

Integración espacial de los mercados de los genéricos del INPC en México

Extracto del Reporte sobre las Economías Regionales Enero - Marzo 2023, Recuadro 4, pp. 53-55, documento publicado el 15 de junio de 2023.

Nota: En la versión electrónica de este documento se puede obtener la información que permite generar todas las gráficas y tablas que contiene dando clic sobre ellas, con excepción de aquella que no es producida ni elaborada por el Banco de México.

1. Introducción

La ley de un solo precio en el interior de un país establece que bienes idénticos deben tener el mismo precio en mercados espacialmente separados, una vez que se toman en cuenta factores como los costos de transporte. La versión relativa de la ley de un solo precio significa que los precios relativos de bienes idénticos entre las regiones de un país se estabilizan en el tiempo. El cumplimiento de la versión relativa de la ley de un solo precio implica que los mercados del país están espacialmente integrados y funcionan eficientemente. Que un mercado esté integrado ofrece un mayor bienestar para los consumidores, ya que les permite explotar mejor las oportunidades de arbitraje y hacer elecciones de consumo sin preocuparse por el precio que se maneje en otra ubicación geográfica. De igual forma, permite a los inversionistas tomar decisiones basadas en factores distintos a las diferencias de precios. Asimismo, ayuda a que las acciones de política monetaria sean igualmente efectivas en todas las regiones. El presente Recuadro evalúa la versión relativa de la ley de un solo precio entre muchas ciudades del país comparando los índices de precios de prácticamente todos los genéricos que conforman el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). Desde el punto de vista metodológico, para cumplir con este objetivo, se examina si los precios relativos de todos los genéricos entre pares de ciudades se estabilizan en el tiempo, es decir, en términos estadísticos se diría que son estacionarios. Los resultados muestran que el 32% de los pares analizados se estabilizan en el tiempo, lo que es evidencia a favor de la integración espacial en los mercados de los productos genéricos del INPC en México.

2. Datos y metodología

Para evaluar la versión relativa de la ley de un solo precio se adopta el enfoque de pares propuesto por Pesaran (2007). El análisis parte de construir combinaciones únicas de pares de ciudades, y evaluar si el diferencial de precios de cada par para cada genérico del INPC es estacionario usando una prueba de raíz unitaria.¹ Por ejemplo, si se tienen los índices de precios de los refrescos para cuatro ciudades del país: Ciudad de México, Guadalajara, Mérida, y Monterrey, se calcula la diferencia porcentual del precio de la Ciudad de México con respecto al de Guadalajara, al de Mérida y al de Monterrey; después el de Guadalajara con respecto al de Mérida y al de Monterrey; y por último el de Mérida con respecto al de Monterrey, es decir, se construyen seis pares únicos de diferenciales de precios de los refrescos. Enseguida, se comprueba si cada uno de estos diferenciales, asociado a cada par, es estacionario. Así, para cada uno de los genéricos del INPC.²

¹ Este Recuadro adapta el enfoque de pares de Pesaran (2007) que parte de considerar el diferencial logarítmico entre el índice de precios del genérico g en la ciudad i ($p_{i,t}^g$) y en la ciudad j ($p_{j,t}^g$) como $p_{ij,t}^g = p_{i,t}^g - p_{j,t}^g$ con $t=1...T$ el tiempo, $i = 1...N-1$ y $j = i...N$, donde N es el número total de ciudades. Enseguida se aplica la prueba de raíz unitaria aumentada de Dickey y Fuller a cada una de las series de diferenciales del logaritmo natural de los índices de precios: $\Delta p_{ij,t}^g = \alpha^g + \delta_{ij}^g p_{ij,t-1}^g + \sum_{k=1}^K \gamma_k^g \Delta p_{ij,t-k}^g + \epsilon_t^g$, donde Δ es el operador de diferencias y ϵ_t^g es el término de error *i.i.d.* El rechazo de la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria ($H_0: \delta_{ij}^g = 0$) al $\alpha\%$ de significancia, es evidencia a favor de que el mercado del genérico analizado entre las ciudades i y j converge. Este procedimiento se repite para cada una de los $N(N-1)/2$ pares de ciudades para cada genérico g .

² En la literatura se han utilizado diferentes enfoques empíricos para estudiar la convergencia de precios en México, siendo el uso de pruebas de raíz unitaria en datos de panel el más predominante. Bajo este enfoque, se elige el precio de una ciudad como referencia para el resto de los precios, y se realiza una sola prueba estadística para evaluar la convergencia de los precios relativos. Rodríguez y Rodríguez (2019) es el único estudio para México que aplica el enfoque de pares de Pesaran (2007), como el de este

Cuadro 1
Número de pares de ciudades y genéricos por regiones

	Norte	Centro norte	Centro	Sur	Nacional
Norte	20,190				
Centro norte	40,379	17,083			
Centro	30,294	27,963	9,324		
Sur	40,392	37,284	27,972	17,094	
Nacional					267,975

Nota: Cada región cuenta con un número distinto de ciudades, las cuales se combinan entre ellas para formar pares por cada combinación de regiones y se multiplican por el número de genéricos que dicha ciudad tiene disponible (2 de los genéricos estudiados están disponibles solo en 45 de las 46 ciudades). La suma de estas combinaciones genera una muestra total de 267,975 pares de ciudades y genéricos. Por ejemplo, para la combinación centro-centro, dicha región cuenta con 9 ciudades, las cuales se pueden combinar en pares de 36 maneras distintas, al multiplicarla por los 259 genéricos, se obtienen 9,324 pares de ciudades y genéricos.

Fuente: Elaboración del Banco de México.

En este Recuadro se emplean los índices de precios de 259 productos genéricos del INPC en 46 ciudades, con observaciones quincenales desde la primera quincena de enero de 1995 a la segunda quincena de enero de 2023. Así, como en el ejemplo anterior, al tener 46 ciudades, las combinaciones que se forman son 1,035 pares únicos de ciudades. Como se tienen 259 genéricos, se obtienen cerca de 268 mil pares en total, considerando las posibles combinaciones de ciudades para cada genérico. En el Cuadro 1 se observa que la mayoría de los pares considerados se ubican en la combinación sur-norte, mientras que la menor cantidad de pares se encuentra en la combinación centro-centro, debido a que solo 9 de las 46 ciudades disponibles se ubican en esta región. Una vez que se comprueba si cada diferencial de precios, asociado a cada par, se estabiliza en el tiempo o no, se calcula la proporción total de diferenciales de precios estacionarios con respecto al número total de pares posibles. En el ejemplo anterior, si tres de los seis diferenciales resultaran estacionarios, se tendría una proporción del 50%. De acuerdo con Pesaran (2007), si la proporción resultante es superior al 10%, se rechaza la hipótesis de no convergencia.³

3. Integración de los mercados de los genéricos

De todos los diferenciales de precios analizados en este Recuadro, se confirma que 32.6% se estabilizan en el tiempo (ver columna 3, categoría General del Cuadro 2).⁴ Por lo tanto, se puede decir, en general, que se rechaza la hipótesis de no convergencia. Las proporciones de diferenciales de precios estacionarios obtenidas en este Recuadro indican que los mercados de los genéricos del INPC en México están integrados, al menos en cierta

Recuadro. En general, la literatura para el caso de México trabaja con un conjunto de ciudades y de productos más limitado que el de este Recuadro. Rodríguez y Rodríguez (2019) rechazan la hipótesis de no convergencia de los precios relativos, y encuentran que 18% de los diferenciales de precios son estacionarios cuando usan el agregado del INPC. Para otros países, por ejemplo, se encuentra el estudio de Iregui y Otero (2017), que también utiliza el enfoque de pares para examinar los índices de precios de 153 genéricos en 13 ciudades de Colombia. Los resultados de este estudio para Colombia muestran que 27% de los diferenciales de precios son estacionarios para los productos no comerciables, 71% para los agropecuarios, 35% para las mercancías alimenticias, y 24% para otros productos comerciables. Los autores también prueban que la distancia entre las ciudades influye en la convergencia de los precios. Para el caso de Estados Unidos, Yazgan y Yilmazkuday (2011) también usa el enfoque de pares para 48 productos y 52 ciudades, y encuentra que 55% de todos los diferenciales de precios son estacionarios, específicamente 60% para los bienes no-perecederos, 57% para los perecederos, y 43% para los no comerciables.

³ Pesaran (2007) define la función indicadora $Z_{ij} = 1$ si la hipótesis nula de raíz unitaria es rechazada al nivel de significancia α , y $Z_{ij} = 0$ en el caso contrario, con la cual se construye la proporción de pares que rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria respecto al total de pares como $\bar{Z} = 2/N(N-1) \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N Z_{ij}$. El autor muestra que, bajo la hipótesis nula de no convergencia, el valor esperado de \bar{Z} debe ser igual al tamaño nominal de la estadística de la prueba de raíz unitaria, α .

⁴ Se realizaron estimaciones similares con dos submuestras de datos. La primera con observaciones a partir de la primera quincena de enero del 2001 para tener en cuenta solo el periodo del esquema de objetivos de inflación como marco para la conducción de la política monetaria. La segunda submuestra usa las observaciones hasta antes de la pandemia, es decir, de la primera quincena de 1995 a la segunda quincena de febrero de 2020. Los resultados para ambas submuestras no reportan mayores diferencias con respecto a las presentadas en este Recuadro.

medida, siendo, sin embargo, menores a las proporciones encontradas para el caso de Estados Unidos, como el 55% en Yazgan y Yilmazkuday (2011).

Al agrupar los genéricos en los componentes subyacente y no subyacente del INPC, los resultados muestran que la proporción de diferenciales de precios que se estabilizan en el tiempo en el componente no subyacente es mayor que la de los del componente subyacente (48.3% vs. 28.9% en la columna 3 del Cuadro 2, respectivamente). Estos resultados también son evidencia para rechazar la hipótesis de no convergencia en ambas categorías. El Cuadro 3 presenta el patrón inter e intra regional de las proporciones de pares estacionarios. Como se puede observar, ambos grupos muestran una notable similitud entre todas las combinaciones de regiones. Este resultado también se podría tomar como evidencia a favor de la integración espacial de los mercados, ya que, por ejemplo, si los pares de ciudades ubicados en una determinada combinación regional reportaran consistentemente una mayor integración que las ciudades del resto de combinaciones, se podría decir que, en general, hay diferencias persistentes en los precios relativos con el resto de ciudades del país, alejando este mercado de una posible integración. Adicionalmente, al agrupar los genéricos en comerciables y no comerciables, se observa una mayor cantidad de pares integrados en la primera categoría que en la segunda (ver columna 3 del Cuadro 2), lo cual es un resultado esperado ya que los productos comerciables tienden a ofrecer mayores oportunidades de arbitraje para vendedores y/o compradores que los no comerciables. Igualmente, los resultados para ambos grupos rechazan la hipótesis de no integración.

Cuadro 2
Resultados de la prueba de estacionariedad de los precios
relativos usando el enfoque de pares

Categoría	Número de pares ^{1/}	Número de genéricos	Proporción de	Vida media ^{3/}
			precios relativos estacionarios ^{2/}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Todos los genéricos	267,975	259	32.6	8.8
Subyacente	217,350	210	28.9	10.3
Mercancías	175,950	17	29.5	9.2
Servicios	41,400	40	26.8	15.6
No subyacente	50,625	49	48.3	5.0
Agropecuario	39,330	38	53.9	3.9
Energéticos	3,105	3	23.8	4.9
Comerciable ^{4/}	218,385	211	33.8	7.6
No comerciable ^{4/}	49,590	48	27.4	15.4

Nota: 1/ Número de combinaciones por pares entre las 46 ciudades y el número de genéricos correspondientes en la columna 2.

2/ El porcentaje en cada renglón resulta de dividir el número de diferenciales de precios estacionarios entre el número total de pares de ciudades y genéricos.

3/ Promedio de la vida media para los diferenciales de precios estacionarios. Cifra en meses.

4/ Comerciables incluye mercancías, agropecuarios y energéticos. No comerciables incluye tarifas autorizadas por el gobierno y servicios.

Fuente: Elaboración del Banco de México.

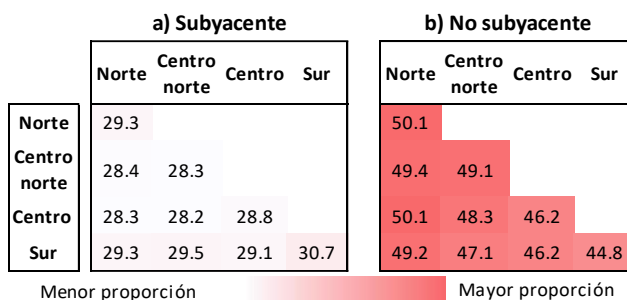
En el caso de la subcategoría de agropecuarios, que forma parte de la no subyacente, la proporción de diferenciales de precios que se estabilizan en el tiempo es mayor en comparación con el resto de las subcategorías (columna 3 del Cuadro 2). Una posible explicación para este resultado es que, debido a que los productos agropecuarios del componente no subyacente son en general perecederos y más homogéneos que los productos en otros grupos, las oportunidades de arbitraje se explotan mejor y con movimientos correctivos más rápidos por parte de vendedores y/o compradores. Por otro lado, se encuentra que las proporciones para los energéticos y los servicios son las más bajas. En el primer caso, se explica porque los índices de precios de la

electricidad están influidos por el rango de consumo de los hogares y la temporada del año en cada ciudad. Así, los cambios en el tiempo de estos índices pueden terminar siendo diferentes de ciudad a ciudad. En el segundo caso, se debe en general a la naturaleza no comerciable de los servicios (ver columna 3 del Cuadro 2). A pesar de estas discrepancias, las proporciones encontradas para estas cuatro subcategorías son mayores al 10%, por lo que también rechazan la hipótesis de no convergencia. Como se puede apreciar en los Cuadros Cuadro 4a y Cuadro 4b, el patrón de las proporciones en las subcategorías de mercancías y servicios es muy cercano al del componente subyacente expuesto en el Cuadro 3a, mientras que el patrón de la subcategoría de los agropecuarios mostrado en el **¡Error! No se encuentra el origen de la referencia.c**, sigue al del componente no subyacente del Cuadro 3b. De nuevo, no resalta ninguna combinación de regiones por tener una proporción significativamente mayor de pares integrados.

Como ejercicio adicional, se calcula la vida media para los diferenciales de precios estacionarios, es decir, la cantidad de meses necesarios para que un choque en los precios relativos se desvanezca a la mitad.⁵ Los resultados muestran que los diferenciales de precios estacionarios promedian una vida media de 8.8 meses en general, 10.3 meses a nivel subyacente y, 5 meses a nivel no subyacente (ver columna 4 del Cuadro 2). Es decir, los precios relativos de los genéricos de este último grupo, en promedio, tienden a retornar más rápido que los genéricos de la subyacente a su valor medio en el largo plazo.

Finalmente, usando un modelo de regresión lineal, se obtienen evidencia de que la cercanía en carretera entre ciudades explica la menor vida media de los diferenciales de precios que se estabilizan en el tiempo.⁶ De aquí que una mejor infraestructura de comunicaciones en el país podría aumentar la velocidad de ajuste de los precios y, así, facilitar la integración de los mercados.

Cuadro 3
Proporción de diferenciales de precios estacionarios por
categorías subyacente y no subyacente
 Cifras en por ciento



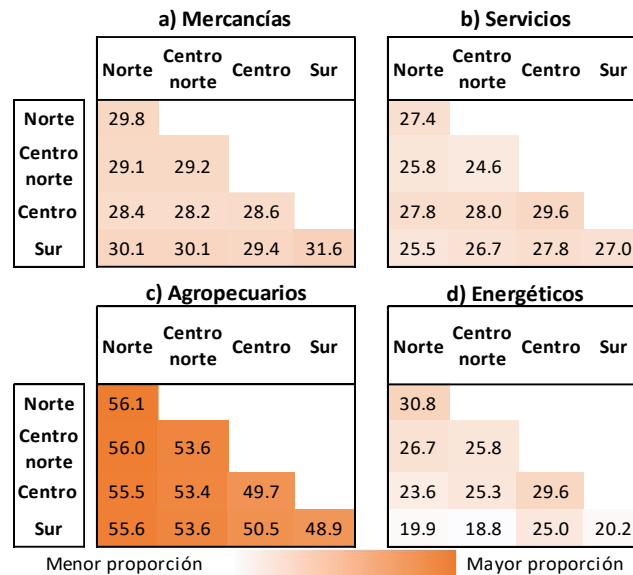
Nota: El porcentaje en cada celda resulta de dividir el número de diferenciales de precios estacionarios ubicados en cada combinación de parejas de regiones entre el número total de diferenciales de precios estacionarios ubicados en la misma combinación de regiones.

Fuente: Elaboración del Banco de México.

⁵ Para los pares que rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, se calcula la vida media usando la fórmula: $-\ln(2) / \ln(1 + \delta_{ij}^g)$, donde δ_{ij}^g es el coeficiente estimado asociado a $p_{ij,t-1}^g$ en la prueba de raíz unitaria. Por ejemplo, si la vida media fuera 5 meses, quiere decir que después de 5 meses el impacto del choque disminuye en la mitad, después de otros 5 meses disminuirá por la mitad otra vez, y así hasta que el efecto del choque se vuelva prácticamente nulo.

⁶ Se estima un modelo log-log de corte transversal usando Mínimos Cuadrados Ordinarios con 87,362 observaciones, que incluye 259 efectos fijos para los genéricos y 1,035 efectos fijos para los pares de ciudades. El coeficiente estimado es 0.045 y su error estándar robusto es 0.016, y un R^2 de 0.65.

Cuadro 4
Proporción de diferenciales de precios estacionarios
por subcategorías del INPC
 Cifras en por ciento



Nota: El porcentaje en cada celda resulta de dividir el número de diferenciales de precios estacionarios ubicados en cada combinación de parejas de regiones entre el número total de diferenciales de precios estacionarios ubicados en la misma combinación de regiones.

Fuente: Elaboración del Banco de México.

4. Consideraciones finales

Los resultados de este Recuadro muestran que 32.6% de los pares analizados están integrados, por lo que se rechaza la hipótesis de no convergencia de los mercados de los genéricos del INPC entre las distintas ciudades del país. Aunque los resultados favorecen la hipótesis de integración espacial de los mercados, esta parece aún moderada cuando se compara con los resultados de los estudios para Estados Unidos. Factores y políticas que favorezcan el flujo comercial entre las ciudades, la competitividad de las regiones, entre otros, podrían promover una mayor integración de los mercados del país. Esto a su vez beneficia a consumidores e inversionistas, entre otros, por la mayor certidumbre que tendrían para tomar sus decisiones.

5. Referencias

- Iregui, A., & Otero, J. (2017). Testing for spatial market integration: Evidence for Colombia using a pairwise approach. *Agricultural Economics*, 48(6), 743-753.
- Pesaran, M. (2007). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics*, 138(1), 312-355.
- Rodríguez, D., & Rodríguez, A. (2019). Convergencia de los precios locales en México: un enfoque de pruebas entre pares. *Estudios Económicos*, 34(2), 309-332.
- Yazgan, M., & Yilmazkuday, H. (2011). Price-level convergence: New evidence from US cities. *Economics Letters*, 110(2), 76-78.