



UANL

TRENDINOMICS

Página web: trendinomics.uanl.mx

TRENDINOMICS

Revista Científica enfocada en Economías Latinoamericanas

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN FACULTAD DE ECONOMÍA CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Competencia y precios de gasolina en el área metropolitana de Monterrey: evidencia del primer año de la liberalización

Competition and Gasoline Prices in the Monterrey Metropolitan Area: Evidence from the First Year of Liberalization

María Fernanda Gallegos Rodríguez* Karla Vanesa Herrera Gorrochotegui**

Santiago Lugo Morales*** Juan Francisco Suárez-Martínez****

Información del artículo	Resumen
<p>Recibido: 27/08/2025 Aceptado: 02/10/2025</p> <hr/> <p>Clasificación JEL: L11, Q41, Q48, C33 Palabras clave: mercado de gasolina, precios minoristas, competencia, liberalización energética, precios internacionales.</p>	<p>Este artículo presenta un análisis de la liberalización del mercado de gasolina en México durante 2017. El estudio se centra en el área metropolitana de Monterrey y examina la relación entre la competencia y los precios minoristas de gasolina de bajo y alto octanaje. Se utiliza un panel de datos para realizar estimaciones mediante Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles, y como complemento, con errores Driscoll–Kraay (Hoechle, 2007). Los resultados muestran que el efecto de la competencia en los precios fue débil y no robusto en todas las especificaciones. No obstante, los precios promedio fueron entre 2.1 y 2.7% menores en los meses posteriores a la liberalización. Los hallazgos muestran la importancia de los precios internacionales y brindan una perspectiva regional sobre las primeras dinámicas de la desregulación. Este estudio aporta evidencia descriptiva que puede servir como base para futuras investigaciones sobre el mercado de gasolina en México.</p>
Article information	Abstract
<p>Received: 27/08/2025 Accepted: 02/10/2025</p> <hr/> <p>JEL Classification: L11, Q41, Q48, C33 Keyword: gasoline market, retail prices, competition, energy liberalization, international prices.</p>	<p>This article presents a descriptive analysis of the liberalization of the gasoline market in Mexico during 2017. The study focuses on the Monterrey Metropolitan Area and examines the relationship between competition and retail prices for low- and high-octane gasoline. A panel data set is used to perform estimations using Feasible Generalized Least Squares, complemented by Driscoll–Kraay errors (Hoechle, 2007). The results show that the effect of competition on prices was weak and not robust across specifications. However, average prices were between 2.1% and 2.7% lower in the months following liberalization. The findings highlight the relevance of international prices and provide a regional perspective on the early dynamics of deregulation. This study provides descriptive evidence that can serve as a basis for future research on the gasoline market in Mexico.</p>

* Universidad de Monterrey
<https://orcid.org/0009-0003-6641-7984>
maria.gallegosr@udem.edu

** Universidad de Monterrey
<https://orcid.org/0009-0007-2684-5676>
karla.herrerag@udem.edu

*** Universidad de Monterrey
<https://orcid.org/0009-0001-1051-6727>
santiago.lugo@udem.edu

**** Autor de correspondencia
Universidad de Monterrey
<https://orcid.org/0000-0002-6256-0551>
juan.suarez@udem.edu

1. Introducción

La liberalización del mercado de gasolina en México, que comenzó en 2017 como parte de la Reforma Energética del 2013, transformó la dinámica del sector al permitir la entrada de nuevos competidores en un mercado históricamente dominado por Petróleos Mexicanos (Pemex). Este cambio regulatorio generó expectativas sobre un mayor número de estaciones de servicio, precios más competitivos y beneficios para los consumidores. El caso del área metropolitana de Monterrey (AMM) es importante, ya que en 2017 registró un incremento del 140% en el número de gasolineras¹ entre enero y diciembre, de acuerdo con cálculos propios a partir de datos de la Comisión Reguladora de Energía (CRE) (ver Anexo A1). Cabe señalar que, a partir de marzo de 2025, las funciones de la CRE fueron transferidas a la Comisión Nacional de Energía (CNE), conforme al decreto publicado en el Diario Oficial de la Federación (2025).

En el mercado de gasolina, se encuentra que el aumento de la competencia se refleja en menores precios en las estaciones de servicio. La magnitud del efecto depende del radio que se toma como referencia para medir la competencia (Bergantino et al., 2020; Cardoso et al., 2022). Sin embargo, en algunos casos, el impacto en los precios es momentáneo (Elliot et al., 2020) y en algunos otros el efecto del incremento de la competencia no se ve reflejado en el corto plazo (Davies et al., 2019).

El objetivo de este estudio es analizar la relación entre el número de competidores y los precios minoristas de gasolina de bajo y alto octanaje en el AMM durante el año 2017. La hipótesis del estudio sostiene que un mayor número de competidores contribuye a reducir los precios promedio, aunque se reconoce que factores internacionales y de demanda local también influyen en la determinación de precios.

La contribución principal de este trabajo radica en analizar, a nivel de estación de servicio, la etapa inicial de la liberalización del mercado de gasolina en México. Se emplea un panel de datos mensuales y se realizan estimaciones mediante Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles para controlar problemas de autocorrelación y heterocedasticidad. Los resultados muestran que la relación entre la competencia y los precios fue baja y no robusta, aunque en promedio los precios posteriores a la liberalización fueron entre 2.1 y 2.7% menores que en los meses previos.

De esta manera, el artículo aporta evidencia descriptiva sobre un momento clave en la transición del mercado energético mexicano, señalando las limitaciones inherentes a un análisis de corto plazo. Los hallazgos ofrecen una base empírica para futuras investigaciones que busquen evaluar los efectos de largo plazo de la liberalización y la dinámica competitiva en el sector.

2. Revisión de literatura

La teoría económica sugiere que el ingreso de nuevos competidores tiende a reducir los precios (Bergantino et al., 2020). Sin embargo, la magnitud del efecto depende de la cercanía geográfica de las estaciones, el grado de diferenciación del producto y la estructura competitiva del mercado.

Estudios empíricos muestran que los precios disminuyen más cuando el competidor se ubica en una zona central o próxima a otras estaciones (Cardoso et al., 2022; Firgo et al., 2015). Otros trabajos destacan que la entrada de gasolineras de precios bajos provoca reducciones más notables en comparación con la entrada de grandes marcas (Balaguer & Ripollés, 2020). No obstante, algunos efectos tienden a ser temporales, con una convergencia de precios en el mediano plazo (Elliott et al., 2020).

Con respecto a comportamientos estratégicos, Byrne & De Roos (2019) muestran que las estaciones líderes pueden coordinar precios que sirven como referencia para otros competidores, mientras que Houde (2012) y Pennerstorfer & Weiss (2013) destacan cómo las fusiones o integraciones verticales tienden a incrementar los precios locales. Holmes & Otero (2023) y Hurtado & González (2024) señalan fenómenos de rigidez y asimetrías en la fijación de precios minoristas. En cuanto a regulación, Arteaga & Flores (2022) destacan que

¹ El aumento en el número de estaciones durante 2017 refleja el inicio de operaciones de establecimientos que ya contaban con permiso de la CRE desde años previos (por ejemplo, códigos "PL/xxxxx/EXP/ES/2015"), pero que no habían comenzado a reportar precios.

los esquemas de precios máximos pueden inducir incentivos perversos en los proveedores, quienes podrían otorgar menos gasolina de la cantidad pagada por los consumidores, introduciendo distorsiones adicionales en el bienestar del mercado.

Para México, Crotte et al. (2010) estiman elasticidades de demanda diferenciadas por regiones, mostrando que la sensibilidad al precio no es uniforme en el país. Contreras et al. (2020) analizan la coordinación en el mercado minorista y encuentran que la competencia sí reduce márgenes de ganancia, aunque de manera heterogénea. Además, Davis et al. (2025) hallan que la entrada de una nueva estación dentro de un radio de tres minutos de viaje reduce los precios de gasolina regular, premium y diésel en las estaciones existentes, con impactos más fuertes en mercados con menor número de competidores iniciales y casi nulos cuando la nueva estación pertenece al mismo propietario.

3. Datos y metodología

Para el estudio se construye un panel de datos mensual para el periodo de enero a diciembre del año 2017, con la finalidad de analizar la liberalización del mercado que sucedió el 15 de junio de ese año en Nuevo León. Los datos provienen de cuatro fuentes principales. Primero, los datos de las estaciones de servicio se obtuvieron de la Comisión Reguladora de Energía (CRE), proporcionando las coordenadas geográficas, permisos y ubicación municipal de cada estación en Nuevo León. Segundo, la empresa *PETROIntelligence* proporcionó información de precios diarios para cada una de las gasolineras que reportaron precios desde el 1 de enero de 2017 al 31 de diciembre de 2017 en el AMM. Tercero, los precios internacionales se obtuvieron de NASDAQ (*National Association of Securities Dealers Automated Quotations*), expresados originalmente en dólares estadounidenses por barril y se convirtieron a pesos mexicanos utilizando el tipo de cambio reportado por el Banco de México. Por último, se identificó mediante Google Maps si la gasolinera está ubicada en una autopista o en una avenida.

El análisis se limita al año 2017 por dos razones principales. En primer lugar, dicho año corresponde al inicio de la liberalización del mercado de gasolina en Nuevo León, lo que permite observar las dinámicas competitivas inmediatas tras la apertura. En segundo lugar, aunque la CRE publica bases de datos en su portal, su acceso ha sido inestable e intermitente, por lo que se optó por trabajar con la información de 2017 proporcionada por *PETROIntelligence*, la cual es continua y confiable, garantizando la solidez del análisis.

Con esta información se calcula el precio promedio mensual de cada gasolinera para la gasolina de alto y bajo octanaje. Tanto los precios promedio mensuales de las gasolineras como los precios internacionales se deflactaron para poder comparar entre periodos². En cuanto a las ubicaciones geográficas de las unidades de análisis, se utilizaron cálculos de distancia euclidiana para contabilizar el número de competidores alrededor de cada observación en un radio de uno, dos y tres kilómetros. Esto con el fin de analizar la competencia dependiendo de la distancia y el grado de concentración de los competidores. Adicionalmente, se separaron las observaciones por tipo de gasolina para diferenciar el efecto que tiene la competencia en cada una.

Para controlar el efecto de la demanda, se incorporó una variable proxy basada en el número de vehículos registrados en cada municipio del AMM. A partir de los registros administrativos del INEGI, se calculó la proporción de vehículos de cada municipio respecto al total nacional en 2017. Dicha proporción se aplicó a los datos mensuales de vehículos a nivel nacional, asumiendo que la participación relativa de cada municipio se mantuvo constante durante el periodo de estudio.

Con base en Drukker (2003) y Wooldridge (2002), se realiza una prueba de autocorrelación. La Tabla A2 (ver anexo) muestra los resultados en los cuales se rechaza la hipótesis nula de la prueba de no autocorrelación de primer orden. La prueba de heterocedasticidad se realiza basados en Greene (2018). Los resultados de esta prueba muestran que existe un problema de heterocedasticidad que se tiene que tomar en cuenta.

La metodología utilizada de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS), permite la estimación en presencia de autocorrelación AR(1) y heterocedasticidad (Greene, 2018). El modelo a estimar se denota por:

² El periodo de referencia es la segunda quincena de julio del 2018.

$$\ln(\text{Precio})_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + W'_{it}\gamma + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

En donde $\ln(\text{Precio})_{it}$ es el logaritmo del precio de la gasolina en la estación i en el periodo t . Por su parte, X_{it} es un vector de variables que incluye el grado de competencia y una dicotómica para diferenciar si el periodo es antes de la liberalización o después; W_{it} es un vector de variables de control tales como el lugar donde se ubica (autopista o avenida), precio internacional y una variable *proxy* de demanda; β y γ son los respectivos vectores de parámetros a estimar. Se agregan efectos fijos por tiempo (δ_t) y ε_{it} representa el término de error.

Dado el tamaño del panel, se evaluó la posible dependencia transversal entre las estaciones mediante la prueba LM de Breusch–Pagan para paneles siguiendo a Pesaran (2015), la cual rechazó la hipótesis nula de independencia ($p < 0.01$), indicando la existencia de correlación contemporánea entre las unidades. Asimismo, se estimó un modelo alternativo con errores Driscoll–Kraay (Hoechle, 2007), que corrige heterocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea entre las unidades del panel (ver anexo).

4. Resultados y discusión

La ecuación (1) se estima para dos tipos de gasolina: de bajo y alto octanaje. En la Tabla 1 se presentan los resultados obtenidos para la gasolina de bajo octanaje. En los modelos M1a y M2a se incluyen solamente las variables de competencia y la dicotómica para diferenciar el periodo pre o post-implementación de la política de liberación de mercado. En los modelos M3a y M4a se agregan las variables de control con respecto al precio internacional del barril, una *proxy* de la demanda y una dicotómica que es igual a uno si se encuentra en autopista y cero si se encuentra en avenida. Finalmente, en los modelos M5a y M6a se agregan efectos fijos por periodo. En los modelos M1a, M3a y M5a se tiene un panel desbalanceado y en los restantes un panel balanceado.

Tomando como referencia los modelos donde solo se incluyen las variables relevantes, se encuentra que, si aumenta en una unidad el número de gasolineras en un radio de un kilómetro, el precio de la gasolina de bajo octanaje disminuye en 0.06%. En tanto que, si la nueva gasolinera se ubica en un radio entre uno y dos kilómetros, el precio en promedio se reduce 0.04%. Por último, si se incorpora una estación de servicio adicional en un radio entre dos y tres kilómetros, el precio baja en 0.01%. En este caso, los periodos posteriores a la liberalización presentan, en promedio, un precio de 0.5% menor en comparación con los periodos antes de la liberalización. En los modelos M3a y M4a, el coeficiente disminuye en magnitud para las variables relacionadas con competencia, en tanto que la diferencia promedio entre periodos previos y posteriores se estima en aproximadamente 1%. Si bien el precio internacional se agrega solo como variable de control, es importante destacar que tiene un impacto significativo en los precios locales, ya que, si aumenta en 1% el precio internacional, el precio de la gasolina tipo uno se incrementa entre 0.08 y 0.74%, dependiendo de la especificación analizada (ver Tabla 1).

Al incorporar efectos fijos por periodo, las variables de competencia dejan de ser estadísticamente significativas. Sin embargo, se estima que los precios durante el periodo posterior a la liberalización fueron 2.7% más bajos en comparación con los meses anteriores. Este hallazgo sugiere que la reducción de precios no estuvo asociada directamente al aumento de la competencia, sino a una reacción general del mercado tras la apertura (ver Tabla 1).

Los resultados para la gasolina de alto octanaje (Tabla 2), muestran efectos muy similares a los obtenidos con la gasolina de bajo octanaje. La Tabla 2 muestra una ligera disminución en el precio al aumentar la competencia en los diferentes radios analizados, pero conforme se agregan los controles, este efecto disminuye hasta dejar de ser significativo. El precio internacional sigue resultando una variable relevante, al igual que la variable *proxy* para la demanda, ya que ambas son significativas al 1% en todas las especificaciones que fueron incluidas. Con respecto a la variable dicotómica para el periodo de liberalización, se encuentra que, en la segunda parte del año 2017, en promedio, el precio de la gasolina de alto octanaje fue 2.7% menor en comparación con la primera parte del año.

Los resultados del modelo estimado con errores Driscoll–Kraay (Hoechle, 2007) que son robustos a heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia transversal, muestran algunas diferencias respecto al modelo base FGLS. En particular, el número de estaciones a menos de un kilómetro conserva una relación negativa con los precios de la gasolina de bajo octanaje, coherente con un efecto competitivo local, sin embargo, el coeficiente asociado al radio de dos a tres kilómetros se vuelve positivo, lo que sugiere que la competencia es efectiva en radios cercanos, mientras que a mayores distancias podrían predominar efectos de localización o aglomeración. Los resultados detallados se presentan en la Tabla A4 del anexo.

Los hallazgos sugieren que existe una relación inversa entre los precios de la gasolina y la competencia, pero este impacto depende de la longitud del radio en el que se encuentran las estaciones competidoras, como lo mencionan Bergantino et al. (2020). Los resultados señalan que la competencia de mercado puede tener un impacto en los precios al consumidor, pero el efecto es muy pequeño e incluso desaparece al agregar los efectos fijos por mes. Se encuentra una relación más robusta con los precios internacionales del petróleo o la demanda de gasolina, demostrada por autores como Kamyabi & Chidmi (2023) y Loy et al. (2018).

Si bien los resultados sobre el impacto de la competencia en los precios, no coinciden en su totalidad con estudios previos que muestran que una mayor competencia lleva a precios más bajos en el mercado de gasolina (Bergantino et al., 2020; Cardoso et al. 2022; Elliott, et al., 2020; Loy et al., 2018), sí hay una diferencia en los precios, al menos en el promedio, después de la liberación del mercado en comparación con los meses previos para el mismo nivel de competencia y los otros factores utilizados en el análisis.

Tabla 1. Resultados para el logaritmo del precio de la gasolina de bajo octanaje

Explicativas	M1a	M2a	M3a	M4a	M5a	M6a
Competencia 1km	-0.00056*** (0.000)	-0.00062*** (0.000)	-0.00039*** (0.000)	-0.00032*** (0.000)	-0.00006* (0.000)	-0.00007 (0.000)
Competencia 1km-2km	-0.00037*** (0.000)	-0.00036*** (0.000)	-0.00013*** (0.000)	-0.00008 (0.000)	0.00001 (0.000)	0.00002 (0.000)
Competencia 2km-3km	-0.00011** (0.000)	-0.00033*** (0.000)	-0.00011*** (0.000)	-0.00015*** (0.000)	-0.00002 (0.000)	-0.00001 (0.000)
Dummy post liberación	-0.00551*** (0.000)	-0.01000*** (0.000)	-0.00910*** (0.000)	-0.01224*** (0.000)	-0.02705*** (0.000)	-0.02671*** (0.000)
log precio internacional			0.07841*** (0.001)	0.08145*** (0.001)	0.74375*** (0.044)	0.40159*** (0.000)
Dummy lugar			-0.00151*** (0.000)	-0.00081 (0.001)	-0.00031 (0.000)	0.00004 (0.000)
log num vehículos			0.00184*** (0.000)	0.00220*** (0.000)	0.00058*** (0.000)	0.00093*** (0.000)
EF periodo	No	No	No	No	Sí	Sí
Constante	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Obs.	5,003	2,772	5,003	2,772	5,003	2,772
Num gasol	525	231	525	231	525	231
Periodos	12	12	12	12	12	12

Errores estándar en paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con datos de PETROIntelligence (2017), CRE (2017) y NASDAQ (2017).

Tabla 2. Resultados para el logaritmo del precio de la gasolina de alto octanaje

Explicativas	M1b	M2b	M3b	M4b	M5b	M6b
Competencia 1km	-0.00047*** (0.000)	-0.00046*** (0.000)	-0.00036*** (0.000)	-0.00025** (0.000)	-0.00006 (0.000)	-0.00003 (0.000)
Competencia 1km-2km	-0.00030*** (0.000)	-0.00028*** (0.000)	-0.00010** (0.000)	-0.00005 (0.000)	0.00001 (0.000)	0.00003 (0.000)
Competencia 2km-3km	-0.00012*** (0.000)	-0.00028*** (0.000)	-0.00011*** (0.000)	-0.00015*** (0.000)	-0.00002 (0.000)	-0.00001 (0.000)
Dummy post liberación	-0.00433*** (0.000)	-0.00859*** (0.000)	-0.00677*** (0.000)	-0.00991*** (0.000)	-0.02058*** (0.000)	-0.02325*** (0.000)
log precio internacional			0.06544*** (0.001)	0.06900*** (0.001)	0.41694*** (0.000)	0.41647*** (0.000)
Dummy lugar			-0.00141*** (0.000)	-0.00103* (0.001)	-0.00019 (0.000)	-0.00046 (0.000)
log num vehículos			0.00191*** (0.000)	0.00214*** (0.000)	0.00093*** (0.000)	0.00121*** (0.000)
EF periodo	No	No	No	No	Sí	Sí
Constante	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Obs.	5,002	2,772	5,002	2,772	5,002	2,772
Num gasol	525	231	525	231	525	231
Periodos	12	12	12	12	12	12

Errores estándar en paréntesis. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Fuente: Elaboración propia con datos de *PETROIntelligence* (2017), CRE (2017) y NASDAQ (2017).

5. Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación contribuye a la comprensión del mercado de la gasolina en el AMM en el año 2017 ante la entrada de nuevos competidores a causa de la liberación de dicho mercado. Aunque las estimaciones no permiten atribuir estos efectos exclusivamente al aumento de competidores, sí reflejan un comportamiento distinto del mercado en el corto plazo. Los resultados también muestran que los precios internacionales tuvieron un peso mayor en la formación de precios locales, en línea con los autores Holmes & Otero (2023) y Loy et al. (2018).

Las principales limitaciones del estudio se relacionan con la cobertura temporal (un solo año), la ausencia de información sobre las marcas participantes y el enfoque en una sola región del país. Estas restricciones impiden realizar inferencias causales de largo plazo, pero no restan valor a la evidencia generada como documento descriptivo de un momento clave en la transición del mercado mexicano.

A manera de recomendación, futuras investigaciones podrían extender el periodo de análisis y considerar otras regiones para evaluar con mayor detalle los efectos de la liberalización. Este estudio debe entenderse como un punto de partida que aporta evidencia regional y descriptiva sobre las primeras etapas de apertura en el mercado de gasolina en México.

Agradecimientos

Se agradece a *PETROIntelligence* por su valiosa colaboración al proporcionar los datos utilizados en este estudio. Su apoyo fue fundamental para el desarrollo de este trabajo, y su compromiso con la investigación académica es profundamente apreciado.

Referencias

Arteaga, J. C. & Flores, D. (2022). Price regulation and fraud—with special emphasis on gasoline retailing. *Review of Industrial Organization*, 60(2), 175-192. <https://doi.org/10.1007/s11151-021-09840-z>

- Balaguer, J. & Ripollés, J. (2020). Do classes of gas stations contribute differently to fuel prices? Evidence to foster effective competition in Spain. *Energy Policy*, 139, 111315. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111315>
- Bergantino, A., Capozza, C. & Intini, M. (2020). Empirical investigation of retail fuel pricing: The impact of spatial interaction, competition and territorial factors. *Energy Economics*, 90, 104876. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104876>
- Byrne, D. & De Roos, N. (2019). Learning to coordinate: A study in retail gasoline. *American Economic Review*, 109(2), 591-619. <https://doi.org/10.1257/aer.20170116>
- Cardoso, L., Uchôa, C. F., Huamani, W., Just, D. & Gomez, R. (2022). Price effects of spatial competition in retail fuel markets: the impact of a new rival nearby. *Papers in Regional Science*, 101(1), 81-105. <https://doi.org/10.1111/pirs.12645>
- Contreras, B., Leal, R., Mosqueda, J. & Salcedo, A. (2020). Competition and coordination in the Mexican retail market for gasoline, Working paper núm. 2020-15. Banco de México.
- Crotte, A., Noland, R. & Graham, D. (2010). An analysis of gasoline demand elasticities at the national and local levels in Mexico. *Energy Policy*, 38(8), 4445-4456. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.03.076>
- Davis, L., Mcrae, S. & Seira, E. (2019). An economic perspective on Mexico's nascent deregulation of retail petroleum markets. *Economics of Energy & Environmental Policy*, 8(2), 181-200. <https://doi.org/10.5547/2160-5890.8.2.ldav>
- Davis, L., Mcrae, S. & Seira, E. (2025). Competitive Effects of Entry in Gasoline Markets. *The Journal of Industrial Economics*, 1-19, <https://doi.org/10.1111/joie.12418>
- Diario Oficial de la Federación (DOF). (2025). Decreto por el que se expide la Ley de la Comisión Nacional de Energía y se abrogan diversas disposiciones de la Ley de los Organos Reguladores Coordinados en Materia Energética. Secretaría de Gobernación. https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5752329&fecha=18/03/2025#gsc.tab=0
- Drukker, D. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The stata journal*, 3(2), 168-177. <https://doi.org/10.1177/1536867X0300300206>
- Elliott, R., Sun, P. & Zhu, T. (2020). Shell shocked: The impact of foreign entry on the gasoline retail market in China. *Energy Economics*, 86, 104690. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104690>
- Firgo, M., Pennerstorfer, D. & Weiss, C. (2015). Centrality and pricing in spatially differentiated markets: The case of gasoline. *International Journal of Industrial Organization*, 40, 81-90. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2015.03.009>
- Greene, W. (2018). *Econometric Analysis*. 8th ed. New York: Pearson.
- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312.
- Holmes, M. & Otero, J. (2023). Asymmetric behaviour and the 9-ending pricing of retail gasoline. *Energy*, 263, 125766. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.125766>
- Houde, J. (2012). Spatial differentiation and vertical mergers in retail markets for gasoline. *American Economic Review*, 102(5), 2147-2182. <https://doi.org/10.1257/aer.102.5.2147>
- Hurtado, C. & González, J. (2024). Price differences within retail gasoline markets. *Energy Economics*, 133, 107501. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107501>
- Kamyabi, N. & Chidmi, B. (2023). Asymmetric price transmission between crude oil and the US gasoline market. *Journal of Risk and Financial Management*, 16(7), 326. <https://doi.org/10.3390/jrfm16070326>
- Loy, J., Steinhagen, C., Weiss, C. & Koch, B. (2018). Price transmission and local market power: empirical evidence from the Austrian gasoline market. *Applied Economics*, 50(53), 5728-5746. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488063>
- Pennerstorfer, D. & Weiss, C. (2013). Spatial clustering and market power: Evidence from the retail gasoline market. *Regional Science and Urban Economics*, 43(4), 661-675. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2013.04.002>

- Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34(6–10), 1089–1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Anexos

Tabla A1. Número de gasolineras por municipio del AMM, ene-dic 2017.

Municipio	Enero	Diciembre	Cambio %
Apodaca	25	75	200%
Cadereyta Jiménez	9	19	111%
El Carmen	0	1	----
García	3	16	433%
General Escobedo	10	39	290%
Guadalupe	40	82	105%
Juárez	8	24	200%
Monterrey	86	183	113%
Salinas Victoria	0	1	----
San Nicolás de los Garza	27	60	122%
San Pedro Garza García	6	12	100%
Santa Catarina	12	31	158%
Santiago	6	13	117%
Total	232	556	140%

Fuente: Elaboración propia con datos de la CRE.

Tabla A2. Prueba de autocorrelación

H0: Sin autocorrelación de primer orden

F(1, 523) = 4.026

Prob > F = 0.0453

Fuente: Elaboración propia con datos de *PETROIntelligence* (2017), CRE (2017) y NASDAQ (2017).

Tabla A3. Prueba de heterocedasticidad

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ para toda i

chi2 (552) = 1.2E+28

Prob>chi2 = 0.0000

Fuente: Elaboración propia con datos de *PETROIntelligence* (2017), CRE (2017) y NASDAQ (2017).

Tabla A4. Resultados del modelo con efectos fijos y errores Driscoll–Kraay

	MA1	MA2
	LnP bajo oct	LnP alto oct
Competencia 1km	-0.00014** (0.00005)	-0.00006 (0.000057)
Competencia 1km-2 km	0.00017 (0.00011)	0.00024* (0.00012)
Competencia 2km-3km	0.00014*** (0.00004)	0.00009** (0.00004)
log precio internacional	0.50958*** (0.07112)	0.41445*** (0.0006)
Dummy post liberación	-0.03116*** (0.00054)	-0.02728*** (0.0011)
dicotomica_lugar	-0.0274*** (0.00418)	0.00489 (0.00339)
log num vehículos	0.00221*** (0.00037)	0.00228*** (0.00028)
<i>N</i>	5003	5002

Notas: Estimaciones con efectos fijos por gasolinera y por periodo. Los errores estándar se calcularon con el método de Driscoll–Kraay (Hoechle, 2007), robustos a heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia transversal entre secciones del panel. Errores estándar en paréntesis . * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con datos de *PETROIntelligence* (2017), CRE (2017) y NASDAQ (2017).