

La ley de un solo precio en México: un análisis empírico[†]

Marco González y Francisco Rivadeneyra*

Sumario

Este trabajo busca determinar el grado de cumplimiento de la teoría de la paridad del poder de compra en México para distintos bienes por medio de la metodología de cointegración de Engle y Granger [1987]. La diferencia con respecto a trabajos previos se encuentra en la utilización de una base de datos con un nivel de desagregación que hasta ahora no estaba disponible, lo que permite hacer un análisis a nivel genérico, mientras que los trabajos previos sólo podían hacer inferencia a nivel índice agregado. Se concluye que los efectos de barreras al comercio, tipo de cambio, e índices asimétricos generan que una desviación de la paridad del poder de compra se elimine 3 veces más lento que sin ellos. Se encuentra además un alto grado de cumplimiento de la PPC para bienes comerciables como frutas y verduras y alimentos en general, y el comportamiento contrario para servicios.

Clasificación JEL: E31.

1. Introducción

La motivación de este trabajo se encuentra en la literatura de la Paridad del Poder de Compra (PPC) desarrollada a partir de los años 80. Desde hace más de 20 años existe un debate acerca de si los tipos de cambio entre países se ajustan de tal forma que los índices de precios de dos países, expresados en una misma moneda, conforman una serie estacionaria. En términos más sencillos, el debate busca determinar si la relación del tipo de cambio real,¹ P^*e/P , sigue un proceso estacionario² o no.

¿Qué hace pensar que la serie debe ser estacionaria? Un argumento de arbitraje. Si existe comercio entre dos países, éste impedirá que la diferencia en

[†] Basado en la tesis de licenciatura del ITAM de los autores. Se agradece el apoyo y comentarios recibidos de Ignacio Trigueros, Alejandro Werner, Julio Santaella e Ignacio Lobato.

* Estudiantes del doctorado en economía en la Universidad de Princeton y Chicago, respectivamente. Correo electrónico: marcog@princeton.edu y rivas@uchicago.edu.

¹ P^* se refiere al nivel del índice de precios del país extranjero, e al tipo de cambio en unidades de la moneda local por unidad de moneda extranjera y P al índice de precios del país local.

² Una serie de tiempo $\{Y_t\}$ se dice estacionaria en forma débil si $E(Y_t)=E(Y_{t+k})$ y $Cov(Y_t, Y_{t'})=Cov(Y_{t+k}, Y_{t'+k})$, para todo $t, t', k \in Z \cup \{0\}$.

precios de bienes comerciables idénticos sea mayor al costo de transporte. Por ejemplo, si el precio de una manzana en Estados Unidos es de un dólar, la teoría de la paridad del poder de compra argumenta que el arbitraje de manzanas entre México y EU llevaría el precio de la manzana en México a alrededor de 10 pesos, si el tipo de cambio es de 10 pesos por dólar.

Ahora bien, debido a la existencia de costos de transporte, se considera como evidencia de cumplimiento de la PPC el que las series de precios de dos bienes en diferentes países mantengan una relación estable en el tiempo, mientras que si ésta varía sin reversión a alguna media, se toma como evidencia de lo contrario.

La importancia de determinar empíricamente la validez de lo anterior es que la gran mayoría de los modelos macroeconómicos que tratan con economías abiertas al comercio y especialmente los de comercio internacional suponen que no existen oportunidades de arbitraje entre países o regiones.³ Si los precios relativos entre dos países que comercian fueran no estacionarios, esto sería evidencia de que una oportunidad de arbitraje no está siendo aprovechada. Si la hipótesis de igualación de precios relativos entre países no se cumpliera, las conclusiones de los modelos económicos de intercambio tendrían que ser modificados en buena medida. Es decir, se trata de validar o rechazar uno de los supuestos que fundamentan a la economía internacional actual, y esto sólo se puede determinar empíricamente.

Ahora bien, entrando a los detalles de lo que implica que se cumpla la PPC en bienes comerciables, podemos mencionar que tener precios relativos estacionarios entre dos países supone que no existen barreras al comercio, ya sean arancelarias o no arancelarias. En pocas palabras, los modelos económicos de comercio internacional suponen que entre los países no existen barreras al comercio, y que bajo esta condición se da la igualación de precios relativos. En la realidad, el comercio entre países no está exento de fricciones, por lo cual es difícil determinar si las mismas generan un comportamiento no estacionario de los precios relativos, o si la PPC en verdad no se cumple (aun si no hubiera barreras al intercambio). Este es uno de los grandes problemas de los estudios que buscan determinar la validez de la PPC. Con los datos que se han utilizado hasta ahora, series de índices de precios para diferentes países, no se puede distinguir si una falta de reversión a la media se debe a barreras al comercio o a una genuina falta de cumplimiento de la PPC aun sin tener barreras al intercambio.

³ Esta teoría está bien expuesta es Obstfeld y Rogoff [1996].

Un problema aún más grave es que los índices de precios utilizados para comprobar el cumplimiento de la PPC entre distintos países no están compuestos exactamente por los mismos bienes. Así, aunque se cumpliera la PPC, el comportamiento de esos índices no tendría que reflejar necesariamente las características propias de la misma. Por otra parte, si los países tienen diferentes ponderadores para los mismos productos, se podría observar una desviación de la PPC en los índices agregados por países, aunque la PPC sí se cumpla. Por tanto, cuando los investigadores encuentran evidencia apoyando la PPC, argumentan que es un resultado anticipado, mientras que cuando se encuentra evidencia contraria o inconclusa, señalan a las barreras arancelarias y no arancelarias, efectos frontera (Rogers y Jenkins [2001]), índices de precios que no son idénticos, entre otros, como fuente del problema.

En este trabajo se encuentra una manera de aislar el cumplimiento de la PPC de la mayoría de los problemas arriba mencionados. Si se utilizan series de índices de precios de distintas ciudades de un mismo país, en este caso México, se puede comparar la dinámica de precios en una región sin barreras arancelarias y no arancelarias al intercambio. Al contrario de lo que sucede al comerciar entre países, en que pueden cambiar a lo largo del tiempo las tarifas y regulaciones, lo cual afecta la viabilidad del comercio entre dos países, adentro de un mismo país no existen barreras de este tipo, por lo que la dinámica de precios entre diferentes regiones no puede atribuirse a estas causas.

Adicionalmente, el hecho de trabajar con datos de un sólo país tiene como consecuencia eliminar como posible explicación causal de la dinámica de precios la volatilidad del tipo de cambio real inducida por la del tipo de cambio nominal, ya que se utiliza una misma moneda en todo el territorio nacional. En algunos estudios anteriores, la falta de cumplimiento de la PPC en el corto plazo se atribuye por completo a la volatilidad del tipo de cambio nominal entre países, como en Engel [1993].

Por último, el problema de ponderadores diferentes en cada índice también es eliminado, ya que en este estudio se trabaja con una serie de precios diferente para cada genérico y no con un índice agregado, como en Baoyumi y MacDonald [1999] o Santaella [2002].

En conclusión, al llevar a cabo este análisis con datos de un mismo país se puede determinar con mayor exactitud el grado de cumplimiento de la PPC que cuando se utilizan datos para varios países. El hecho de trabajar con una base de

datos sumamente desagregada arrojará luz acerca de si existe un diferente grado de cumplimiento de la PPC dependiendo del producto que se trate. Esto es importante porque podremos comparar la dinámica de los precios de bienes arbitrables con la de no arbitrables. La teoría económica señala que los precios relativos de bienes no arbitrables no tiene porqué converger a una media, mientras que esto sí se espera de bienes que son comerciables. Nuestra base de datos nos ayudará a determinar si éste es el caso o no.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se describe la base de datos. En la sección 3 se describe la metodología para probar la PPC. Posteriormente, se muestran los resultados de las regresiones de cointegración y el modelo de corrección de errores (MCE) en la sección 4. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2. Base de datos

La base de datos se construyó a partir de la información de precios que el Banco de México recaba mensualmente para calcular el Índice Nacional de Precios al Consumidor⁴ (INPC). El Banco de México obtiene mensualmente los precios de mercado de alrededor de 170,000 distintos bienes. Estos bienes son agrupados en conjuntos llamados genéricos,⁵ siendo éstos últimos el concepto más desagregado del cual hay series de tiempo públicas. La base de datos original está formada por series de tiempo mensuales para 315 genéricos en 35 ciudades del país obtenidas desde enero de 1985 hasta agosto de 2002.

Sin embargo, los genéricos que sigue el Banco de México han cambiado en el tiempo. Algunas series de genéricos son de reciente introducción, como las computadoras, mientras que otros, como el ferrocarril de pasajeros, han desaparecido. Para efectos de este estudio, de los 315 genéricos para los cuales existen series, se eliminaron 115 por este tipo de problema. De esta forma, la base de datos que se utilizó está formada por índices de precios con base 100 en junio de 2002 para 200 genéricos de 35 ciudades del país. La descripción de las ciudades y los productos se detalla en el apéndice.

⁴ Para más detalles consúltese Banco de México [2002].

⁵ Por ejemplo, para obtener el índice de precio del genérico Vino de Mesa en Guadalajara, el Banco de México obtiene los precios de una lista determinada de marcas de vinos de mesa en diferentes puntos de ventas de la ciudad, y luego promedia esos precios (con ciertos ponderadores) para obtener el índice del mes correspondiente a ese genérico en esa ciudad.

3. Metodología

La metodología empleada para verificar el cumplimiento de la PPC ha ido evolucionando aceleradamente en los últimos años. En un principio se utilizaron regresiones simples, en las que se estimaba el siguiente modelo:

$$p^i_t = \alpha + \beta P^j_t + u_t, \quad (1)$$

donde i se refiere a una ciudad y j a otra, y p_t es el logaritmo natural de la serie.

Una vez estimados los parámetros, se interpretaba como cumplimiento de la PPC el que β no fuera significativamente diferente de 1. El problema con este enfoque radica en que las pruebas de hipótesis no son válidas, ya que para esto se requiere las series de precios y residuos sean estacionarias, lo cual claramente no se cumple debido a que los precios incrementan a lo largo del tiempo.

El segundo enfoque para verificar el cumplimiento de la PPC se presentó en la década de los ochenta, con la llegada de la prueba de Dickey y Fuller [1979]. Este segundo enfoque trataba de determinar si la serie de tipo de cambio real $P^i_t - P^j_t$ tenía una raíz unitaria o no por medio de la mencionada prueba. En caso de que la serie fuera estacionaria (sin raíz unitaria), se concluía que la teoría de la PPC se cumplía. El problema con este tipo de pruebas es que tienen muy baja potencia, es decir, esta prueba difícilmente puede rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.⁶

Finalmente, la metodología de vanguardia hoy en día para determinar el cumplimiento de la PPC es la cointegración.⁷ Esta metodología (propuesta por Engle y Granger [1987]) consiste en determinar si un par de series de tiempo no estacionarias tienen una relación estable de largo plazo. Esto se logra estimando primero una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) entre dos series. Si los residuos de ésta última son estacionarios, se dice que las series originales están cointegradas. Para determinar si una serie es estacionaria o no, se utiliza la

⁶ La división de la literatura en tres etapas se propone y explica en Froot y Rogoff [1995].

⁷ Recientemente Levin, Lin y Chu [2002] desarrollaron una prueba de raíz unitaria en panel, lo cual sería el siguiente paso en la metodología. Sin embargo, esta prueba en nuestros datos no arrojó resultados lógicos, lo cual concuerda con lo establecido por Lyhagen [2000], quien ha encontrado defectos en las pruebas de raíz unitaria para probar la PPC (La discordancia en las fechas de publicación se debe a que los primeros autores hicieron pública su prueba a principios de la década de los 90, pero sólo la publicaron recientemente).

prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF), la cual verifica la existencia o no de una raíz unitaria en un proceso estocástico. La metodología de cointegración prueba si alguna combinación lineal de precios entre diferentes ciudades es una relación permanente.

Los estudios anteriores que han utilizado esta metodología han trabajado con índices agregados, corriendo el riesgo de hacer inferencias incorrectas derivadas de la agregación, ya que en los índices generales se incluyen bienes no arbitrables, como la vivienda, y cuya falta de arbitrabilidad se refleja en una dinámica de precios que varía fuertemente de localidad en localidad. A este respecto, Froot y Rogoff [1995] mencionan que una importante falla de los estudios sobre el cumplimiento de la PPC es precisamente ésta, por lo que sugieren usar la metodología de cointegración con índices desagregados, lo que se hace aquí.

La estimación que proponen Engle y Granger proporciona la relación de largo plazo de las series. Sin embargo, no se espera que las series cumplan esta relación en cada momento del tiempo. La existencia de rigideces de precios puede ocasionar que se observen desviaciones no permanentes de la relación de largo plazo. Para incorporar tanto la relación de largo plazo como la rapidez con que se corrige una desviación de la relación de largo plazo, se estima un modelo de corrección de errores, con el cual se puede cuantificar el tiempo promedio, en meses, que dura una desviación de la PPC.

Dado que el estadístico de Dickey-Fuller no sigue una distribución normal, se utilizan los valores críticos de McKinnon [1991] para determinar si se acepta o no la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.

Con respecto a la elección del número de rezagos (l) para la prueba ADF, Schwert [1989] propone que se elijan de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$l = \text{int} \left\{ 12 \left(\frac{n}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\}, \quad (2)$$

donde n es el número de observaciones e $\text{int}\{ \}$ se refiere al número entero del argumento. Schwert determina, por medio de ejercicios Monte Carlo, que elegir los rezagos de acuerdo con esta fórmula minimiza la pérdida de potencia. De esta forma, el número de rezagos para la prueba ADF se eligió de acuerdo con esta fórmula, es decir, 14 periodos de rezago. Adicionalmente, se omitió la constante, pues la serie de residuos está centrada en cero por construcción, al haberse incluido una constante en la regresión de MCO.

4. Resultados

La finalidad del trabajo es determinar si los bienes comerciables muestran una dinámica de precios compatible con la teoría de la PPC. En este trabajo proponemos dos maneras de determinar lo anterior. Una es medir qué porcentaje de las series de precios del mismo genérico entre pares de ciudades de México se encuentran cointegradas, es decir, que presentan una relación estable de largo plazo, y la segunda es medir qué tan rápido se revierte una desviación de los precios relativos entre dos pares de ciudades.⁸ Una reversión a la relación de largo plazo rápida es compatible con el cumplimiento de la PPC. Sin embargo, se tiene que determinar, ¿qué tanto tiempo se considera rápido? A esta pregunta no se le puede dar una respuesta que no sea arbitraria, por lo que se eligió comparar el comportamiento de bienes comerciables con bienes que definitivamente no son comerciables, y en los cuales no se espera que se cumpla la PPC, como lo son el servicio de taxi en diferentes ciudades, cuotas y licencias, etc. Aplicar el mismo análisis a estos bienes genera un punto de comparación natural contra el cual medir si los bienes comerciables cumplen o no la PPC.

Además, si encontramos diferencias sustanciales en el comportamiento de bienes comerciables y no comerciables en términos de cumplimiento de la PPC, nuestros resultados invalidarían las conclusiones de los estudios de otras personas realizados con series agregadas que encuentran una falta de cumplimiento de la PPC, ya que esto se explicaría por la inclusión en las series de precios de bienes no comerciables, los cuales no cumplen, y no se esperaría que cumplieran con la PPC. La inclusión de este tipo de bienes estaría entonces contaminando el comportamiento de la serie agregada.

En esta sección describimos los resultados que se obtuvieron de la aplicación de la metodología de cointegración y el cálculo del MCE a las series de índices de precios. Del trabajo se obtienen dos datos que determinan la respuesta a la interrogante que se ha planteado. En primer lugar, para cada bien encontramos la proporción de los pares de ciudades cuyas series de precios se encuentran cointegradas. A mayor proporción de series cointegradas, mayor es el cumplimiento de la paridad de poder de compra para el bien. El segundo estadístico relevante se refiere a la vida media de una desviación de la relación de largo plazo (la relación de cointegración). Este dato indica cuánto tarda en

⁸ Esto se consigue estimando un modelo de corrección de errores (MCE), el cual se explica con detalle más adelante.

corregirse, en promedio, una desviación de la relación de largo plazo. Es obvio que este dato sólo tiene sentido si existe una relación de cointegración, por lo que la vida media se calcula solamente para los pares de ciudades cuyas series tengan esta propiedad.

El primer paso en la metodología de cointegración de Engle y Granger consiste en determinar si las series que se van a utilizar son no estacionarias, en específico si son $I(1)$. Para determinarlo se realizó la prueba ADF sin constante y con 14 rezagos para cada serie (200 productos en 35 ciudades). Los resultados señalan fuertemente que las series de precios en México son no estacionarias, dado que en todos los casos se aceptó la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento.⁹

El siguiente paso en la metodología de Engle y Granger consiste en estimar la relación de largo plazo para cada producto entre pares de ciudades. Esto se lleva a cabo con una regresión simple de MCO de la forma:

$$p_t^i = \alpha + \beta p_t^j + e_t, \quad (3)$$

donde i y j , son un par de ciudades y p_t es el logaritmo natural de la serie. El hecho de que no se estén considerando como regresores a rezagos de las series: $p_{t-k}^i, p_{t-k}^j, k_i = 1, \dots, l_i, k_j = 1, \dots, l_j$, implica que el término de error estará autocorrelacionado, porque se trata de una serie de tiempo. Sin embargo, se ha demostrado que β es un estimador súper-consistente¹⁰ de la relación de cointegración.

Una vez obtenida la relación de largo plazo, se verifica si los residuos de la regresión son $I(0)$, utilizando de nuevo la prueba ADF. Si la hipótesis de raíz unitaria se rechaza, se concluye que el par de series está cointegrado. Es decir, en la metodología de Engle y Granger la hipótesis nula de que dos series no están cointegradas es equivalente a probar si los errores del modelo estático (es decir, el que no considera el comportamiento de corto plazo) son $I(1)$ contra la alternativa de que son $I(0)$, en cuyo caso las series están cointegradas.

Dado que con las 35 ciudades se obtienen 595 pares no repetidos de ciudades, para resumir qué tanto se cointegran las series de precios para todas las ciudades reportamos la proporción de los 595 pares que se encuentran

⁹ Los estadísticos no se presentan por conveniencia, dado que son 7,000. Sin embargo, están a disposición del lector, bastando para esto contactar a los autores.

¹⁰ Un estimador super-consistente es uno cuya rapidez de convergencia es mayor a \sqrt{n} , la velocidad típica.

cointegrados (con un nivel de significancia del 5 por ciento) para cada producto en la Tabla 1 en la columna llamada Cointegración al 5%. Esta Tabla resume los resultados del trabajo.

La interpretación que se le da a una mayor proporción de series cointegradas es la de un mayor cumplimiento de la PPC.¹¹ Se puede observar que las series que están cointegradas en mayor proporción son las de frutas y verduras. Los primeros 10 lugares los ocupan frutas y verduras, lo cuales son considerados bienes comerciables, con proporciones de cointegración de entre 85 y 94 por ciento. Sorprendentemente, en los últimos lugares encontramos un gran número de bienes que también son comerciables, aunque son en su mayoría vestimenta, con niveles de cointegración de entre 32 y 47 por ciento.

La Tabla 1 también incorpora los resultados de la estimación del mecanismo de corrección de errores. El MCE es una regresión que permite cuantificar la velocidad de corrección de los errores en el corto plazo respecto de la relación de largo plazo, y por lo tanto calcular el tiempo que duran las desviaciones. La ecuación a estimar fue:

$$\Delta p_t^i = \alpha + \gamma_1 \Delta p_{t-1}^i + \dots + \gamma_k \Delta p_{t-k}^i + \beta_0 \Delta p_t^j + \beta_1 \Delta p_{t-1}^j + \dots + \beta_l \Delta p_{t-l}^j + \psi e_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

donde e es el residuo obtenido de la regresión que estima la relación de largo plazo (ecuación 2). Dado que e es la parte del precio no explicada por el precio en otra ciudad, se le interpreta como una desviación de corto plazo. En este sentido, el coeficiente Ψ del MCE estima la velocidad con la que un error del periodo pasado se corrige en el periodo presente (siempre y cuando el coeficiente estimado sea negativo). Los rezagos de las variables en diferencias controlan la posible autocorrelación serial. La especificación que se utilizó se eligió con el método parsimonioso, siendo de 6 rezagos de la variable independiente y un rezago de la dependiente. Se estimó un MCE para cada uno de los 595 pares de ciudades, para cada uno de los 200 productos.

¹¹ Banerjee *et al.* [1993] sugieren una manera alternativa de calcular los coeficientes de cointegración que tiene menor sesgo en muestras finitas. Ellos proponen estimar β con el siguiente modelo:

$$P_t^i = \sum_{k=0}^r \gamma_k P_{t-k}^j + \sum_{k=1}^q \alpha_k P_{t-k}^i, \text{ obteniendo } \hat{\beta} \text{ como: } \hat{\beta} = \frac{\sum_{k=0}^r \gamma_k}{1 - \sum_{k=1}^q \alpha_k}. \text{ Las estimaciones con este}$$

método alternativo resultaron casi idénticas a las de Engle y Granger, por lo que se decidió utilizar las estimaciones de la metodología tradicional.

El coeficiente de interés es Ψ , ya que capta la rapidez con que se corrige un error del periodo pasado. La manera habitual de presentarlo es calculando el número de periodos en que se corregiría la mitad de una desviación si se corrigiera a la tasa Ψ durante cada periodo. Esto se hace utilizando la siguiente fórmula¹²: $\ln(0.5) / [\ln(1 - \text{abs}(\psi))]$.

Se obtuvieron 595 estimaciones de Ψ para cada producto. Para condensar esta información, en la Tabla 1 se reporta en la segunda columna el promedio (de todos los pares de ciudades) de estos coeficientes estimados para cada producto. En la tercera se reporta el promedio de las desviaciones estándar del coeficiente Ψ de las 595 regresiones correspondientes al genérico de la primera columna, lo cual ayuda a determinar si el coeficiente es significativamente diferente de 0 o no. Con el dato de la segunda columna se calculó la vida media de la desviación, la cual se reporta en la cuarta columna. La vida media de la desviación se refiere a los meses que tarda una hipotética desviación de la relación de largo plazo en corregirse. El porcentaje de las series cointegradas se encuentra en la quinta columna, como se explicó anteriormente.

¹² Se entiende por $\text{abs}(\bullet)$ la función valor absoluto.

Tabla 1
Promedios y desviaciones estándar de los resultados de cointegración por producto

Productos	Coficiente de C.E.	Desv. est. de coeficiente de C.E.	Vida media de la desviación (meses)	Cointegración al 5%
Chile seco	-0.0502	0.0342	13.5	94%
Chayote	-0.2728	0.0879	2.2	91%
Uva	-0.1257	0.0611	5.2	91%
Mango	-0.1494	0.0646	4.3	91%
Pera	-0.0909	0.0537	7.3	90%
Aguacate	-0.2579	0.0784	2.3	89%
Sandía	-0.2697	0.0885	2.2	88%
Papa	-0.1698	0.0552	3.7	88%
Frijol	-0.0703	0.0462	9.5	86%
Papaya	-0.1566	0.0662	4.1	85%
Otros licores	-0.0594	0.0386	11.3	83%
Café tostado	-0.0568	0.0483	11.9	83%
Toronja	-0.1601	0.0668	4	83%
Melón	-0.2393	0.101	2.5	83%
Piña	-0.1925	0.0918	3.2	82%
Puré de tomate y enlatadas	-0.061	0.0379	11	82%
Pasta para sopa	-0.0713	0.0347	9.4	80%
Naranja	-0.1515	0.063	4.2	79%
Chile serrano	-0.3253	0.1051	1.8	79%
Chile poblano	-0.3631	0.1112	1.5	79%
Otras conservas de frutas	-0.0627	0.0428	10.7	79%
Cebolla	-0.2784	0.0845	2.1	78%
Café soluble	-0.1065	0.0613	6.2	78%
Jitomate	-0.3562	0.1074	1.6	77%
Otras legumbres secas	-0.0521	0.0306	12.9	77%
Pollo entero	-0.1079	0.0701	6.1	77%
Verduras envasadas	-0.0491	0.034	13.8	77%
Chicharo	-0.2227	0.0979	2.8	77%
Servilletas de papel	-0.0521	0.0387	13	76%
Calabacita	-0.3444	0.1205	1.6	76%
Cine	-0.0657	0.035	10.2	76%
Plátanos	-0.1334	0.0662	4.8	76%
Ron	-0.0739	0.0449	9	76%
Chuletas y costillas de res	-0.0648	0.0444	10.3	75%
Chiles procesados	-0.0745	0.0433	9	75%
Lechuga y col	-0.166	0.0789	3.8	75%
Mayonesa y mostaza	-0.0732	0.0443	9.1	75%

Tabla 1 (continuación)

Promedios y desviaciones estándar de los resultados de cointegración por producto

Productos	Coef. de C.E.	Desv. est. de C.E.	Vida media de la desviación	Coint. al 5%
Jamón	-0.0423	0.029	16	75%
Jabón de tocador	-0.0721	0.0454	9.3	74%
Cerveza	-0.1052	0.059	6.2	74%
Loncherías	-0.0377	0.025	18	74%
Gastrointestinales	-0.0422	0.0303	16.1	74%
Bistec de res	-0.0746	0.0451	8.9	74%
Pant. hombre otros mat.	-0.0467	0.0355	14.5	74%
Masa y harinas de maíz	-0.0525	0.0309	12.9	74%
Hígado de res	-0.088	0.0515	7.5	74%
Mantequilla	-0.0683	0.0514	9.8	74%
Jabón para lavar	-0.0686	0.046	9.7	74%
Cigarrillos	-0.1313	0.0654	4.9	74%
Cuadernos y carpetas	-0.0489	0.0398	13.8	74%
Nutricionales	-0.0423	0.0325	16	73%
Pasta dental	-0.0734	0.0464	9.1	73%
Cereales en hojuelas	-0.0759	0.0439	8.8	73%
Tortilla de maíz	-0.1175	0.0583	5.5	73%
Pan de caja	-0.1409	0.0698	4.6	73%
Yogurt	-0.073	0.0477	9.1	73%
Gelatina en polvo	-0.0608	0.036	11	73%
Otros libros	-0.0864	0.0426	7.7	73%
Frutas y leg. para bebés	-0.1016	0.0646	6.5	73%
Pan dulce	-0.0414	0.0292	16.4	73%
Lomo	-0.0577	0.0336	11.7	72%
Barbacoa o birria	-0.043	0.0267	15.8	72%
Chocolate	-0.0773	0.0518	8.6	72%
Dulces, cajetas y miel	-0.0462	0.0334	14.7	72%
Cerillos	-0.0463	0.0282	14.6	72%
Pulpa de cerdo	-0.067	0.0405	10	72%
Pepino	-0.2594	0.1159	2.3	71%
Tenencia de automóvil	-0.4037	0.3014	1.3	71%
Equipos modulares	-0.0314	0.0265	21.8	71%
Automóviles	-0.0797	0.043	8.3	71%
Camarón	-0.09	0.05	7.4	71%
Aceites veg. comest.	-0.1145	0.0568	5.7	71%
Pañales	-0.044	0.0303	15.4	71%
Galletas populares	-0.0561	0.0364	12	71%
Otras galletas	-0.0927	0.0522	7.1	70%
Atún y sardina en lata	-0.0898	0.0442	7.4	70%
Antibióticos	-0.0428	0.0357	15.8	70%
Desodorantes personales	-0.048	0.0322	14.1	70%
Pierna	-0.0834	0.044	8	70%
Camisas	-0.0414	0.0368	16.4	69%
Acumuladores	-0.0588	0.0389	11.4	69%

Tabla 1 (continuación)

Promedios y desviaciones estándar de los resultados de cointegración por producto

Productos	Coef. de C.E.	Desv. est. de C.E.	Vida media de la desviación	Coint. al 5%
Mojarra	-0.0788	0.0485	8.4	69%
Tocino	-0.0468	0.0309	14.5	69%
Queso fresco	-0.0582	0.0348	11.5	69%
Ropa interior hombre	-0.0555	0.0393	12.1	68%
Periódicos	-0.0388	0.027	17.5	68%
Cuotas de lic. y otros doc.	-0.0521	0.0301	12.9	68%
Leche en polvo	-0.166	0.0984	3.8	68%
Expectorantes y descong.	-0.0439	0.0376	15.5	68%
Salchichas	-0.0452	0.0277	15	68%
Jardín de niños y guardería	-0.0473	0.0338	14.3	67%
Refrescos envasados	-0.0976	0.0418	6.7	67%
Anticonceptivos	-0.0572	0.0472	11.8	67%
Navajas y máq. de afeitar	-0.0437	0.0332	15.5	66%
Aceites lubricantes	-0.0873	0.0475	7.6	66%
Pan blanco	-0.0576	0.0352	11.7	66%
Otras vísceras de res	-0.0579	0.0389	11.6	66%
Helados	-0.0421	0.0339	16.1	66%
Zanahoria	-0.1733	0.0662	3.6	66%
Revistas	-0.1087	0.0589	6	66%
Mant. de automóvil	-0.0353	0.0269	19.3	66%
Lavadoras de ropa	-0.0324	0.0255	21	65%
Pollos rostizados	-0.0532	0.0344	12.7	65%
Toallas sanitarias	-0.0534	0.034	12.6	65%
Carne molida de res	-0.0687	0.0441	9.7	65%
Otros pescados	-0.0956	0.0622	6.9	65%
Cremas para la piel	-0.0506	0.0413	13.3	65%
Concentrados de pollo y sal	-0.0537	0.0306	12.5	65%
Electricidad	-0.3554	0.1632	1.6	65%
Camisetas para bebés	-0.0455	0.0346	14.9	64%
Escobas	-0.0471	0.0397	14.4	64%
Brandy	-0.0659	0.042	10.2	64%
Productos para el cabello	-0.0493	0.036	13.7	64%
Otras diversiones	-0.0333	0.0278	20.5	64%
Calcetines	-0.0299	0.0241	22.8	63%
Ropa interior para niño	-0.0468	0.0395	14.5	63%
Licuadoras	-0.0426	0.0324	15.9	63%
Chorizo	-0.0532	0.0309	12.7	63%
Corte de cabello	-0.033	0.02	20.6	63%
Cantinas	-0.04	0.0263	17	63%
Consulta médica	-0.0532	0.0369	12.7	62%
Queso amarillo	-0.0518	0.0332	13	62%
Servicio doméstico	-0.0264	0.0238	25.9	62%
Cuidado dental	-0.0389	0.0247	17.5	62%
Vino de mesa	-0.0581	0.0482	11.6	62%

Tabla 1 (continuación)

Promedios y desviaciones estándar de los resultados de cointegración por producto

Productos	Coef. de C.E.	Desv. est. de C.E.	Vida media de la desviación	Coint. al 5%
Gas doméstico	-0.1673	0.0792	3.8	62%
Papel higiénico	-0.0583	0.036	11.5	62%
Renta de películas	-0.0677	0.0364	9.9	62%
Planchas eléctricas	-0.0352	0.0248	19.4	61%
Cobijas	-0.0473	0.0419	14.3	61%
Operación quirúrgica	-0.0392	0.0242	17.4	61%
Otras refacciones	-0.0375	0.0252	18.2	61%
Jugos o néctares envasados	-0.061	0.0419	11	61%
Pantalones niño otros mat.	-0.0261	0.0247	26.2	61%
Lociones y perfumes	-0.0372	0.0271	18.3	61%
Utensilios plást. para hogar	-0.0398	0.0304	17	61%
Calentadores para agua	-0.0412	0.0315	16.5	61%
Papas fritas y similares	-0.0567	0.0334	11.9	60%
Concent. para refrescos	-0.0499	0.0317	13.5	60%
Relojes, joyas y bisutería	-0.0391	0.0278	17.4	60%
Autobús urbano	-0.1263	0.0663	5.1	60%
Detergentes	-0.0794	0.0461	8.4	60%
Rádios y grabadoras	-0.0338	0.0229	20.2	60%
Retazo	-0.0425	0.0327	16	60%
Taxi	-0.0535	0.0312	12.6	60%
Restaurantes	-0.038	0.0267	17.9	59%
Pastelillos y pasteles	-0.0674	0.0367	9.9	59%
Zapatos para niños	-0.0393	0.0247	17.3	59%
Huevo	-0.1241	0.0645	5.2	59%
Juguetes	-0.0718	0.0485	9.3	58%
Queso manchego o Chih.	-0.0547	0.0314	12.3	58%
Ropa interior para mujer	-0.039	0.0312	17.4	58%
Carrera corta	-0.0859	0.047	7.7	58%
Medias y pantimedias	-0.0397	0.0243	17.1	57%
Refrigeradores	-0.0407	0.0281	16.7	57%
Discos y casetes	-0.0436	0.03	15.5	57%
Antecomedores	-0.0365	0.0278	18.6	55%
Guayaba	-0.1261	0.06	5.1	55%
Pantalones mujer algodón	-0.0322	0.0227	21.2	55%
Desodorantes ambientales	-0.0442	0.0274	15.3	54%
Estufas	-0.0397	0.0266	17.1	54%
Colchones	-0.0413	0.0297	16.4	53%
Cafeterías	-0.0351	0.0269	19.4	53%
Focos	-0.0747	0.0453	8.9	53%
Zapatos para mujer	-0.0338	0.0241	20.2	53%
Servicios funerarios	-0.0372	0.0264	18.3	53%
Velas y veladoras	-0.0375	0.0299	18.1	53%
Neumáticos	-0.042	0.0292	16.1	53%
Vestidos para mujer	-0.029	0.0217	23.5	53%

Tabla 1 (continuación)

Promedios y desviaciones estándar de los resultados de cointegración por producto

Productos	Coef. de C.E.	Desv. est. de C.E.	Vida media de la desviación	Coint. al 5%
Camisas, playeras niños	-0.0354	0.0261	19.3	53%
Otros quesos	-0.0533	0.0445	12.7	52%
Sombreros	-0.0339	0.026	20.1	52%
Antigripales	-0.0443	0.0312	15.3	52%
Cortes especiales de res	-0.0579	0.0363	11.6	52%
Libros de texto	-0.0451	0.0325	15	52%
Sala de belleza	-0.034	0.0221	20	51%
Toallas	-0.0356	0.0384	19.1	51%
Autobús foráneo	-0.0943	0.0545	7	51%
Bolsas, mal. y cinturones	-0.0324	0.0229	21	51%
Harinas de trigo	-0.0442	0.0321	15.3	51%
Salas	-0.0392	0.0263	17.4	50%
Muebles para cocina	-0.0347	0.0291	19.6	50%
Baterías de cocina	-0.0318	0.0222	21.5	50%
Gastos tur. en paquete	-0.0983	0.0713	6.7	50%
Crema de leche	-0.0604	0.0402	11.1	49%
Arroz	-0.0725	0.0497	9.2	49%
Tequila	-0.0621	0.0439	10.8	49%
Colchas	-0.0312	0.0274	21.8	48%
Recámaras	-0.0361	0.0253	18.8	47%
Artículos deportivos	-0.0397	0.027	17.1	47%
Comedores	-0.0379	0.0267	17.9	47%
Sábanas	-0.0318	0.026	21.5	47%
Zapatos tenis	-0.034	0.0268	20	47%
Bicicletas	-0.0363	0.0354	18.7	45%
Otros gastos del calzado	-0.0285	0.0241	24	45%
Zapatos para hombre	-0.0413	0.0223	16.4	45%
Loza y cristalería	-0.0396	0.0344	17.2	44%
Trajés para bebés	-0.0361	0.0327	18.9	43%
Blusas para mujer	-0.0356	0.0251	19.1	43%
Vestidos para niña	-0.0286	0.0197	23.9	41%
Leche condensada y mat.	-0.1536	0.0989	4.2	32%

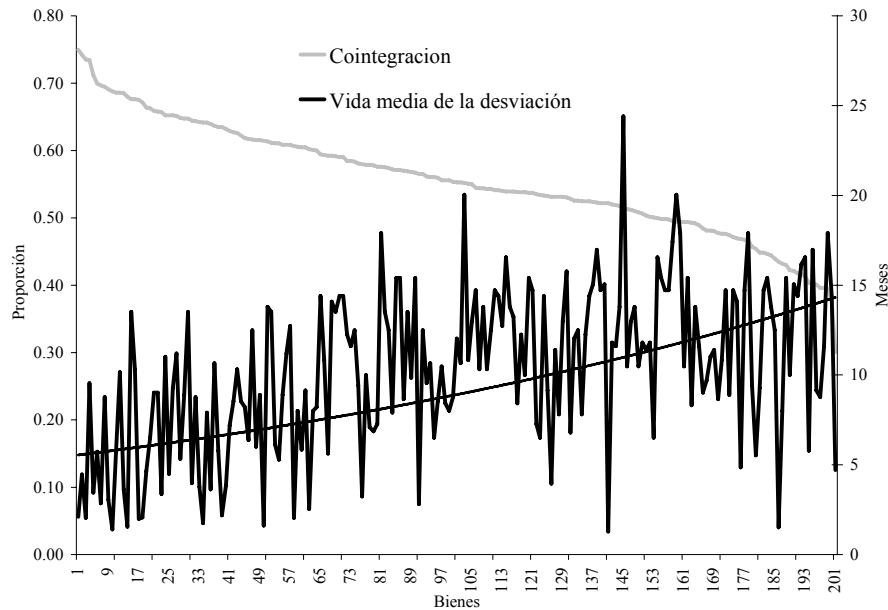
La proporción de series cointegradas es el dato más importante para determinar si las series de los índices de precios en distintas ciudades se siguen de cerca de través del tiempo. El dato de la vida media sirve para tener una idea de cuánto tiempo duran las desviaciones de la PPC de un cierto bien para pares de ciudades con la característica de que las series de precios están cointegradas.

A primera vista, parece que la vida media de la desviación no está relacionada con el porcentaje de series cointegradas. Sin embargo, la Gráfica 1

muestra que sí existe una relación. En la gráfica se ordenó de manera descendente a los 200 bienes de acuerdo a su proporción de cointegración, conformando el eje horizontal de la gráfica. A cada producto se le asoció tanto su nivel de cointegración (en el eje vertical izquierdo), como la vida media de la desviación en meses (en el eje vertical derecho). En la Gráfica 1 se observa que una vez ordenados los productos de acuerdo con la proporción de cointegración, existe una tendencia positiva de la vida media de la desviación; es decir, que los bienes cuyas series se cointegran menos presentan una vida media de la desviación más larga. Esto es importante, pues las dos medidas concuerdan en señalar cuáles bienes son los que cumplen en mayor medida con la PPC.

Gráfica 1

Relación entre la proporción de pares de ciudades cointegradas y la vida media de la desviación (con tendencia exponencial)



Un aspecto interesante de nuestros resultados es que para el conjunto de productos arbitrables obtenemos una vida media de la desviación de la PPC de 13 meses. Esta se debe comparar con una vida media de alrededor de 48 meses entre dos países diferentes de acuerdo con otros estudios, como Froot y Rogoff [1995]. La diferencia, de 3 años, se puede atribuir a barreras al comercio arancelarias y no arancelarias, volatilidad en el tipo de cambio, efectos frontera, etcétera, que no

conciernen al cumplimiento de la PPC. Es decir, nuestro estudio encuentra que una desviación de la PPC se elimina 3 veces más rápido al interior del país que entre dos países. Esto es importante porque señala que los estudios que obtienen un rechazo de la PPC al comparar precios entre países mayoritariamente están midiendo los efectos de barreras al comercio y no un cumplimiento de la PPC.

Una interpretación aún más clara de la Tabla 1 se obtiene si se agrupan los bienes de acuerdo a características comunes, como se hace en la Tabla 2. En esta tabla agrupamos a los bienes en 7 rubros, frutas y verduras, alimentos sin frutas y verduras (como huevo, carnes, pescado, pollo, lácteos, etc.), vestimenta y zapatos, muebles para el hogar, electrodomésticos, servicios, bienes administrados y concertados y otros arbitrables no perecederos. Los bienes clasificados como concertados y administrados son aquellos bienes que durante el periodo en cuestión fueron fijados por el gobierno y no por el mercado, como electricidad, tortilla, tenencia de automóvil, taxi, cuotas de licencias, autobús urbano, tenencia, etc. El rubro de servicios incluyó al servicio doméstico, consulta médica, sala de belleza, mantenimiento de automóvil, servicios funerarios, loncherías, renta de películas, gastos turísticos, etc.

Tabla 2

Resumen del MCE por grupos de productos

Grupos de bienes	Número de bienes	Porcentaje cointegrado al 5%	Vida media de la desviación en meses
Frutas y verduras	22	80%	3.3
Alimentos sin frutas y verduras	70	69%	10.4
Administrados y concertados	7	64%	6.7
Otros arbitrables no perecederos	39	62%	13.4
Electrodomésticos	8	61%	17.4
Servicios	16	61%	17.2
Vestimenta y zapatos	22	55%	19.1
Muebles para el hogar	10	51%	18.5

El propósito de la Tabla 2 es resumir la información, presentando los resultados por grupos de bienes homogéneos que comparten características de movilidad, arbitrabilidad, tipo de mercado, entre otras, lo cual libera a las conclusiones de inferencias casuísticas.

De la Tabla 2 se puede observar que los bienes agrícolas presentan un alto grado de cointegración y una vida media de la desviación muy corta, de 3.3 meses. Le siguen los alimentos excluyendo frutas y verduras, con un alto nivel de

cointegración, pero una vida media de la desviación más larga. Los bienes administrados y concertados¹³ son una mezcla de bienes que están muy integrados y muy poco integrados. La electricidad tiene diferentes tarifas en el Norte del país dependiendo de la estación, aunque sus movimientos son siempre idénticos, lo que se revela en que tiene una desviación media de 1.6 meses. Por otro lado, los taxis tienen una proporción de cointegración más baja y una vida media de más de 12 meses. Por lo tanto, la posición de este grupo relativa a los demás es un poco caprichosa. Por último, los servicios tienen un nivel de cointegración bajo y una vida media de la desviación entre las más grandes.

Los últimos dos renglones de la Tabla 2 parecen un poco inexplicables, ya que se trata de bienes arbitrables, y aún más, no precederos. La teoría económica nos dice que estos bienes deben ser altamente arbitrables y por lo tanto esperaríamos verlos encima de los servicios. Sin embargo, encontramos dos posibles explicaciones de este fenómeno que son compatibles con un cumplimiento de la PPC. La primera de ellas es que en vestimenta y electrodomésticos la homogeneidad de los bienes que sigue el Banco de México es mucho menor que la de frutas, verduras y el rubro de alimentos sin frutas y verduras. Es decir, dado que la vestimenta que se utiliza en diferentes regiones del país varía considerablemente, cuando el Banco de México sigue los precios de la vestimenta en todo el país, no está siguiendo las series de precios del mismo bien en cada ciudad, lo cual podría estar generando que las series resulten poco relacionadas y con una vida media de la desviación grande. A este respecto, se puede observar en el rubro de licores algo similar sobre la clasificación heterogénea de artículos bajo el mismo genérico, lo que conduce a una baja proporción de cointegración. En la Tabla 1 se puede observar que dentro de la categoría de licores tenemos dos comportamientos muy distintos. Por un lado, en el mercado del ron en México existe una marca dominante, por lo que la serie de precios reportada por el Banco de México se refiere básicamente a los precios del mismo artículo en todo el país, lo cual se refleja en un nivel de cointegración entre los más elevados para este bien. Mientras tanto, el mercado del tequila es mucho más atomizado, con una concentración de mercado claramente inferior. Esta diversidad de artículos bajo la clasificación de tequila pero con dinámicas de precios distintas se refleja en que el tequila presenta una proporción de cointegración baja. Asimismo, no encontramos ninguna razón para creer que el arbitraje con ron deba ser diferente al del tequila.

¹³ En este grupo se incluyen los genéricos de cuotas y licencias, tenencia de automóvil, taxi, electricidad, autobús urbano, etc.

La segunda explicación a este fenómeno es que tanto en electrodomésticos como en vestimenta, se trata de bienes cuyo valor se determina no solo por el bien *per se*, sino por los beneficios que lo acompañan. En el caso de los electrodomésticos, el consumidor valora el que exista una empresa establecida que le ofrezca garantía y una factura que dé fe de la propiedad legítima del bien. En el caso de la ropa, el consumidor valora el estatus de comprar en ciertas tiendas o locales comerciales y está dispuesto a pagar un precio adicional por ello. En este caso, arbitrar un bien se vuelve un proceso más complicado. Además, conviene señalar que esta intuición se apoya en el hecho de que el Banco de México no sigue los precios de mercado negro, donde los precios son más competitivos que en los lugares establecidos, los cuales ofrecen los bienes inmateriales ya mencionados.

En conclusión, la cointegración con series desagregadas por producto genérico arrojó algunos resultados muy interesantes, los cuales invitan a estudiar y explicar el comportamiento individual de los bienes teniendo en cuenta sus condiciones particulares de mercado.

En este momento conviene puntualizar algunas limitaciones del estudio. La primera de ellas se refiere a las distintas condiciones bajo las cuales han sido determinados los precios de los bienes para los cuales tenemos datos. En primer lugar, dentro de la muestra existen algunos productos cuyo precio era controlado en buena parte del periodo muestral, tales como el cine, la tortilla, y algunos lácteos. Esto generaría un nivel de cointegración que podría tomarse equivocadamente como evidencia de fuerte arbitraje.

En segundo lugar, se explicó en la introducción que el precio de un bien depende de los costos de comercialización. Verificar el cumplimiento de la PPC con la metodología de cointegración implica suponer que esos costos no cambiaron de manera distinta entre ciudades, ya que un cambio permanente en los costos de comercialización entre dos ciudades se tomaría como una desviación permanente de la PPC. Un ejemplo de esto es la creación de una carretera que abarate los costos de comercialización de bienes en una ciudad. Si durante una parte de la muestra se tenía una cierta relación de largo plazo entre las series de precios y ésta cambia, la metodología de cointegración no incorpora esta información y la toma como una desviación de la PPC. Por lo tanto, los resultados presentados dependen en cierto grado del cumplimiento de este supuesto.

Por último, una crítica pertinente es que el trabajo se realizó utilizando índices de precios y no series de precios en sí. Lo ideal sería tener series de precios del mismo artículo en todo el país. En este trabajo utilizamos series de índices de precios, las cuales son promedios ponderados de precios de artículos que pueden variar de región en región, como la vestimenta y zapatos y que tienen una fecha con base 100. Utilizar un índice tiene como consecuencia que no podamos identificar la magnitud de las diferencias en precios entre dos ciudades distintas, sino sólo cómo ha cambiado la relación en el tiempo. Además, utilizar series de bienes genéricos, aunque representa una mejora sustancial respecto de trabajos anteriores, no garantiza que se siga el precio de un bien idéntico en todo el país y lleva a indeterminaciones como las que se señalaron en los dos párrafos anteriores. La conclusión más obvia es que para despejar estas dudas se tendría que trabajar con series de precios de bienes idénticos en todo el país, es decir, un nivel más de desagregación y contar con los precios, no con índices.¹⁴

Una posible crítica a este trabajo es que no se tomó en cuenta la distancia entre diferentes ciudades. Se esperaría que ciudades más cercanas físicamente tengan relaciones más estables entre sus precios que ciudades muy distantes, como Tijuana y Tapachula. Sin embargo, como una etapa de la investigación se analizó si existe alguna distancia entre el grado de cointegración de dos series de precios de distintas ciudades y la distancia entre ellas. La respuesta es que ninguna regresión arrojó resultados significativos. Intentamos tanto el enfoque de Engel y Rogers [1996], como el enfoque de una regresión donde la variable dependiente es el estadístico ADF utilizado en la sección anterior para probar la estacionariedad de la relación de largo plazo de los precios entre ciudades y la variable independiente es la distancia entre las mismas.¹⁵

5. Conclusiones

La conclusión más importante de este trabajo es que los estudios que encuentran una falta de cumplimiento de la PPC entre países han medido mayoritariamente los efectos asociados a barreras al comercio entre países. Esos estudios no tienen evidencia convincente, ya que en este trabajo se encontró que al eliminar los efectos frontera, del tipo de cambio y de diferentes ponderadores en los índices de precio, el cumplimiento de la PPC es 3 veces más rápido que entre países.

¹⁴ Cabe mencionar que para fines del cálculo de la inflación, el método del Banco de México es adecuado, aunque no es el más adecuado para fines de comprobar la PPC.

¹⁵ La medida de distancia fueron los kilómetros por la mejor carretera disponible.

Una segunda innovación de este trabajo es que se encontró evidencia de que aún trabajando con índices de precios a un nivel tan desagregado como el utilizado aquí, no es posible determinar un cumplimiento mayor de la PPC para bienes comerciables que nos son alimentos que para servicios. Rubros como el de vestimenta y zapatos o muebles para el hogar, a pesar de ser comerciables, presentaron resultados que nos llevarían a concluir que son poco arbitrables. Creemos que, aun trabajando con series tan desagregadas como las nuestras, el hecho de seguir precios de artículos que no son exactamente los mismos en todas las series es lo que provoca estos resultados. Por su parte, los bienes agrícolas, que son genéricos que siguen a productos muy homogéneos (como el genérico aguacate), presentaron altas proporciones de cointegración, lo cual apoya esta hipótesis. Es necesario obtener bases de datos a nivel producto para realizar inferencias más robustas acerca de este fenómeno. De esta forma, en este trabajo se encontró que la desagregación a nivel genérico que sigue el Banco de México y que da a conocer en términos de índices de precios no es suficiente para poner punto final a esta polémica. Es decir, una determinación definitiva del grado de cumplimiento de la PPC se puede lograr sólo con series de precios de bienes idénticos dentro de un mismo país. Además, con este tipo de datos se podría realizar un análisis más detallado acerca de asociaciones entre la PPC, la distancia entre ciudades, las características del bien,¹⁶ así como el efecto del tamaño de las ciudades, o la concentración de mercado en la producción de un bien, en el nivel y la velocidad de igualación de precios.¹⁷

En tercer lugar, en la literatura de cointegración y de la PPC en particular, no sabemos de nadie que haya notado una relación positiva entre mayor nivel de cointegración y una vida media de la desviación de la PPC más corta. Este quizá sea un hecho estilizado que los estadísticos y econométricos puedan explicar en un futuro cercano.

¹⁶ En particular el tamaño del bien, su facilidad de transporte y por lo tanto la proporción de costo de transporte a precio, puede tener un papel importante en las oportunidades de arbitraje que los agentes intenten explotar.

¹⁷ Vease Krugman [1987]. A su vez, es importante notar que el costo de obtener información sobre los precios y la probabilidad de que las oportunidades sean explotadas rápidamente, puede permitir la existencia prolongada de las oportunidades de arbitraje (vease Stigler [1961]).

Con respecto a investigaciones futuras, un claro adelanto metodológico será trabajar con pruebas de raíz unitaria en panel, en vez de hacer un análisis univariado repetido, una vez que éstas alcancen un desarrollo adecuado.

6. Referencias

- Banco de México (2002) *El Índice Nacional de Precios al Consumidor: características y actualización de su base al año 2002*, junio.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. y Stock, J. (1992) “Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-break Hypothesis: Theory and International Evidence”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, pp. 271-287.
- Baoyumi, T. y MacDonald, R. (1999) “Deviations of the Exchange Rates From Purchasing Power Parity: A Story Featuring Two Monetary Unions”, *IMF Staff Papers*, Vol. 46, Núm. 1.
- Dickey, D. y Fuller, W. “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, Núm. 74, pp. 427-431.
- Engel, C. (1993) “Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation”, *Journal of Monetary Economics*, Núm. 32, pp. 35-50.
- Engel, C. y Rogers, J. (1996) “How Wide is the Border?”, *American Economic Review*, Núm. 86, pp. 1112-1125.
- Engle, R. y Granger, C. (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
- Froot, K. y Rogoff, K. (1995) “Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates” en Grossman, G. y Rogoff, K. (eds.) *Handbook of International Economics*, Vol. 3, pp. 1647-1688.
- Gonzalez, M. y Rivadeneyra, F. (2003) “La ley de un solo precio en México: un análisis empírico” *Tesis de Licenciatura*, ITAM.
- Krugman, P. (1987) “Pricing to Market when the Exchange Rate Changes”, en Arndt, S. y Richardson, D. (eds.) *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, MIT press, Cambridge.
- Levin, A., Lin y Chu, C. (2002) “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties”, *Journal of Econometrics*, Vol. 108, Núm. 1, pp.1-24.
- Lyhagen, J. (2000) “Why not use Standard Panel Unit Roots Tests for Testing PPP”, *Documento de trabajo*, Núm. 413, Stockholm School of Economics.

- McKinnon, J. (1991) “Critical Values for Cointegration Tests” en Engle, R. y Granger, C. (eds.) *Long-run Economic Relationships*, Oxford, pp. 267-276.
- Obstfeld, M y Rogoff, K. (1996) *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cap. 4.
- Rogers, J. y Jenkins, H. (2001) “Border Effects Within the NAFTA Countries”, *International Finance Discussion Paper*, Núm. 698, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Santaella, J. (2002) “El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana” *Gaceta de Economía*, Suplemento La Inflación en México, Tomo II.
- Schwert (1989) “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo investigation” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, pp. 147-159.
- Stigler, G. (1961) “The Economics of Information”, *Journal of Political Economy*, Vol. 64, Núm. 3, pp. 213-225.

7. Apéndice

Tabla 3

Ciudades que conforman la base de datos

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

Tabla 4
Genéricos que conforman la base de datos

Tortilla de maíz	Queso fresco	Otras legumbres secas
Masa y harinas de maíz	Yogurt	Jugos o néctares envasados
Pan dulce	Crema de leche	Chiles procesados
Pan blanco	Queso manchego o Chihuahua	Verduras envasadas
Pan de caja	Otros quesos	Puré de tomate y sopas enlatadas
Pastelillos y pasteles	Harinas de trigo	Otras conservas de frutas
Pasta para sopa	Queso amarillo	Frutas y legumbres preparadas para bebés
Galletas populares	Mantequilla	Café soluble
Otras galletas	Huevo	Café tostado
Guayaba	Aceites y grasas vegetales comestibles	Refrescos envasados
Cereales en hojuelas	Plátanos	Mayonesa y mostaza
Arroz	Naranja	Concentrados de pollo y sal
Pollo entero	Aguacate	Papas fritas y similares
Pulpa de cerdo	Mango	Concentrados para refrescos
Chuletas y costillas de res	Papaya	Chocolate
Lomo	Uva	Dulces, cajetas y miel
Pierna	Melón	Gelatina en polvo
Bistec de res	Sandía	Pollos rostizados
Carne molida de res	Pera	Barbacoa o birria
Retazo	Toronja	Cerveza
Cortes especiales de res	Piña	Tequila
Helados	Jitomate	Otros licores
Otras vísceras de res	Papa	Ron
Jamón	Cebolla	Brandy
Salchichas	Calabacita	Vino de mesa
Chorizo	Chile serrano	Cigarrillos
Tocino	Zanahoria	Camisas
Otros pescados	Chile poblano	Ropa interior hombre
Camarón	Lechuga y col	Calcetines
Mojarra	Chicharo	Pantalones para hombre otros materiales
Hígado de res	Chayote	Blusas para mujer
Atún y sardina en lata	Pepino	Ropa interior para mujer
Leche en polvo	Frijol	Medias y pantimedias
Leche evaporada, condensada y maternizada	Chile seco	Pantalones para mujer base algodón
Vestidos para mujer	Velas y veladoras	Autobús urbano
Pantalones para niño otros materiales	Escobas	Taxi
Camisas y playeras para niños	Loza y cristalería	Autobús foráneo
Vestidos para niña	Baterías de cocina	Automóviles
Ropa interior para niño	Utensilios de plástico para el hogar	Aceites lubricantes
Trajes para bebés	Colchas	Neumáticos
Camisetas para bebés	Sábanas	Otras refacciones

Tabla 4 (continuación)
Genéricos que conforman la base de datos

Sombreros	Cobijas	Acumuladores
Zapatos tenis	Toallas	Tenencia de automóvil
Zapatos para mujer	Detergentes	Mantenimiento de automóvil
Zapatos para hombre	Jabón para lavar	Revistas
Zapatos para niños	Desodorantes ambientales	Carrera corta
Otros gastos del calzado	Antibióticos	Juguetes
Bolsas, maletas y cinturones	Nutricionales	Otras diversiones
Relojes, joyas y bisutería	Anticonceptivos y hormonales	Cuadernos y carpetas
Servicio doméstico	Gastrointestinales	Periódicos
Electricidad	Expectorantes y descongestivos	Gastos turísticos en paquete
Gas doméstico	Antigripales	Cine
Muebles para cocina	Consulta médica	Otros libros
Antecomedores	Operación quirúrgica	Renta de películas
Estufas	Cuidado dental	Jardín de niños y guardería
Calentadores para agua	Corte de cabello	Discos y casetes
Salas	Sala de belleza	Libros de texto
Comedores	Productos para el cabello	Artículos deportivos
Colchones	Lociones y perfumes	Loncherías
Recámaras	Jabón de tocador	Restaurantes
Refrigeradores	Pasta dental	Cantinas
Lavadoras de ropa	Desodorantes personales	Cafeterías
Planchas eléctricas	Cremas para la piel	Servicios funerarios
Licuadoras	Navajas y máquinas de afeitar	Cuotas de licencias y otros doc.
Equipos modulares	Papel higiénico	
Radios y grabadoras	Pañales	
Focos	Toallas sanitarias	
Cerillos	Servilletas de papel	