones de política monetaria al interior de un país, ya que se puede generar una distribución no adecuada de los recursos productivos debido a diferencias en las tasas de interés real y salarios reales dentro de un país (Nath y Sarkar, 2009; Dreger y Kosfeld, 2010).

En la muestra completa y en la submuestra el coeficiente se encuentra en el intervalo ($2 > b \geq 0$), en la mayoría de las veces. Por lo tanto, se concluye que hay evidencia de convergencia relativa, es decir, las diferencias tienden a reducirse sobre el tiempo o hay convergencia en las tasas de crecimiento. En este caso en particular, hay evidencia de convergencia de precios pero no es homogénea, unas ciudades tienen una tasa más rápida que otras. Esta información es importante para establecer medidas que permitan aumentar la integración de los mercados de las ciudades y mejorar la tasa de convergencia de algunas ciudades. Esto permitirá hacer una distribución más eficiente de los recursos productivos al interior del país. En futuras investigaciones sobre el tema, sería interesante aplicar la prueba de convergencia club para regiones, bienes y mercados específicos, además, de estudiar los determinantes de las diferentes tasas de convergencia de precios.

REFERENCIAS

- Andrews, Donald W.K. (1993). Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive/Unit Root Models. *Econometrica*, 611(1), 39-165.
- Arruda, Elano Ferreira, Castelar, Ivan, Guimarães, Daniel Barboza y Barbosa, Rafael Barros (2018). Price convergence, reversal speed and purchasing power parity: Stylized facts for Brazilian cities. *Economia*, 19 (2), 219-235.
- Carrion-I-Silvestre, José Luis, Del Barrio, Tomas y Lopez-Bazo, Enrique (2004). Evidence on the purchasing power parity in a panel of cities, *Applied Economics*, Taylor and Francis Journals, 36(9), 961-966.
- Cecchetti, Stephen G., Mark, Nelson C y Sonora, Robert J. (2002). Price index convergence among United States cities. *International Economic Review*, 43 (4), 1081-1099.

- Ceglowski, Janet (2003). The Law of One Price: International Evidence for Canada. *The Canadian Journal of Economics*, 36 (2), 373-400.
- Chaudhuri, Kausik y Sheen, Jeffrey (2004). Purchasing Power Parity Across States and Goods Within Australia. *The Economic Record*, 80 (250), 314-329.
- Chen, Leinleiny y Devereux, John (2003). What can US city price data tell us about purchasing power parity?. *Journal of International Money and Finance*, 22(2), 213-222.
- Chen, Pengyu., Karavias, Yiannis y Tzavalis, Elias (2021). *Panel Unit Root Tests with Structural Breaks*. Discussion Papers 21-12, Department of Economics, University of Birmingham.
- Choi, In. (2001). Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of Intern. Money and Finance*, 20(2), 249-272. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6).
- Churchill, Sefa A., Inekwe, John y Ivanovski, Kris (2018). House price convergence: Evidence from Australian cities. *Economics Letters*, 170(C), 88-90.
- Culver, Sarah E y Papell, David H. (1999). Panel Evidence of Purchasing Power Parity Using Intrnational and International Data. *Mimeo*, Department of Economics University of Houston.
- Dickey, David A. y Fuller, Wayne A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- Dickey, David A. y Fuller, Wayne A. (1981). Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dornbusch, Rudiger (1985). Purchasing Power Parity. *NBER, Working Paper 1591*, 1-34.
- Dreger, Christian y Kosfeld, Reinhold (2010). Do Regional Price Levels Convergence?. *Journal of Economics and Statistics*, 230(3), 274-286.
- Du, Kerui (2017). Econometric convergence test and club clustering using Stata. *Stata J.*, 17 (4), 882e900.
- Engel, Charles y Rogers, John H. (1994). How wide is the border?. *NBER Working Paper*, 4829, 1-43.
- Ganioglua, Aytul y Seven, Unal (2021). Do regional house prices converge? Evidence from a major developing economy. *Central Bank Review, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey*, 21 (1), 17-24.
- Gómez, Mario (2011). *Tres ensayos sobre el tipo de cambio en México*. [Tesis doctoral. Doctorado en Economía], UNAM.
- Gómez, Mario y Rodríguez, José Carlos (2013). Cambio estructural y convergencia de precios entre las principales ciudades de México. *EconoQuantum*, 10 (1), 59-75.
- González, Fernando A.I. (2020). Regional price dynamics in Argentina (2016-2019). *Regional Statistics*, 10(2), 83-94.

- González, Marco y Rivadeneyra, González, Francisco (2004). La Ley de un Solo Precio en México: un Análisis Empírico. *Gaceta de Economía*, ITAM, 10(19), 91-115.
- Im, Kyung So, Pesaran, Hashem y Shin, Yongcheol (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Ivanovski, Kris, Churchill, Sefa A. y Smyth, Russell (2018). A club convergence analysis of per capita energy consumption across Australian regions and sectors. *Energy Economics*, 76(C), 519-531.
- Karavias, Yiannis y Tzavalis, Elias (2014). Testing for unit roots in short panels allowing for a structural break. *Computational Statistics & Data Analysis* 76 (1), 391-407.
- Kitenge, Erick M. y Morshed, A.K.M. Mahbub (2019). Price convergence among Indian cities: The role of linguistic differences, topography, and aggregation. *Journal of Asian Economics*, 61(C), 34-50.
- Lee, Junsoo y Strazicich, Mark C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Levin, Andrew., Lin, Chien-Fu y Chu, Chia-Shang James (2002). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108 (1), 1-24.
- Maddala, G.S. y Wu, Shaowen (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 631-52.
- Mendoza-Velázquez, Alfonso y Rondero-García, Alejandro (2021). Price-Level-Convergence of Food Baskets in Mexican Cities: Inflation-Targeting and PPP. *Paradigma Económico*, 13 (2), 131-164.
- Montañés, Antonio y Olmos, Lorena (2013). Convergence in US house prices. *Economics Letters*, 121(2), 152-155.
- Montagnoli, Alberto y Nagayasu, Jun (2015). UK house price convergence clubs and spillovers. *Journal of Housing Economics*, 30(C), 50-58.
- Morshed, A.K.M. Mahbub, Ahn, Sung K. y Lee, Minsoo (2006). Price Index Convergence among Indian Cities: A Cointegration Approach. *Journal of Asian Economics*, 17 (6), 1030-1043.
- Nagayasu, Jun (2010). Regional Inflation (Price) Behaviors: Heterogeneity and Convergence. *MPRA Paper 25430*, University Library of Munich, Germany, 1-32.
- Nath, Hiranya K. y Sarkar, Jayanta (2009). Unbiased Estimation of the Half-Life to Price Index Convergence among U.S. Cities. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (5), 1041-1046.
- Nath, Hiranya K. y Sarkar, Jayanta (2013). City Relative Price Dynamics in Australia: Are Structural Breaks Important?. *Economic Record*, 90 (288),

- 33–48.
- Oh, Y. y Han, K. (2009). Purchasing Power Parity in Korean City Panels with Disaggregate Price Indices. *Applied Economics Letters*, 16(1), 45–49.
- Phillips, Peter C.B. y Perron, Pierre (1988). Testing for a Unit Roots in a Time Series Regression. *Biometrika*, 75 (2), 335–346.
- Phillips, Peter C.B. y Sul, Donggyu. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Journal of the Econometric Society*, 75(6), 1771–1855.
- Phillips, Peter C.B. y Sul, Donggyu (2009). Economic transition and growth. *Journal of Applied Econometrics*, 24(7), 1153–1185.
- Rodríguez-Benavides, Domingo y Rodríguez-Nava, Abigail (2019). Convergencia de los precios locales en México: un enfoque de pruebas entre pares. *Estudios Económicos*, 34 (2), 309–332.
- Salman, Muhammad., Zha, Donglan y Wang, Guimei (2022). Assessment of energy poverty convergence: A global analysis. *Energy*, 255(C), 124579.
- Sonora, Robert J. (2005). City CPI Convergence in Mexico. *Review of Development Economics*, 9 (3), 359–367.
- Sonora, Robert J. (2009). City Relative Price Convergence in the USA with Structural Breaks. *Applied Economics Letters*, 16 (9), 939–944.
- Suárez-Arbesú, Claudia, Apergis, Nicholas y Delgado, Francisco J. (2022). Club convergence and factors of income inequality in the European Union. *International Journal of Finance & Economics*, 1–13.
- Vargas-Téllez, César O. (2008). Purchasing Power Parity across Mexican Cities: A Panel Data Analysis. *Applied Economics*, 40 (22), 2891–2899.
- Yazgan M. Ege y Yilmazkuday, Hakan (2011). Price-Level Convergence: New Evidence from U.S. Cities. *Economics Letters*, 110(2), 76–78.

ANEXO

CUADRO A.1
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES GRAFICADAS

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