Banco de México

Working Papers

N° 2025-01

Integración de los mercados de alimentos en México

Héctor M. Núñez
Banco de México

Febrero de 2025

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Documento de Investigación
2025-01

Working Paper
2025-01

Integración de los mercados de alimentos en México*

Héctor M. Núñez†
Banco de México

Resumen: Esta investigación analiza la integración espacial en los mercados regionales de alimentos en México, con un enfoque particular en el grado de procesamiento. El estudio emplea un enfoque por pares para evaluar la convergencia de los diferenciales de precios de cada producto entre pares de ciudades. Asimismo, examina la influencia de factores geográficos y económicos en la dinámica de convergencia de precios. Los principales hallazgos indican: 1) no se observa evidencia de divergencia en los mercados para las distintas categorías de procesamiento de alimentos; 2) los productos no procesados presentan los niveles más altos de integración de mercado y las tasas de ajuste más rápidas; 3) los diferenciales de precios de productos no procesados muestran una integración consistente a nivel nacional; y 4) elementos como la proximidad geográfica, la infraestructura vial y la similitud en la densidad de tiendas entre ciudades contribuyen significativamente a acelerar la convergencia de precios hacia el equilibrio a largo plazo.
Palabras Clave: Precios de los alimentos, Grado de procesamiento de los alimentos, Integración espacial de los mercados, Distancia
JEL Classification: C33, E31, Q11

Abstract: This research examines spatial integration in Mexican regional-food markets, with an emphasis on the degree of processing. The analysis employs a pairwise approach to evaluate the convergence of price differentials for each item across city pairs. Additionally, it examines the influence of geographical and economic factors on price convergence. Key findings reveal: 1) there is no evidence of market divergence across food processing categories; 2) unprocessed items exhibit the highest levels of market integration and the fastest adjustment rates; 3) price differentials for unprocessed items consistently demonstrate nationwide integration; and 4) factors such as geographical proximity, road infrastructure, and the similarity in store density between cities significantly enhance the speed of price convergence toward long-run equilibrium.
Keywords: Food prices, Food processing degree, Spatial market integration, Distance

*Agradezco a Anna Mata por brindar una excelente asistencia en la investigación. Data accessed through Banxico's EconLab, which promotes evidence-based research and fosters ties between Banxico and the academic community. For data inquiries email econlab@banxico.org

† Dirección General de Investigación Económica. Correo: hector.nunez@banxico.org.mx

1. Introducción

La integración de los mercados es un determinante clave de la eficiencia de los mercados de alimentos, ya que influye en la forma en que se transmiten los cambios de precios entre regiones (Froot et al., 2019; Fackler y Goodwin, 2001). Si bien los mercados menos integrados pueden amortiguar los choques de precios en las regiones, también pueden exacerbar los desequilibrios locales entre la oferta y la demanda, especialmente en el caso de los alimentos no procesados que son perecederos y dependen de los ajustes rápidos del mercado. La creciente prevalencia de alimentos procesados y ultraprocesados complica aún más esta dinámica, ya que sus complejas cadenas de suministro y sus mecanismos de fijación de precios difieren de los productos no procesados. Comprender la integración de los mercados por medio de las categorías de procesamiento de alimentos puede ofrecer información valiosa en términos de accesibilidad a los alimentos, eficiencias de mercado y hábitos alimenticios (Banco de México, 2024). Este estudio investiga la integración espacial de los mercados mexicanos de alimentos clasificándolos en tres niveles de procesamiento: (1) alimentos no procesados o mínimamente procesados, (2) alimentos procesados y (3) alimentos ultraprocesados. En la primera etapa, el estudio adapta el análisis de integración por pares de Pesaran (2007) para evaluar la convergencia de precios de 101 alimentos en 55 ciudades mexicanas entre 2009 y 2024. En la segunda etapa, elabora sobre estos resultados para explorar los factores clave asociados a los ajustes regionales de precios.

Esta investigación contribuye a la literatura existente al proporcionar un análisis más completo de la integración del mercado en México. Amplía el alcance de estudios anteriores al examinar una gama más extensa de productos alimenticios clasificados por nivel de procesamiento, utilizando datos de precios reales en lugar de índices de precios. También ofrece una visión más profunda de los principales determinantes que configuran la integración regional de los mercados de alimentos. Los resultados indican que, aunque la integración general de los mercados es limitada, pues solo 23% de las diferencias de precios son estacionarias, no hay evidencia de divergencia sistemática en los mercados. Los alimentos no procesados muestran un mayor grado de integración y sus precios se ajustan más rápido que aquellos de los productos procesados y ultraprocesados. Además, la proximidad geográfica, la similitud de las infraestructuras comerciales y la mayor densidad de las redes de comunicación, influyen positivamente en la integración de los

mercados, mientras que factores relacionados con la demanda, como el PIB per cápita y la densidad de población, no desempeñan un papel significativo en la convergencia de los precios.

El resto de este documento está organizado como sigue. La sección 2 ofrece una revisión sucinta de estudios previos, incluyendo algunos realizados para México. La sección 3 proporciona un breve marco conceptual para la integración de mercados. En la sección 4 se analizan los métodos econométricos. Los datos y resultados se presentan en las secciones 5 y 6. Por último, la sección 7 presenta la discusión de los resultados y ofrece algunas observaciones finales.

2. Revisión de la literatura

La integración de mercados suele analizarse desde la óptica de la Ley del Precio Único (LOP, por sus siglas en inglés), que afirma que los bienes idénticos deberían comercializarse al mismo precio en todos los mercados, una vez que se han ajustado los costos de transporte y las barreras comerciales. Los primeros estudios de Enke (1951) y Samuelson (1952) exploraron el papel del arbitraje espacial en la consecución del equilibrio de precios, mientras que investigaciones posteriores destacaron las desviaciones de la LOP debidas a la competencia imperfecta, las ineficiencias logísticas y las intervenciones políticas (véase, por ejemplo, Froot et al., 2019; Fackler y Goodwin, 2001).

En el contexto de los mercados de alimentos, la integración depende de varios factores, como el carácter perecedero de los productos, la homogeneidad y las barreras estructurales. Debido a su naturaleza perecible, los alimentos no procesados requieren respuestas rápidas del mercado para evitar pérdidas, lo que acelera la convergencia de precios entre regiones (Iregui y Otero, 2017; Zant, 2012). Su homogeneidad también facilita la comparación directa de precios y el arbitraje. Por el contrario, los alimentos procesados y ultraprocesados implican una logística más compleja, cadenas de suministro más largas y diferenciación de productos, factores que puede ralentizar el ritmo de convergencia de precios (Gluschenko, 2011). Los estudios empíricos sobre la integración de los mercados en México suelen basarse en pruebas de raíz unitaria de datos de panel para examinar la convergencia de precios y frecuentemente utilizan un precio base (por ejemplo, Sonora, 2005; Gómez Aguirre y Rodríguez Chávez, 2013; Mendoza-Velázquez

y Rondero-García, 2021). Los enfoques de integración por pares, como los propuestos por Pesaran (2007), ofrecen un análisis más granular de la convergencia de precios entre regiones sin necesidad de usar un precio de referencia (por ejemplo, Yazgan y Yilmazkuday, 2011; Ikeno, 2014; Iregui y Otero, 2011, 2017; Rodríguez Benavides y Rodríguez Nava, 2019). Adicionalmente, tal y como proponen Núñez et al. (2022), el enfoque por pares aborda eficientemente un número sustancial de secuencias de precios, evitando así el reto conocido como la "maldición de la dimensionalidad", con la cual hay que lidiar a menudo en los estudios del tipo vector autorregresivo (VAR).

Las investigaciones existentes sobre el caso de México se ha centrado en grupos de productos alimenticios limitados o en regiones específicas (por ejemplo, Rodríguez Benavides y Rodríguez Nava, 2019; Elberg, 2016), lo que da como resultado brechas en la comprensión de patrones de integración más amplios. Los estudios internacionales, como los de Iregui y Otero (2017) para Colombia y de Ikeno (2014) para Japón, enfatizan los roles de la proximidad geográfica para impulsar la integración. Este estudio se basa en esta literatura y adopta un enfoque integral que examina la convergencia de precios en 101 productos alimenticios, teniendo en cuenta la influencia de factores relacionados con la oferta, la demanda y la situación geográfica.

3. Un marco para la integración del mercado para las categorías de procesamiento

La integración del mercado se refiere a la medida con las que las señales de precios se transmiten de manera eficaz entre regiones, garantizando así que los desequilibrios en la oferta y la demanda se reduzcan al mínimo. La base de este estudio es la Ley del Precio Único (LOP), que proporciona una referencia para la eficiencia del mercado. Según la LOP, el arbitraje espacial trabaja con las diferencias de precios hasta que estos convergen, una vez ajustados los costos relacionados con el comercio, como el transporte y los aranceles (por ejemplo, véase Froot et al., 2019; Fackler y Goodwin, 2001).

El grado de procesamiento de los alimentos desempeña un papel importante en la integración del mercado, ya que afecta las estructuras de la cadena de suministro, la logística y los mecanismos de fijación de precios. Los alimentos no procesados o mínimamente procesados, como frutas, verduras y cereales, son perecederos y relativamente homogéneos, lo que favorece una rápida respuesta del mercado y el arbitraje espacial. Debido a que tienen cadenas de suministro cortas y a que se abastecen

localmente, las discrepancias en los precios de los alimentos no procesados tienden a converger más rápidamente entre regiones (Iregui y Otero, 2011, 2017; Zant, 2012).

Por el contrario, los alimentos procesados, como las pastas y algunos productos enlatados, presentan niveles de transformación o procesamiento moderados y cadenas de suministro más largas. La convergencia de los precios de los alimentos procesados es más lenta debido a factores como los costos de producción, las variaciones regionales de la demanda y la diferenciación de los productos. Estos factores complican la transmisión de las señales de precios, lo que conduce a una integración más lenta en comparación con la de los productos no procesados (Gluschenko, 2011).

Los alimentos ultraprocesados, como las botanas y los embutidos empacados, se someten a procesos industriales intensivos e implican redes de distribución complejas. Su naturaleza diferenciada y el alto valor añadido durante el procesamiento dan lugar a rigideces adicionales, que retrasan los ajustes de precios entre regiones. A diferencia de los alimentos no procesados, que dependen de transacciones locales, los mercados de alimentos ultraprocesados dependen de una infraestructura logística más amplia, lo que los hace más susceptibles a ineficiencia.

Más allá del procesamiento de alimentos, existen diversos factores estructurales, geográficos y políticos que influyen en la integración de los mercados. Los costos de transporte son fundamentales, ya que limitan la rentabilidad del arbitraje espacial y reducen la convergencia de precios. La proximidad geográfica suele favorecer la integración de mercados, ya que reduce los costos de transacción y transporte, facilitando así una convergencia de precios más eficiente (Samuelson, 1952). La homogeneidad de los productos también fomenta la integración, ya que los bienes estandarizados, como los granos o las hortalizas, simplifican las comparaciones de precios y el arbitraje (Fackler y Goodwin, 2001; Iregui y Otero, 2017).

La estructura del mercado también es un factor clave en la convergencia de precios. Las regiones con una densidad de tiendas similar tienen más probabilidades de integrarse eficientemente, ya que las presiones competitivas tienden a conducir a los precios hacia el equilibrio. El papel de los flujos de información, basados en las tecnologías modernas, es crucial para reducir las asimetrías de información y permitir la determinación de precios en tiempo real. Sin embargo, las intervenciones políticas, como los subsidios, los aranceles y los controles de precios, pueden distorsionar las señales de precios e impedir

la integración (véase, por ejemplo, Fackler y Goodwin, 2001).

En resumen, la integración de los mercados está determinada por una combinación de niveles de procesamiento de alimentos, eficiencias estructurales y factores externos que influyen en el flujo de señales de precios entre regiones. Este estudio pretende entender mejor el grado de integración de los mercados de alimentos de México e identificar algunos factores clave que facilitan u obstaculizan la convergencia de precios.

4. Estrategia de modelación econométrica

Este trabajo adapta el enfoque por pares de Pesaran (2007) para examinar los diferenciales de precio de los productos alimenticios en México. Específicamente, sea $p_{ij,t}^{f}$ el logaritmo natural del precio del producto *f* en la ubicación *i* en el tiempo *t*. Entonces, todos los diferenciales de precios posibles en el tiempo *t* entre la ubicación *i* y la ubicación *j* pueden escribirse como se muestra en la siguiente ecuación.

$$p_{ij,t}^{f} = p_{i,t}^{f} - p_{j,t}^{f} \qquad \text{for } i,j = 1, \ldots, N \text{ and } i \neq j \; \forall f. \tag{1}$$

Nótese que $p_{ij,t}^{f}$ permite calcular todas las posibilidades de arbitraje que podría haber.

El enfoque de pruebas entre pares evalúa el orden de integración determinando el número total de series débilmente estacionarias entre todos los pares de diferenciales de precios. Cuando los precios en dos lugares distintos están integrados, sus diferenciales de precios respectivos deben mostrar una variación constante en torno a una media, que refleje los costos de transacción, con una varianza y una estructura de autocorrelación consistente, lo que indica estacionariedad débil. El empleo del enfoque por pares proporciona una ventaja, ya que evita la necesidad de elegir un precio base o de referencia, que a veces puede ser arbitrario, con respecto al cual deben medirse todos los otros precios (Núñez y Otero, 2017).

Conforme a lo propuesto por Pesaran (2007), este estudio lleva a cabo una prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada (ADF) (1979), y una prueba *t* de Dickey-Fuller modificada (conocida como prueba ADF-GLS), propuesta por Elliott et al. (1996), para cada diferencial de precios. Específicamente, la prueba Dickey-Fuller aumentada se basa en la regresión que se muestra en la siguiente ecuación.

$$\Delta p_{ij,t}^{f} = \alpha^{f} + \delta_{ij}^{f} p_{ij,t-1}^{f} + \sum_{k=1}^{K} \gamma_{k}^{f} \Delta p_{ij,t-k}^{f} + \eta_{t}^{f} \quad \text{for } i,j = 1, \ldots, N \text{ and } i \neq j \; \forall f, \quad (2)$$

donde Δ es el operador de primera diferencia, α^{f}, δ_{ij}^{f} and γ_{k}^{f} son parámetros estimados, k es el número de rezagos elegido mediante el método t secuencial de Ng-Perron (Ng y Perron, 1995), y η_{t}^{f} es el término de error. El estadístico de la prueba ADF se calcula como $\hat{\delta}_{ij}^{f} / se(\hat{\delta}_{ij}^{f})$. $p_{ij,t}^{f}$ se considera como estacionario si la hipótesis $\delta_{ij}^{f} = 0$ se rechaza. La prueba ADF-GLS es similar a la ADF, salvo porque la serie temporal se transforma mediante una regresión por mínimos cuadrados generalizados (GLS, por sus siglas en inglés) antes de realizar la prueba. Para una secuencia no estacionaria, las propiedades estadísticas comunes, incluidas la media, la varianza y la autocorrelación, no son constantes en el tiempo. Si $p_{ij,t}^{f}$ es no estacionaria, entonces las secuencias de diferenciales de precios son impredecibles, lo opuesto a la convergencia. Por lo tanto, esta investigación sostiene que los diferenciales de precios entre un par de ciudades con diferencias no estacionarias no están integrados.

Además, se realizó una prueba KPSS (Kwiatkowski et al., 1992) de estacionariedad de la serie temporal del diferencial de precios, que difiere de las pruebas de tipo ADF al tener una hipótesis nula de estacionariedad. La prueba parte de:

$$p_{ij,t}^{f} = \alpha^{f} + \mu_{t}^{f} + u_{t}^{f} \qquad \text{for } i,j = 1, \ldots, N \text{ and } i \neq j \; \forall f, \qquad (3)$$

$$\mu_{t}^{f} = \mu_{t-1}^{f} + \eta_{t}^{f} \qquad \text{for } i,j = 1, \ldots, N \text{ and } i \neq j \; \forall f, \qquad (4)$$

donde α^{f} es una constante, μ_{t}^{f} es un paseo aleatorio, u_{t}^{f} es integrado de orden 0, y η_{t}^{f} es ruido blanco con media 0 y varianza σ_{η}^{2}. Bajo la hipótesis nula de que $p_{ij,t}^{f}$ es estacionario, $\sigma_{\eta}^{2} = 0$.

En el enfoque por pares, para una muestra consistente en N mercados, se consideran $N(N-1)/2$ pruebas por pares, luego se toma la fracción de rechazos entre las $N(N-1)/2$ pruebas de raíz unitarias como la medida de integración del mercado, es decir, el nivel de integración del mercado. Lo anterior quiere decir que esta fracción muestra que, bajo la hipótesis nula de divergencia (es decir, no estacionariedad), el valor esperado de esta fracción debe ser igual al tamaño nominal del estadístico de la prueba de raíz unitaria subyacente, α (Pesaran, 2007; Pesaran et al., 2009).

Para los diferenciales de precios considerados integrados por el método Dickey-Fuller aumentado (ADF), este estudio calcula una aproximación de la vida media de los diferenciales de precios utilizando la fórmula $-\ln(2/(1+\hat{\delta}_{ij}^{f}))$, donde $\hat{\delta}_{ij}^{f}$ representa el coeficiente autorregresivo estimado a partir de a partir de la correspondiente regresión ADF en la ecuación (2) (Goldberg y Verboven, 2005). La vida media es el tiempo necesario para que se disipe la mitad del desequilibrio inicial, y sirve para medir la velocidad de ajuste. Esta métrica se ha empleado ampliamente en la literatura previa para calibrar la rapidez de la transmisión de información. Un equilibrio totalmente recuperado sugiere que los dos precios han absorbido la totalidad del flujo de información exógena que provocó las desviaciones. Una vida media más corta, manteniendo constantes otros factores, indica una transmisión más rápida de la información entre dos ciudades, ya que ambos precios vuelven rápidamente al equilibrio.

Por último, aprovechando los resultados de series de tiempo precedentes, este trabajo profundiza en los factores que influyen en la probabilidad de que un diferencial de precios sea estacionario: Pr $(int_{ij}^{f} = 1|X_{ij1} \ldots X_{ijk})$. Esto implica que emplear un modelo de corte transversal para los resultados de series de tiempo para todos los productos alimenticios *f*, donde int_{ij}^{f} es una variable indicadora que toma el valor de 1 si el diferencial de precios entre un par de ciudades está integrado, según los resultados estimados en la ecuación (2), y 0 en caso contrario. El vector X_{ijK} abarca *K* variables exógenas que establecen una conexión entre las ciudades *i* y *j*.

5. Datos

Los datos utilizados en el análisis de series de tiempo abarcan los precios mensuales al consumidor de 55 ciudades (denotadas como *N* en la ecuación (1)) en México y que se extienden desde julio de 2009 a junio de 2024, lo que da como resultado un total de *T* = 180 observaciones en el tiempo. La distribución geográfica de estas ciudades se representa en el mapa de la Figura 1, que muestra la cobertura en todo el país.[1] Los precios al consumidor abarcan 101 alimentos (representados como *f* en la ecuación (1)) y cubren las tres categorías. Los datos de precios se obtuvieron del Econlab del Banco de México

[1] Es importante señalar que nueve de las 55 ciudades se encuestaron solo a partir de 2018. En consecuencia, cuando los pares incluyen estas ciudades, el periodo de la muestra se limita a 2018-2024.

utilizando información del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), que se utiliza para calcular el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC).[2]

Figura 1: Ciudades del INPC incluidas en el análisis



Nota: Los puntos de la figura corresponden a las 55 ciudades utilizadas en el análisis. Fuente: Elaboración propia.

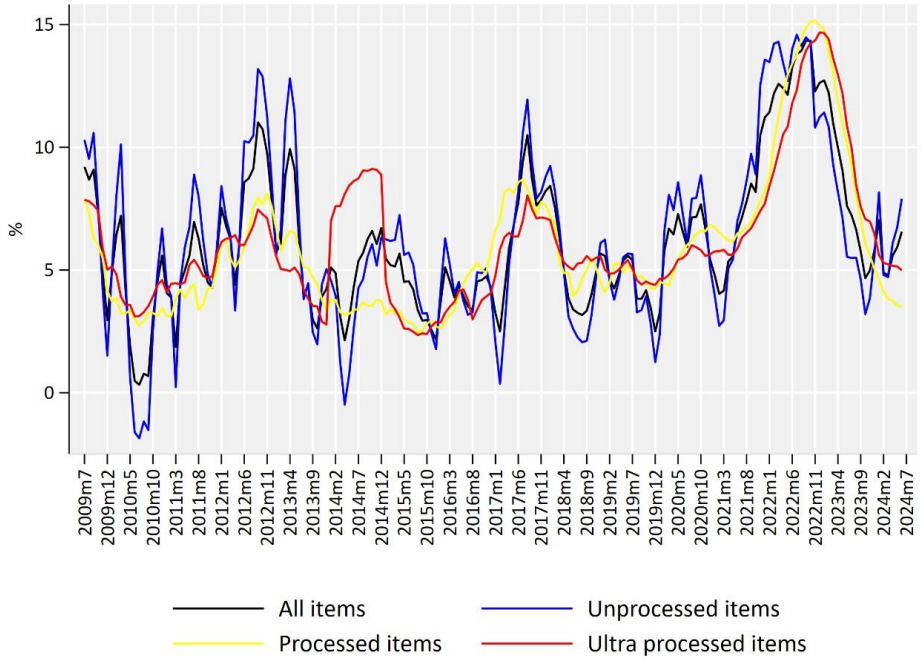
Este estudio sigue el sistema de clasificación NOVA, descrito por Monteiro et al. (2018), que se usa para clasificar a los alimentos en función de su nivel de procesamiento. Este sistema divide los alimentos en cuatro grupos. El primer grupo comprende alimentos no procesados o mínimamente procesados, como frutas frescas, verduras, granos y carnes, que sufren alteraciones mínimas como limpieza o secado. El segundo grupo incluye ingredientes culinarios procesados, como aceites, azúcares y sales, derivados de alimentos naturales y utilizados habitualmente en la cocina. El tercer grupo está formado por alimentos procesados, que se elaboran combinando alimentos mínimamente procesados con ingredientes culinarios, como verduras enlatadas, quesos y pan fresco. Por último, el cuarto grupo abarca los alimentos ultraprocesados tales como las botanas, los refrescos y las comidas instantáneas y que son productos altamente industrializados que contienen aditivos artificiales, ingredientes refinados y un mínimo o ningún alimento integral. Dado

[2] Datos consultados en el EconLab del Banco de México. El EconLab procesó los datos como parte de sus esfuerzos por promover la investigación basada en evidencia y fomentar los vínculos entre el personal de investigación del Banco de México y la comunidad académica. Las consultas sobre estos datos deben dirigirse a econlab@banxico.org.mx.

que los datos cubren solo unos cuantos artículos del grupo de ingredientes culinarios, el análisis se centra en los grupos de alimentos no procesados, procesados y ultraprocesados.

La Figura 2 muestra las tasas de inflación de los alimentos en México, clasificados por su nivel de procesamiento como sin procesar, procesados y ultraprocesados, junto con la inflación general de todos los productos. Los productos no procesados (línea azul) muestran una mayor variabilidad en comparación con los procesados (línea amarilla) y los ultraprocesados (línea roja), que muestran tendencias más atenuadas. Este patrón sugiere que los productos no procesados podrían ser más sensibles a los choques de oferta y demanda, como las condiciones meteorológicas o los choques del mercado local. En cambio, las tendencias relativamente estables de los productos procesados y ultraprocesados podrían reflejar factores como una producción estandarizada, redes de distribución más amplias o menor exposición a los choques locales. Sin embargo, en la sección de análisis se estudiará con más detalle si estas diferencias en la dinámica de los precios reflejan diferentes niveles de integración del mercado entre las distintas categorías.

Figura 2: Inflación anual de los alimentos por categoría de procesamiento



Fuente: Elaborada por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

Los cuadros 1, 2 y 3 muestran un desglose detallado de los artículos dentro de estas

tres categorías, presentando los valores promedio, desviación estándar, mínimo y máximo de los precios. Cabe destacar que la variabilidad promedio de los precios (indicada por las desviaciones estándar) de muchos productos no procesados resulta ser mayor que la de los productos ultraprocesados. Esta diferencia puede atribuirse, en parte, a la estacionalidad inherente de los productos agrícolas (Arellano González et al., 2023; Iregui y Otero, 2017).

Cuadro 1: Estadísticas resumidas: precio de los alimentos no procesados

	Producto	Media	Desv. estándar	Min	Max
1)	Manzana	38.57	10.33	18.49	77.33
2)	Aguacate	46.59	16.30	20.01	109.04
3)	Plátano	15.29	4.78	6.99	33.10
4)	Frijoles	28.21	7.81	13.79	55.11
5)	Carne de res	137.18	33.51	68.35	243.30
6)	Vísceras de res	67.28	26.94	23.32	233.88
7)	Agua embotellada	9.28	6.71	3.61	138.68
8)	Zanahoria	11.80	3.24	5.91	26.62
9)	Chayote	16.88	6.86	5.48	43.26
10)	Pollo	54.99	15.45	28.00	121.76
11)	Maíz	29.50	10.99	9.80	73.05
12)	Masa y harina de maíz	34.57	14.76	6.12	102.09
13)	Tortillas de maíz	15.77	4.00	9.30	32.37
14)	Pepino	16.09	5.27	6.37	38.27
15)	Chiles secos	161.70	62.82	54.28	620.97
16)	Huevos	37.56	12.07	14.05	82.91
17)	Pescado	121.87	35.95	53.10	258.27
18)	Uvas	61.26	18.65	25.96	125.38
19)	Ejotes	31.84	10.30	12.64	67.19
20)	Guayaba	25.05	8.26	11.53	66.49
21)	Café instantáneo	424.77	127.42	198.22	847.61
22)	Limón	19.89	9.49	4.86	60.93
23)	Lechuga y col	11.86	4.45	4.94	26.86
24)	Melón	19.30	6.72	6.03	46.79
25)	Nopales	20.28	7.76	1.23	51.50
26)	Cebolla	17.83	7.04	5.75	47.56
27)	Naranja	13.17	6.46	4.09	42.33
28)	Otros chiles secos	39.73	16.93	8.14	118.67
29)	Otras frutas	31.28	10.19	13.00	69.60
30)	Otras leguminosas	26.02	28.69	7.46	612.06
31)	Otros mariscos	119.76	53.22	40.00	361.04
32)	Otras verduras y leguminosas	38.17	18.92	7.46	247.64
33)	Papaya	20.00	5.47	8.84	36.65
34)	Leche pasteurizada y fresca	17.70	4.92	9.51	33.29
35)	Durazno	54.71	16.03	22.07	121.68
36)	Pera	42.49	10.66	21.62	73.77

37)	Peas Chicharos	42.68	12.48	16.63	80.93
38)	Piña	19.88	7.56	7.90	47.48
39)	Chile poblano	28.75	10.41	10.74	76.19
40)	Carne de cerdo	84.54	17.75	53.20	152.00
41)	Papa y otros tubérculos	20.17	6.51	8.11	44.34
42)	Arroz	20.78	7.58	10.30	59.87
43)	Café tostado	207.20	78.72	77.84	551.24
44)	Chile serrano	31.00	12.77	12.73	99.80
45)	Camarones	195.68	52.67	83.26	347.18
46)	Leche de soya	83.92	44.90	26.42	222.92
47)	Tomate	18.62	6.00	8.45	40.89
48)	Tomate verde	20.11	6.96	6.63	49.92
49)	Sandia	10.14	3.51	2.81	26.51
50)	Harina de trigo	26.00	10.94	8.64	68.52
51)	Calabacita	19.17	5.78	8.30	47.96

Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

Cuadro 2: Información estadística: precio de los alimentos procesados

Producto	Media	Desv. estándar	Min	Max
1) Barbacoa o birria	278.1	117.14	55.88	658.38
2) Chiles en lata	72.17	18.84	34.19	196.06
3) Chiles, moles y salsas en lata	43.9	13.72	20.09	107.99
4) Atún en lata	90.91	26.97	38.10	181.47
5) Verduras en lata	44.6	15.40	20.59	97.32
6) Carnitas	217.96	61.28	94.75	420.00
7) Crema y otros productos lácteos	56.18	20.49	27.03	169.63
8) Queso fresco	100.89	28.26	45.04	264.45
9) Queso manchego y Chihuahua	147.88	38.29	69.18	281.82
10) Queso Oaxaca y queso para fundir	119.7	28.96	61.95	240.81
11) Otros pescados y mariscos en lata	327.71	126.22	81.40	1043.15
12) Otras leguminosas secas	42.04	12.06	19.25	81.52
13) Otras conservas de fruta	87.68	65.12	29.12	398.30
14) Pasta para sopa	29.69	10.14	15.56	77.82
15) Frijoles procesados	29.64	6.43	17.72	61.79
16) Pollo rostizados	113.32	33.27	57.95	221.00
17) Tostadas	67.93	20.98	15.35	161.85
18) Tortillas de harina	37.39	11.35	11.07	76.75
19) Yogur	40.4	14.80	14.68	83.66

Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

Cuadro 3: Información estadística: precio de los alimentos ultraprocesados

Producto	Media	Desv. estándar	Min	Max
1) Alimento para bebés	100.58	31.12	50.23	446.93
2) Tocino	180.79	59.38	70.26	433.50
3) Pan de caja	59.58	21.98	25.27	127.54
4) Pastel, pastelillos y pan dulce empacado	135.96	42.02	38.24	265.53
5) Chocolate	87.54	15.67	51.53	156.62
6) Chocolate y productos para repostería	150.89	53.76	51.48	371.27
7) Chorizo	96.51	26.67	29.38	217.39
8) Concentrados para refrescos	100.61	76.75	2.78	354.96
9) Galletas	89.98	29.82	37.39	198.42
10) Carnes secas, proces. y otros embutidos	207.74	112.05	53.83	713.68
11) Leche evaporada, cond. y de formula	133.86	51.56	29.42	350.32
12) Hojuelas de cereal	91.13	29.01	36.08	201.16
13) Gelatina en polvo	158.79	72.46	45.44	576.46
14) Gelatinas, miel y mermeladas	101.15	26.58	47.62	325.07
15) Jamón	114.09	36.09	43.74	316.88
16) Helados, conos y paletas heladas	62.15	33.02	16.85	249.80
17) Sopa instantánea y pure de tomate	71.94	35.47	20.14	247.41
18) Chocolate líq. y para preparar bebidas	110.85	29.16	54.86	280.74
19) Pastelillos y tartas por pieza	173.68	112.84	33.36	858.68
20) Otros quesos	187.74	66.69	63.25	510.40
21) Otros alimentos preparados	87.62	35.55	22.00	386.74
22) Jugos o néctares envasados	26.89	162.66	10.77	5129.97
23) Refrescos envasados	16.22	5.68	7.28	38.59
24) Pizzas	139.86	38.82	53.33	292.12
25) Hojuelas de papa fritas	206.42	71.63	87.68	448.73
26) Leche en polvo	126.49	41.68	74.72	399.21
27) Embutidos	62.83	17.44	24.84	152.04
28) Botanas a base de cereal	160.88	38.00	51.85	260.55
29) Pan dulce	6.02	2.06	2.78	22.31
30) Pan blanco	2.99	1.66	0.98	11.63
31) Queso amarillo	107.19	27.98	53.71	201.84

Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

6. Resultados empíricos y discusión

6.1. Integración del mercado

Como se señaló anteriormente, el enfoque por pares calcula la fracción de rechazos tanto para las pruebas de raíz unitaria ADF y GLS-ADF, como de no rechazo para la prueba de estacionariedad KPSS en las tres categorías de productos, basándose en todos los posibles diferenciales de precios $55(55-1)/2 = 1485$ para cada uno de los 101 alimentos. Las pruebas se realizaron a los niveles de significancia del 5% y el 10% e incluyen un intercepto como componente determinista. Antes de comenzar a analizar los resultados detallados de la estimación, en el cuadro 4 se presenta el porcentaje de rechazos de las tres pruebas por categoría de procesamiento y en general.

En conjunto, los resultados permiten rechazar la hipótesis nula de divergencia, con una tasa de integración del 23% utilizando la prueba ADF al nivel de significancia del 10% (y un rango del 15% al 33% en todas las pruebas). Al examinar los resultados por categorías, se observa que la integración del mercado es más pronunciada en los productos no procesados (28% con la prueba ADF al 10% y un rango del 19% al 34% en todas las pruebas), que en los procesados (20% con la prueba ADF al 10% y un rango del 11% al 32% en todas las pruebas), y los ultraprocesados (17% con la prueba ADF al 10% y un rango del 10% al 32% en todas las pruebas).

Este resultado coincide con la estructura de mercado deseable, ya que los productos no procesados son intrínsecamente más homogéneos y perecederos, por lo que requieren de una distribución rápida en todo el país. Como resultado, las oportunidades de arbitraje en estos mercados se aprovechan rápidamente por medio de acciones correctivas por parte de compradores y vendedores, como argumentan Iregui y Otero (2017). El mayor porcentaje de integración para los productos no procesados subraya la capacidad de respuesta del mercado a sus características únicas, destacando la eficiencia con la que los agentes económicos capitalizan estas oportunidades.

Sin embargo, los resultados de integración de este estudio están por debajo del 71% encontrado por Iregui y Otero (2017) para los alimentos no procesados y del 35% para los procesados, pero son ligeramente superiores a los informados por Ikeno (2014), que oscilaban entre el 12.9% y el 20.1% para los productos no procesados y entre el 12.8% y el 30.2% para los ultraprocesados. No obstante, vale la pena señalar que una diferencia clave en el presente estudio es el uso de diferenciales de precios en lugar de precios

relativos (derivados de índices de precios) y un conjunto mucho más amplio de productos alimenticios, lo que puede explicar algunas de las discrepancias en los resultados.

Al examinar los resultados por productos en los cuadros 5, 6 y 7, se observan índices de integración en el mercado notablemente elevados para los alimentos no procesados que son básicos en la dieta de los hogares mexicanos. Por ejemplo, los frijoles presentan una tasa de integración del 56%, el chile serrano del 50% y la cebolla del 47%, como indica la prueba ADF a un nivel de significancia del 10%. Por el contrario, entre los alimentos procesados, las tasas de integración más altas, del 10%. Por el contrario, entre los alimentos procesados, las tasas de integración más altas son las de los frijoles procesados, con un 34%, los chiles enlatados, con un 27%, seguidos por algunos quesos mexicanos populares, con un 25%. Por último, entre los productos ultraprocesados, las galletas presentan la mayor tasa de integración, con un 28%, seguidas de cerca por el chocolate, con un 27%, y los pastelillos y tartas por pieza, con un 25%. Estos resultados ponen de manifiesto los distintos grados de integración del mercado para las diferentes categorías de alimentos, que reflejan tanto los alimentos básicos de la dieta tradicional como las opciones procesadas más modernas y menos saludables.

Por el contrario, los alimentos no procesados con las tasas de integración más bajas son la harina de trigo y determinados productos cárnicos, los cuales presentan tasas cercanas al 10% (considerando los resultados del ADF 10%, como se muestra en el cuadro 5), pero todas las tasas siguen siendo superiores o iguales al 10%. Entre los productos procesados, el pollo rostizado y otras conservas de frutas presentan tasas bajas, del 13% (véase el cuadro 6). En cambio, varios alimentos ultraprocesados presentan tasas de integración inferiores al 10%, lo que significa que no rechazan la hipótesis nula de divergencia. Entre estos se encuentran los concentrados para refrescos, las carnes y los embutidos secos procesados y el pan blanco (véase el cuadro 7).

En resumen, estos resultados no sugieren grandes diferencias sistemáticas en la proporción de pares integrados entre ciudades; la mayoría de los productos no presentan pruebas que apoyen la hipótesis nula de divergencia. No obstante, los casos encontrados entre los productos ultraprocesados ponen de manifiesto las áreas en las que persiste la fragmentación del mercado, lo que sugiere oportunidades para seguir investigando las causas subyacentes, como las ineficiencias de la cadena de suministro, las barreras regionales del mercado o los diferentes comportamientos de los consumidores.

Cuadro 4: Proporción de diferenciales de precios de alimento estacionarios

	obs.		Prueba de raíz Unitaria				Prueba de estacionariedad	
			ADF	ADF	ADF GLS	ADF-GLS	KPSS	KPSS
			5%	10%	5%	10%	5%	10%
No procesados	54,345	Media	0.19	0.28	0.21	0.31	0.34	0.25
		Desv. estándar	(0.39)	(0.45)	(0.41)	(0.46)	(0.47)	(0.43)
		Vida media	2.78	3.25				
		Desv. Est. Vida media	(2.00)	(2.39)				
Procesados	18,647	Media	0.11	0.2	0.16	0.26	0.32	0.22
		Desv. estándar	(0.32)	(0.4)	(0.37)	(0.44)	(0.47)	(0.41)
		Vida media	4.58	5.39				
		Desv. Est. Vida media	(2.18)	(2.61)				
Ultraprocesados	31,400	Media	0.1	0.17	0.14	0.22	0.32	0.22
		Desv. estándar	(0.30)	(0.38)	(0.34)	(0.42)	(0.47)	(0.42)
		Vida media	4.71	5.42				
		Desv. Est. Vida media	(2.51)	(2.75)				
Todos los productos	104,482	Media	0.15	0.23	0.18	0.21	0.33	0.23
		Desv. estándar	(0.35)	(0.42)	(0.38)	(0.44)	(0.47)	(0.42)
		Vida media	3.42	4.05				
		Desv. Est. Vida media.	(2.32)	(2.71)				

Notas: El período de la muestra se extiende de julio de 2009 a junio de 2024. Las pruebas subyacentes incluyen una constante, y el n úmero de rezagos de la variable dependiente incluida en la regresión de prueba se selecciona utilizando el método *t* secuencial de Ng-Perron (Ng y Perron, 1995). Las estadísticas de vida media se calculan sólo para los diferenciales de precios estacionarios. Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

Cuadro 5: Proporción de diferenciales de precios estacionarios para alimentos no procesados

Producto	ADF 5%	ADF 10%	Vida media
1) Manzana	0.25	0.38	1.66
2) Aguacate	0.19	0.27	2.67
3) Plátano	0.39	0.56	5.84
4) Frijoles	0.16	0.26	4.71
5) Carne de res	0.06	0.12	4.48
6) Vísceras de res	0.09	0.15	7.95
7) Agua embotellada	0.35	0.45	2.18
8) Zanahoria	0.34	0.43	1.55
9) Chayote	0.12	0.21	3.56
10) Pollo	0.10	0.18	4.36
11) Maíz	0.09	0.13	5.67
12) Masa y harina de maíz	0.28	0.36	3.86
13) Tortillas de maíz	0.42	0.55	1.11
14) Pepino	0.07	0.14	5.65
15) Chiles secos	0.11	0.18	3.87
16) Huevos	0.10	0.19	6.47
17) Pescado	0.19	0.30	1.34
18) Uvas	0.26	0.39	2.46
19) Ejotes	0.15	0.24	2.53
20) Guayaba	0.08	0.15	5.29
21) Café instantáneo	0.20	0.34	1.29
22) Limón	0.24	0.32	2.55
23) Lechuga y col	0.11	0.19	1.77
24) Melón	0.10	0.14	3.14
25) Nopales	0.34	0.47	1.50
26) Cebolla	0.12	0.20	1.77
27) Naranja	0.18	0.26	2.90
28) Otros chiles secos	0.23	0.32	3.38
29) Otras frutas	0.28	0.38	2.42
30) Otras leguminosas	0.11	0.20	6.70
31) Otros mariscos	0.15	0.23	1.68
32) Otras verduras y leguminosas	0.31	0.40	1.94
33) Papaya	0.09	0.14	5.48
34) Leche pasteurizada y fresca	0.18	0.30	1.96
35) Durazno	0.27	0.38	2.32
36) Pera	0.18	0.26	2.36
37) Peas Chicharos	0.22	0.32	2.33
38) Piña	0.18	0.28	1.47
39) Chile poblano	0.11	0.19	3.86
40) Carne de cerdo	0.27	0.40	2.56
41) Papa y otros tubérculos	0.28	0.39	4.87
42) Arroz	0.11	0.19	5.88
43) Café tostado	0.40	0.50	1.23
44) Chile serrano	0.20	0.31	4.35
45) Camarones	0.08	0.14	3.28

46) Leche de soya	0.08	0.14	3.28
47) Tomate	0.20	0.28	0.98
48) Tomate verde	0.33	0.43	1.18
49) Sandía	0.14	0.21	2.24
50) Harina de trigo	0.05	0.11	5.21
51) Calabacita	0.25	0.33	1.16

Notas: El período de la muestra se extiende de julio de 2009 a junio de 2024. La prueba de raíz unitaria subyacente incluye una constante, y el número de rezagos de la variable dependiente incluida en la regresión de prueba se selecciona utilizando el método *t* secuencial de Ng-Perron (Ng y Perron, 1995). Las estadísticas de vida media se calculan sólo para los diferenciales de precios estacionarios. Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

Cuadro 6: Proporción de diferenciales de precios estacionarios para los alimentos procesados

Producto	ADF 5%	ADF 10%	Vida media
1) Barbacoa o birria	0.07	0.14	6.56
2) Chiles en lata	0.16	0.27	2.18
3) Chiles, moles y salsas en lata	0.08	0.16	3.05
4) Atún en lata	0.13	0.23	4.82
5) Verduras en lata	0.11	0.16	5.10
6) Carnitas	0.08	0.16	7.02
7) Crema y otros productos lácteos	0.11	0.18	4.08
8) Queso fresco	0.06	0.14	4.25
9) Queso manchego y Chihuahua	0.13	0.25	4.86
10) Queso Oaxaca y queso para fundir	0.09	0.16	4.74
11) Otros pescados y mariscos en lata	0.15	0.23	6.94
12) Otras leguminosas secas	0.12	0.22	5.51
13) Otras conservas de fruta	0.08	0.13	5.09
14) Pasta para sopa	0.13	0.23	4.37
15) Frijoles procesados	0.24	0.34	3.85
16) Pollo rostizados	0.06	0.13	5.57
17) Tostadas	0.08	0.14	4.65
18) Tortillas de harina	0.09	0.16	5.68
19) Yogur	0.13	0.21	4.50

Notas: El período de la muestra se extiende de julio de 2009 a junio de 2024. La prueba de raíz unitaria subyacente incluye una constante, y el número de rezagos de la variable dependiente incluida en la regresión de prueba se selecciona utilizando el método *t* secuencial de Ng-Perron (Ng y Perron, 1995). Las estadísticas de vida media se calculan sólo para los diferenciales de precios estacionarios. Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

Cuadro 7: Proporción de diferenciales de precios estacionarios para los alimentos ultraprocesados

Producto	ADF 5%	ADF 10%	Vida Media
1) Alimento para bebés	0.12	0.17	3.75
2) Tocino	0.13	0.23	5.30
3) Pan de caja	0.09	0.14	5.37
4) Pasteles, pastelillos y pan dulce empacado	0.10	0.16	4.97
5) Chocolate	0.17	0.27	2.58
6) Chocolate y productos para repostería	0.11	0.16	3.10
7) Chorizo	0.07	0.15	5.10
8) Concentrados para refrescos	0.05	0.08	8.46
9) Galletas	0.18	0.28	5.00
10) Carnes secas, procesadas y otros embutidos	0.03	0.06	5.47
11) Leche evaporada, condensada y de formula	0.07	0.12	5.56
12) Hojuelas de cereal	0.12	0.21	4.83
13) Gelatina en polvo	0.09	0.14	5.79
14) Gelatinas, miel y mermeladas	0.14	0.21	2.58
15) Jamón	0.09	0.17	5.64
16) Helados, conos y paletas heladas	0.04	0.10	5.89
17) Sopa instantánea y pure de tomate	0.08	0.13	5.80
18) Chocolate líquido y para preparación de bebidas	0.13	0.23	2.15
19) Pastelillos y tartas por pieza	0.20	0.25	9.01
20) Otros quesos	0.07	0.14	5.67
21) Otros alimentos preparados	0.09	0.15	6.44
22) Jugos o néctares envasados	0.14	0.21	4.73
23) Refrescos envasados	0.06	0.11	4.95
24) Pizzas	0.09	0.19	5.48
25) Hojuelas de papa fritas	0.09	0.14	4.35
26) Leche en polvo	0.08	0.15	5.01
27) Embutidos	0.10	0.20	4.14
28) Botanas a base de cereal	0.14	0.23	3.67
29) Pan dulce	0.06	0.11	5.58
30) Pan blanco	0.03	0.06	7.39
31) Queso amarillo	0.12	0.18	4.62

Notas: El período de la muestra se extiende de julio de 2009 a junio de 2024. La prueba de raíz unitaria subyacente incluye una constante, y el número de rezagos de la variable dependiente incluida en la regresión de prueba se selecciona utilizando el método *t* secuencial de Ng-(Ng y Perron, Perron 1995). Las estadísticas de vida media se calculan sólo para los diferenciales de precios estacionarios. Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

En términos espaciales, la proporción de pares de precios integrados para alimentos no procesados se mantiene consistentemente alta en todas las ciudades del país, ya que la mayoría de las ciudades informan tasas de integración superiores al 25%. En particular, sólo dos ciudades, Tuxtla y Pachuca, reportan tasas por debajo del 10%, como se muestra en la segunda columna del cuadro 8. Este patrón cambia de manera considerable cuando

se examinan los productos procesados, como se muestra en la tercera columna del cuadro 8, donde la proporción de diferenciales de precios es mayor en la región centro de México, con tasas inferiores al 17% en varias ciudades. En contraste, la proporción de pares integrados para los mercados de alimentos ultraprocesados es consistentemente baja en todo el país, y la mayoría de las ciudades reportan tasas por debajo de 25%, como se muestra en la cuarta columna del cuadro 8. Sin embargo, cabe destacar que con respecto al mercado de alimentos ultraprocesados, ninguna ciudad reporta una tasa por debajo de 10%. Esta "línea base" del 10% representa el nivel mínimo de integración necesario para rechazar la hipótesis nula de divergencia, lo que indica que, incluso en los mercados más fragmentados, existe cierto grado de integración entre regiones. Estos resultados también indican que no existe un patrón consistente en el que una ciudad en particular muestre tasas de integración uniformemente altas o bajas en las tres categorías de procesamiento de alimentos. Todos estos hallazgos ponen de manifiesto el complejo panorama de la integración de mercados en México y subrayan la necesidad de abordar los retos tanto regionales como específicos de cada producto para mejorar la eficiencia del mercado y lograr una mayor estabilidad de precios.

Además de los resultados de integración, este estudio presenta las estimaciones de la vida media promedio para todos los diferenciales de precios en los que se rechaza la no estacionariedad mediante la prueba ADF al nivel de significancia del 10%. La vida media representa el tiempo necesario para que se corrija la mitad de la desviación de la relación a largo plazo entre los precios de dos ciudades. Se trata de una medida crucial, ya que está inversamente relacionada con la velocidad de ajuste y la eficacia de la transmisión de información entre los mercados. Los resultados generales se presentan en el cuadro 4. En promedio, los pares de ciudades integradas tardan unos 4 meses en volver a su equilibrio de largo plazo. En particular, el ajuste es más rápido en el caso de los alimentos no procesados, con una vida media promedio de 3.3 meses. Por el contrario, los alimentos procesados y ultraprocesados presentan vidas medias más largas, de 5.3 y 5.4 meses, respectivamente. Estos resultados son cualitativamente similares a los de Iregui y Otero (2017), quienes reportan que, para el caso de Colombia, la vida media promedio es de 4.3 meses para los productos no procesados y de 6.9 meses para los procesados.

Dentro de la categoría de productos no procesados, los tomates tienen la vida media más corta, ya que necesitan menos de un mes para ajustarse, mientras que el agua

embotellada es la que más tarda, casi 8 meses (véase el cuadro 5). En las categorías de procesados y ultraprocesados, los ajustes más rápidos se observan con los chiles en lata y el chocolate líquido para bebidas, respectivamente. Por el contrario, los ajustes más lentos se producen con las carnitas en la categoría de procesados y los pastelillos y tartas por pieza en la categoría de ultraprocesados (véanse los cuadros 6 y 7).[3] Las diferencias ponen de manifiesto las diferencias en la eficiencia del mercado según los distintos tipos de productos alimenticios, pero confirman de manera inequívoca que los productos no procesados tienen vidas medias significativamente más cortas que los ultraprocesados. Este análisis minucioso proporciona una perspectiva más profunda del comportamiento diferenciado de los distintos productos alimenticios en el mercado. Las conclusiones ponen de relieve los distintos grados de integración del mercado en las diferentes categorías de alimentos y el papel significativo que tienen las características de los productos y los factores geográficos en la configuración de los resultados. Dado que, en promedio, los alimentos no procesados tienden a ajustarse más rápidamente al equilibrio a largo plazo, las características específicas de los productos, como su carácter perecedero y costos de almacenamiento, pueden influir en la velocidad de convergencia de los precios dentro de esta categoría. Del mismo modo, los productos procesados y ultraprocesados, aunque suelen mostrar una vida media más larga, pueden variar en cuanto a su velocidad de ajuste en función de factores como la lealtad a la marca, la diferenciación del producto y los canales de distribución. Esto sugiere que, en el caso de muchos productos, todavía hay ámbitos en los que es necesario seguir trabajando para mejorar la eficiencia del mercado.

Cuadro 8: Proporción de diferenciales de precios estacionarios por ciudad

Ciudad, Estado	No procesados	Procesados	Ultraprocesados
Acapulco, GRO.	0.252	0.251	0.187
Aguascalientes, AGS.	0.319	0.201	0.189
Área Met. de la Cd. de México	0.271	0.188	0.142
Atlacomulco, Edo. de Mex.	0.250	0.389	0.245
Campeche, Camp.	0.250	0.183	0.163
Cancun, Q. Roo.	0.231	0.278	0.201
Cd. Acuna, Coah.	0.323	0.162	0.207
Cd. Juarez, Chih.	0.263	0.292	0.178
Chetumal, Q. Roo.	0.235	0.270	0.174
Chihuahua, Chih.	0.299	0.138	0.150
Coatzacoalcos, Ver.	0.139	0.500	0.295

[3] Las carnitas son una preparación tradicional mexicana con carne de cerdo que se cocina lentamente en su propia grasa hasta que esté tierna, y luego se fríe o se asa hasta que esté crujiente.

Colima, Col.	0.249	0.289	0.159
Cordoba, Ver.	0.229	0.263	0.122
Cortazar, Gto.	0.290	0.282	0.186
Cuernavaca, Mor.	0.329	0.210	0.177
Culiacan, Sin.	0.256	0.153	0.109
Durango, Dgo.	0.275	0.265	0.201
Esperanza, Son.	0.231	0.241	0.181
Fresnillo, Zac.	0.247	0.218	0.190
Guadalajara, Jal.	0.250	0.164	0.236
Hermosillo, Son.	0.238	0.100	0.178
Huatabampo, Son.	0.322	0.285	0.185
Iguala, Gro.	0.260	0.175	0.140
Izucar de Matamoros, Pue.	0.407	0.630	0.171
Jacona, Mich.	0.220	0.228	0.152
Jimenez, Chih.	0.236	0.231	0.168
La Paz, B.C.S.	0.272	0.189	0.166
Leon, Gto.	0.295	0.274	0.172
Matamoros, Tamps.	0.241	0.194	0.190
Merida, Yuc.	0.228	0.250	0.142
Mexicali, B.C.	0.235	0.204	0.174
Monclova, Coah.	0.254	0.204	0.157
Monterrey, N.L.	0.237	0.270	0.181
Morelia, Mich.	0.287	0.192	0.173
Oaxaca, Oax.	0.252	0.134	0.181
Pachuca, Hgo.	0.093	0.426	0.332
Puebla, Pue.	0.214	0.175	0.195
Queretaro, Qro.	0.263	0.217	0.165
Saltillo, Coah.	0.222	0.093	0.111
San Andres Tuxtla, Ver.	0.260	0.165	0.229
San Luis Potosí, S.L.P.	0.300	0.160	0.178
Tampico, Tamps.	0.301	0.269	0.188
Tapachula, Chis.	0.278	0.240	0.173
Tehuantepec, Oax.	0.316	0.189	0.221
Tepatitlan, Jal.	0.313	0.232	0.134
Tepic, Nay.	0.248	0.173	0.192
Tijuana, B.C.	0.288	0.253	0.181
Tlaxcala, Tlax.	0.254	0.147	0.125
Toluca, Edo. De Mex.	0.241	0.199	0.191
Torreon, Coah.	0.312	0.219	0.254
Tulancingo, Hgo.	0.247	0.243	0.177
Tuxtla gutierrez, Chis.	0.056	0.167	0.194
Veracruz, Ver.	0.295	0.216	0.141
Villahermosa, Tab.	0.199	0.134	0.190
Zacatecas, Zac.	0.148	0.111	0.196

Notas: El periodo de la muestra se extiende de julio de 2009 a junio de 2024. La proporción representa la frecuencia con la que una ciudad se integra con cualquier otra, en relación con el total de combinaciones posibles por pares de esta ciudad. Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

6.2. Determinantes de la probabilidad de que un mercado de alimentos esté integrado

En el análisis de corte transversal, el objetivo es modelar Pr $(int_{ij}^{f} = 1|X_{ij1} \dots X_{ijk})$ y un conjunto de covariables que puedan relacionarse con la integración del mercado. Para ello, se emplea un marco de regresión logística que agrupa datos de todas las categorías de productos. Un determinante fundamental de la integración de los mercados en un país es el costo del transporte, que suele aproximarse utilizando el logaritmo de la distancia por carretera entre ciudades (por ejemplo, Engel y Rogers, 1996; Parsley y Wei, 1996; Iregui y Otero, 2017). La hipótesis central es que las mayores distancias geográficas se asocian a una probabilidad menor de integración de los mercados. Esta relación surge porque el aumento de las distancias suele conllevar mayores costos de transporte, dificultades logísticas y mayores barreras al flujo eficiente de bienes e información. Por ello, es de esperarse que el coeficiente de la variable distancia sea negativo, captando así los efectos perjudiciales de la distancia sobre la probabilidad de integración de los mercados. Este enfoque permite cuantificar cómo los factores espaciales limitan la conectividad económica entre regiones.

Además de la distancia, varios factores de oferta y demanda pueden influir en las desviaciones del equilibrio o afectar a la integración del mercado entre regiones de un mismo país y entre países y regiones (por ejemplo, Samuelson, 1964; Zant, 2012; Iregui y Otero, 2017). Para la variable de oferta, el modelo utiliza el diferencial absoluto en el logaritmo del número de tiendas (incluyendo mayoristas y minoristas) per cápita entre ciudades. Las ciudades con un número similar de tiendas comerciales tienen más probabilidades de tener una integración del mercado debido a varios factores. Los niveles comparables de actividad comercial implican entornos competitivos similares, que promueven la estandarización de precios y reducen las disparidades de estos (por ejemplo, Head y Mayer, 2004). Estas ciudades suelen compartir sistemas de distribución y redes logísticas eficientes, lo que mejora la circulación de mercancías y reduce los costos de transacción (por ejemplo, Donaldson y Hornbeck, 2016). Asimismo, cuando el número de tiendas es similar, es más probable que los consumidores y las empresas tengan acceso a la misma información sobre precios, lo que favorece la alineación de precios por medio de la competencia (por ejemplo, Aker, 2010). Esta combinación de factores propicia una integración más fluida del mercado e impulsa la convergencia de precios entre ciudades.

Por lo tanto, se espera que el coeficiente estimado para esta variable sea negativo, lo que indica una mayor probabilidad de integración del mercado cuando el diferencial en cuanto al número de tiendas es menor.

Las desviaciones del equilibrio suelen ser el resultado de diferencias en las preferencias de consumo y el tamaño de la población entre ciudades (por ejemplo, Esaka, 2003; Iregui y Otero Iregui y Otero, 2011, 2017), así como de las disparidades en el PIB per cápita, que reflejan variaciones en los niveles de ingreso y el poder adquisitivo (por ejemplo, Samuelson, 1964; 2011). Estas variables también pueden determinar los patrones de consumo y la elasticidad de la demanda, influyendo aún más en los ajustes de precios y la integración del mercado. Con el fin de tener en cuenta estos factores del lado de la demanda, el modelo utilizado incorpora dos variables clave: la diferencia absoluta en el logaritmo del PIB per cápita entre las ciudades y la diferencia absoluta en el logaritmo de la densidad poblacional entre ciudades. Se espera que los coeficientes de estas variables sean negativos, en consonancia con la idea de que las ciudades con perfiles económicos similares tienen más probabilidades de convergencia. Niveles comparables de PIB per cápita y densidad de población suelen indicar etapas compartidas de desarrollo económico y demanda de mercado, lo que reduce las barreras comerciales y promueve intercambios más fluidos de bienes y servicios.

Cuadro 9: Resumen estadístico de las variables independientes, 2009-2024

Variable	Fuente	Media	Desv.est.	Min	Max
Distancia por carretera (1000km)	Mejores Rutas (2024)	-0.0293	0.7857	-3.3242	1.7040
No. de tiendas per cápita	Censos económicos de INEGI (2020)	0.2961	0.2126	0.0001	1.0362
Densidad de población	Censos de población de INEGI (2020)	2.6630	1.9849	0.0001	11.1164
PIB per cápita	PIB de INEGI (2024)	0.5499	0.4543	0.0000	2.9246
Densidad de km pavimentados	Km de INEGI (2022)	4.6543	1.1743	0.0000	6.9732
Observaciones	115,048				

Notas: Salvo la distancia, todas las variables se refieren al diferencial absoluto en el logaritmo de la variable entre pares de ciudades. La distancia se expresa en su logaritmo natural. Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México a partir de información proporcionada por el INEGI.

La infraestructura desempeña un papel fundamental en la integración de los mercados de un país, ya que influyen en la eficiencia del movimiento de mercancías, reducen los costos de transacción y mejoran el flujo de información (por ejemplo, Aker, 2010;

Fafchamps y Hill, 2008; Minten y Kyle, 1999). Para evaluar la influencia de la infraestructura, el modelo considera la densidad de carreteras, concretamente la suma del logaritmo de kilómetros de carreteras pavimentadas por kilómetro cuadrado de superficie terrestre en los estados donde se ubican las ciudades. Aunque en general se espera que el coeficiente asociado a esta variable sea negativo, lo que reflejaría el papel de la infraestructura de transporte en mejorar la integración del mercado, su signo también podría ser ambiguo. Esta ambigüedad se debe, en parte, a que la suma puede estar dominada por un estado, dando lugar a un efecto desigual en el que una ciudad se beneficie más que otra. Además, la densidad de carreteras puede presentar efectos no lineales; por ejemplo, una densidad de carreteras extremadamente alta en zonas que ya están bien conectadas podría producir rendimientos decrecientes en cuanto a su capacidad para facilitar la integración. Además, es posible que la densidad de las carreteras no refleje con exactitud la dinámica urbano-rural de una región, ya que las redes densas de las zonas rurales suelen contribuir menos a la integración del mercado urbano. Por último, las barreras geográficas y topográficas, como montañas o ríos, pueden reducir la eficiencia de diversas infraestructuras, incluso en Estados con una alta densidad de carreteras, lo que complica aún más el problema. Estos factores ponen de relieve lo complejo que resulta interpretar el impacto de la densidad de carreteras en la integración del mercado. El cuadro 9 presenta el resumen estadístico de las variables utilizadas en el análisis, junto con sus respectivas fuentes de datos. Para el PIB per cápita y la densidad de carreteras, se presentan valores cero porque estas variables se miden a nivel estatal.

El cuadro 10 presenta los efectos marginales de los coeficientes estimados para cada variable. Se utilizan tres especificaciones diferentes para garantizar la robustez de los resultados, en particular en lo que se refiere al coeficiente asociado a la distancia por carretera. La prueba de especificación (*link test* en inglés) en la parte inferior del cuadro 10 muestra que se eligieron predictores significativos en las tres especificaciones y que no hay error de especificación (Pregibon, 1979; Papke y Wooldridge, 1996). La primera regresión (modelo I del cuadro 10) sólo incluye la distancia y efectos fijos basados en el grado de procesamiento. Estos efectos fijos para la categoría de procesamiento de los alimentos (no procesado, procesado y ultraprocesado) también capturan parcialmente las preferencias de los consumidores que permanecen constantes entre ciudades. Como era de esperar, el coeficiente de la distancia es negativo y significativo, lo que indica que la

probabilidad de integración del mercado entre dos ciudades disminuye a medida que aumenta la distancia entre ellas. Además, los efectos fijos son negativos y significativos y revelan que los mercados de productos procesados y ultraprocesados tienen menos probabilidades de integrarse que los de productos no procesados. Esto sugiere que no sólo la distancia física es una barrera para la integración, sino que la propia naturaleza de los productos, ya sea procesados o ultraprocesados, también influye a la hora de reducir la probabilidad de convergencia de los mercados. Estos resultados ponen de relieve la importancia de considerar tanto los factores geográficos como los relacionados con los productos a la hora de analizar la integración de mercados.

La segunda regresión incorpora un efecto fijo para cada par de ciudades consideradas en el estudio (modelo II del cuadro 10). El signo, la magnitud y la significancia de los tres coeficientes mencionados anteriormente se mantienen, lo que refuerza la robustez de los resultados iniciales. En la tercera regresión, las covariables adicionales introducidas (modelo III del cuadro 10) mantienen el signo, la magnitud y la significancia de los coeficientes asociados a la distancia y los efectos fijos para el grado de procesamiento como en las dos especificaciones anteriores. En particular, la magnitud del coeficiente de la distancia es -0.007 como en el primer modelo. Este resultado implica que, si la distancia entre la ciudad *i* y la ciudad *j* es un 1% mayor que la distancia entre la ciudad *i* y la ciudad *k*, la probabilidad de integración de mercado entre las ciudades *i* y *k* disminuye en 0.07 en relación con las ciudades *i* y *j*. Esto pone de relieve la sensibilidad de las probabilidades de integración de los mercados, incluso a pequeñas variaciones de la distancia, lo que subraya el papel fundamental de la proximidad geográfica para promover las conexiones entre mercados. Conforme aumenta la cercanía entre ciudades, también aumentan las oportunidades de arbitraje, pero las discrepancias de precios se corrigen más rápidamente, lo que conduce a una integración más eficiente y a un lineamiento de las condiciones de mercado. Además, la consistencia de los efectos fijos para el grado de procesamiento en todos los modelos pone de manifiesto el impacto persistente de las características de los productos en la integración de mercados, lo que sugiere que tanto los factores físicos como los relacionados con los productos deben tenerse muy en cuenta en cualquier análisis de integración de mercados.

Cuadro 10: Factores que influyen en la probabilidad de que un diferencial de precio sea estacionario

Variable	modelo I	modelo II	modelo III
Distancia por carretera (1000km)	-0.007***	-0.005**	-0.007**
	(-5.310)	(-5.310)	(-2.203)
No. de tiendas per cápita			-0.026**
			(-2.849)
PIB per cápita			0.003
			(0.56)
Densidad de población			-0.001
			(-1.385)
Densidad de km pavimentados			0.004**
			(2.135)
Productos procesados	-0.079***	-0.079***	-0.079***
	(-27.367)	(-27.406)	(-27.364)
Productos ultraprocesados	-0.089***	-0.090***	-0.090***
	(-37.137)	(-37.119)	(-37.102)
Efectos fijos por par	N	Y	Y
Prueba de especificación 1	2.363	0.842	0.837
	(2.97)	(7.95)	(7.96)
Prueba de especificación 2	0.382	-0.05	-0.05
	(1.71)	(-1.52)	(-1.56)
Observaciones	104,482	103,288	103,288

Estadísticos *t* entre paréntesis. Errores estándar robustos

$* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01$

Notes: Notas: El cuadro (10) presenta los efectos marginales derivados de los coeficientes estimados de la regresión logística. Los modelos II y III incluyen un efecto fijo para cada par de ciudades consideradas en el estudio. La prueba de especificación sigue el planteamiento esbozado por Pregibon (1979) y Papke y Wooldridge (1996). La prueba muestra los coeficientes estimados a partir de la regresión auxiliar, primero para el valor predicho y segundo para su cuadrado, con los estadísticos *z* correspondientes entre paréntesis. Fuente: Elaborado por el autor con datos del Banco de México utilizando información proporcionada por el INEGI.

El coeficiente asociado al número de tiendas per cápita es negativo y significativo, lo que sugiere que cuanto más similar es el número de tiendas, más rápido convergen los precios en el mercado al equilibrio a largo plazo. Cuando la oferta es comparable en todas las regiones, es probable que las diferencias de precios se mantengan relativamente estables a lo largo del tiempo. Por consiguiente, el coeficiente negativo refleja esta estabilidad de precios, conducida por una oferta de mercado coincidente entre ciudades y estados.

Por el contrario, los coeficientes relacionados con los factores de la demanda no son

significativos. La falta de significancia de los coeficientes relativos al PIB per cápita y a la densidad poblacional sugiere que la relación entre los factores del lado de la demanda y la integración de mercados puede ser más matizada de lo que se suponía inicialmente. Esto podría deberse a las limitaciones de las variables utilizadas: por ejemplo, el PIB per cápita se define a nivel estatal y puede no reflejar adecuadamente las características específicas de cada ciudad. Por ejemplo, las ciudades de un mismo estado pueden presentar variaciones económicas y demográficas sustanciales, lo que genera una ausencia de granularidad en los datos y una variación insuficiente para detectar relaciones significativas. Otra posibilidad es que la influencia de los factores del lado de la demanda en la integración del mercado opere por medio de mecanismos más localizados o indirectos que el modelo actual no recoge. Por ejemplo, variables como la desigualdad de ingresos, las tasas de urbanización o pautas específicas del comportamiento de los consumidores podrían desempeñar un papel importante, pero no están incluidas en el análisis. Además, los factores del lado de la demanda podrían interactuar con las limitaciones del lado de la oferta, como la infraestructura o las políticas comerciales, incrementando la complejidad de su impacto directo sobre la convergencia de precios. Por último, también es plausible que factores del lado de la demanda como el PIB per cápita y la densidad de población ejerzan una influencia mínima en la convergencia de precios, y que los costos de transporte y la infraestructura desempeñen un papel más dominante, lo que coincide con las conclusiones de otros estudios sobre la integración de mercados (por ejemplo, Engel y Rogers, 1996; Parsley y Wei, 1996).

Los resultados también muestran un coeficiente positivo y significativo para la densidad de carreteras en relación con la integración del mercado, lo que podría reflejar varias dinámicas. Puede indicar que la densidad de carreteras fomenta el comercio intrarregional localizado en lugar de una integración interurbana más amplia, especialmente si la infraestructura mejora mayormente las economías estatales internas. Además, las redes de carreteras densas en zonas rurales o económicamente más débiles podrían fomentar la autosuficiencia, reduciendo la dependencia de los mercados externos. En regiones con barreras geográficas o carreteras de mala calidad, una mayor densidad de carreteras también podría no traducirse en una conectividad efectiva, inflando la métrica sin mejorar significativamente la integración entre ciudades. Estos factores sugieren que el signo positivo puede reflejar las complejidades regionales más que la

conectividad directa con el mercado.

Este análisis subraya la compleja relación entre distancia, oferta de mercado, convergencia de precios e integración regional de mercados. Aporta valiosas perspectivas sobre los factores multifacéticos que influyen en la integración de mercados, subrayando la necesidad de considerar una amplia gama de elementos a la hora de evaluar cómo se conectan e interactúan los mercados entre regiones. Comprender estos factores es crucial para desarrollar estrategias que mejoren la eficiencia y la integración de mercados, beneficiando en última instancia a los consumidores, a los productores y a la economía en general.

7. Conclusiones

Este estudio utiliza datos detallados sobre los precios de los alimentos que abarcan 101 productos alimenticios, que son parte integral del cálculo del IPC, para explorar el nivel de integración del mercado en México. En estos términos, el enfoque principal fue discernir entre alimentos ultraprocesados, procesados y no procesados. El enfoque de modelo empírico adoptó una óptica que incorpora tanto un marco de series de tiempo por pares como un modelo de corte transversal. El enfoque por pares consistió en examinar las propiedades de las series de tiempo de todos los posibles diferenciales de precios entre pares de ciudades para un producto específico, lo que permitió profundizar en la integración del mercado de forma exhaustiva.

El estudio constata una proporción global del 23% de diferenciales de precios estacionarios, así como proporciones superiores al 10% para la mayoría de los productos. Así pues, estos resultados no respaldan la hipótesis de la divergencia de mercados. Los resultados muestran que los alimentos no procesados presentan un mayor grado de integración en comparación con sus contrapartes ultraprocesados y procesados, posiblemente debido a la homogeneidad inherente que caracteriza a los productos no procesados, que requiere una distribución rápida y crea más oportunidades de arbitraje, lo que conduce a una convergencia de precios más rápida entre ciudades. Los resultados indican que los productos no procesados, como los frijoles, los chiles serranos y las cebollas, muestran tasas de integración altas, lo que podría estar reflejando su importancia en la dieta mexicana y la eficiencia con la que operan estos mercados. Por el contrario, ciertos alimentos ultraprocesados, como refrescos, concentrados y carnes procesadas

secas, muestran tasas de integración más bajas, lo que apunta a una posible fragmentación del mercado en esta categoría.

Además, el análisis realizado profundiza en la dimensión espacial de los ajustes de precios en México. Este estudio realiza un análisis de corte transversal para medir la probabilidad de que los precios relativos se integren, arrojando así una mejor idea sobre la forma en que las ciudades responden a los choques del mercado. El impacto negativo consistente de la distancia sobre la probabilidad de integración subraya la importancia de la proximidad en fomentar las conexiones de mercado. Además, la naturaleza de los productos, ya sean procesados o ultraprocesados, también influye significativamente en la probabilidad de convergencia del mercado. El análisis revela que los factores del lado de la oferta, como el número de tiendas per cápita, junto con la infraestructura, desempeñan un papel fundamental a la hora de apoyar la integración del mercado y fomentar la estabilidad de los precios entre regiones. En cambio, la influencia de los factores de la demanda sigue siendo ambigua y no significativa, lo que subraya la necesidad de seguir explorando el fenómeno para descubrir su contribución específica a la convergencia de precios.

En resumen, los resultados subrayan el papel decisivo que pueden desempeñar las intervenciones políticas para fomentar la competitividad con el fin de promover la integración del mercado entre las ciudades. Este tipo de medidas no sólo facilitan un ajuste de los precios rápido, sino que también contribuyen a la uniformidad de los precios entre regiones, promoviendo un panorama económico más integrado y cohesionado en el país.

8. Referencias

Aker, J. C. (2010). Information from markets near and far: Mobile phones and agricultural markets in Niger. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3):46–59.

Arellano-González, J., Juárez-Torres, M., and Zazueta-Borboa, F. (2023). Temperature shocks and their effect on the price of agricultural products: panel data evidence from vegetables in Mexico. *Documentos de Investigación del Banco de México*. 2023-02.

Banco de México (2024). Consumo de alimentos por grado de procesamiento en las regiones de México. *Reporte sobre las Economías Regionales Enero – Marzo 2024*, Recuadro(3):52–54.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a):427–431.

Donaldson, D. and Hornbeck, R. (2016). Railroads and American economic growth: A "market access" approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2):799–858.

Elberg, A. (2016). Sticky prices and deviations from the law of one price: Evidence from Mexican micro-price data. *Journal of International Economics*, 98:191–203.

Elliott, G., Rothenberg, T. J., and Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4):813–836.

Engel, C. and Rogers, J. H. (1996). How wide is the border? *The American Economic Review*, 86(5):1112–1125.

Enke, S. (1951). Equilibrium among spatially separated markets: Solution by electric analogue. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 40–47.

Esaka, T. (2003). Panel unit root tests of purchasing power parity between Japanese cities, 1960–1998: Disaggregated price data. *Japan and the World Economy*, 15(2):233–244.

Fackler, P. L. and Goodwin, B. K. (2001). Spatial price analysis. In Gardner, B. L. and Rausser, G. C., editors, *Handbook of Agricultural Economics*, volume 1, pages 971–1024. Elsevier Amsterdam, 1st edition.

Fafchamps, M. and Hill, R. V. (2008). Price transmission and trader entry in domestic commodity markets. *Economic Development and cultural change*, 56(4):729–766.

Froot, K.A., Kim M. and Rogoff, K. (2019). The Law of One Price Over 700 Years.

Annals of Economics and Finance, Society for AEF, 20(1):1-35.

Gluschenko, K. (2011). Price convergence and market integration in Russia. *Regional Science and Urban Economics*, 41(2):160–172.

Goldberg, P. K. and Verboven, F. (2005). Market integration and convergence to the Law of One Price: Evidence from the European car market. *Journal of International Economics*, 65(1):49–73.

Gómez Aguirre, M. and Rodríguez Chávez, J. C. (2013). Cambio estructural y convergencia de precios entre las principales ciudades de México. *EconoQuantum*, 10(1):59–75.

Head, K. and Mayer, T. (2004). The empirics of agglomeration and trade. In *Handbook of regional and urban economics*, volume 4, pages 2609–2669. Elsevier.

Ikeno, H. (2014). Pairwise tests of convergence of Japanese local price levels. *International Review of Economics & Finance*, 31:232–248.

INEGI (2020). Censos Económicos. https://www.inegi.org.mx/programas/ce/2019/. Accessed: 2023-09-06.

INEGI (2022). Anuario estadístico y geográfico por entidad federativa. 2012 - 2022. https://www.inegi.org.mx/app/biblioteca/ficha.html?upc=889463910534. Accessed: 2023-10-01.

INEGI (2024). PIB por entidad federativa (PIBE) base 2013. https://www.inegi.org.mx/programas/pibent/2013/. Accessed: 2024-10-01.

Iregui, A. M. and Otero, J. (2011). Testing the law of one price in food markets: Evidence for Colombia using disaggregated data. *Empirical Economics*, 40:269–284.

Iregui, A. M. and Otero, J. (2017). Testing for spatial market integration: Evidence for Colombia using a pairwise approach. *Agricultural Economics*, 48(6):743–753.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3):159–178.

Mejores Rutas (2024). Traza tu ruta: Calculador de distancias entre ciudades. https://mx.mejoresrutas.com/. Accessed: 2023-11-15.

Mendoza-Velázquez, A. and Rondero-García, A. (2021). Price-level-convergence of food baskets in Mexican cities: Inflation-targeting and ppp. *Paradigma Económico. Revista de Economía Regional y Sectorial*, 13(2):131–164.

Minten, B. and Kyle, S. (1999). The effect of distance and road quality on food collection, marketing margins, and traders' wages: Evidence from the former Zaire. *Journal of Development Economics*, 60(2):467–495.

Monteiro, C.A., Cannon, G., Moubarac, J.C., Levy, R.B., Louzada, M.L.C., and Jaime, P.C. (2018). The UN decade of nutrition, the NOVA food classification and the trouble with ultra-processing. *Public Health Nutrition*, 21(1):5–17.

Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429):268–281.

Nuñez, H. M., Trujillo-Barrera, A., and Etienne, X. (2022). Declining integration in the US natural gas market. *Resources Policy*, 78:102872.

Nuñez, H. M. and Otero, J. (2017). Integration in gasoline and ethanol markets in Brazil over time and space under the flex-fuel technology. *The Energy Journal*, 38(2).

Papke, L. E. and Wooldridge, J. M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401 (k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6):619–632.

Parsley, D. C. and Wei, S.-J. (1996). Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(4):1211–1236.

Pesaran, M. H. (2007). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics*, 138(1):312–355.

Pesaran, M. H., Smith, R. P., Yamagata, T., and Hvozdyk, L. (2009). Pairwise tests of Purchasing Power Parity. *Econometric Reviews*, 28(6):495–521.

Pregibon, D. (1979). Data analytic methods for generalized linear models. *PhD dissertation, University of Toronto*.

Rodríguez Benavides, D. and Rodríguez Nava, A. (2019). Convergencia de los precios locales en México: Un enfoque de pruebas entre pares. *Estudios Económicos (México, DF)*, 34(2):309–332.

Samuelson, P. A. (1952). Spatial price equilibrium and linear programming. *The American Economic Review*, 42(3):283–303.

Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, 145–154.

Sonora, R. J. (2005). City CPI convergence in México. *Review of Development Economics*, 9(3):359–367.

Yazgan, M. E. and Yilmazkuday, H. (2011). Price-level convergence: New evidence from US cities. *Economics Letters*, 110(2):76–78.

Zant, W. (2012). How is the liberalization of food markets progressing? Market integration and transaction costs in subsistence economies. *The World Bank Economic Review*, 27(1):28–54.