

**UNIVERSIDAD
PANAMERICANA**

**Escuela de Gobierno y Economía
Posgrado**

Competencia y Colusión en el Mercado Mexicano de Gasolinas

Edgar Ivan Faustino Cruz

Doctor en Economía y Regulación Energéticas

Director de la tesis: Dr. José Carlos Ramírez

Ciudad de México, a 13 de febrero de 2025

Contenido

Contenido	2
1. Introducción	4
Capítulo 1 Determinantes de precios, poder de mercado y colusión: Revisión de enfoques teóricos y estado del arte	7
1.1.1 Elasticidad de la demanda de gasolina	7
1.1.2 Transmisión asimétrica de precios	10
1.2. Poder de mercado y Colusión	13
1.2.1 Los modelos de competencia monopolística (MCM)	17
1.2.1.1 MCM con consumidores de distintas preferencias.....	19
1.2.1.2 MCM con costos heterogéneos	20
1.2.2 Modelos de colusión y detección de conductas anticompetitivas	21
1.2.3 El Modelo Markov-switching para evaluar colusión en el ciclo económico.	26
1.2.4 La importancia de los estudios de colusión y competencia monopolística en esta tesis.	29
Capítulo 2 Análisis de la Cadena de Valor y Factores Determinantes en el Mercado de Combustibles en México.	31
2.1 Condiciones generales de suministro de gasolinas de México.....	31
2.2 Redes de almacenamiento y transporte	32
2.3 Ventas al mayoreo o Ventas de Primera Mano (VPM).....	33
2.4 Impuestos	36
2.5 Hechos estilizados.....	38
2.5.1 Grupos de interés.....	40
2.5.2 Margen de Beneficio	42
2.5.3 Nuevos competidores	45
2.6 Discusión.....	48
Capítulo 3: Tratamiento de las Hipótesis.....	49
3.1 Descripción y base de datos utilizados.....	49
3.2.1 Estimación del modelo de competencia monopolística	52
3.2.3 Procedimiento de estimación del modelo de competencia monopolística	53
3.2.4 Resultados de las estimaciones del modelo de competencia monopolística	54
3.2.5 Discusión de la prueba de hipótesis del modelo de competencia monopolística	67
3.3.1 Estimación del modelo de ciclos económicos y colusión	68
3.3.2 Procedimiento de estimación de los modelos de colusión y ciclos económicos	69
3.3.3 Resultados de las estimaciones del modelo de colusión y ciclos económicos	71
3.4 Una breve aproximación mediante variance screens.	79

3.3.5 Discusión.....	83
Capítulo 4: Conclusiones y Propuestas.....	84
Bibliografía	87
Anexo 1. Resultados de $\ln p_i = \alpha + \beta \ln \text{densidad}_i + \phi X_i + u_i$ y $u_i^2 = d + \gamma \ln \text{densidad}_i + v_i$	91
Anexo 2. Resultados de $\ln \text{margen}_i = \alpha + \beta \ln \text{densidad}_i + \phi X_i + u_i$ y $u_i^2 = d + \gamma \ln \text{densidad}_i + v_i$	104
Anexo 3. Elasticidades precio-demanda por entidad federativa (oct-2028 a enero 2021)	116
Anexo 4 Pruebas de raíz unitaria de ADF.....	118
Anexo 5. Estimaciones para el modelo de Markov bivariado, asumiendo varianzas distintas	122
Diferencias precios.....	122
Diferencias cantidades.....	125
Anexo 6. Estimaciones para el modelo de Markov bivariado, asumiendo misma varianza	128
Diferencias precios.....	128
Diferencias cantidades.....	131
Anexo 7. Pruebas de diferencias de medias	133
Anexo 8. Pruebas de diferencias de varianzas	138
Anexo 9. Pruebas de Normalidad.....	141

1. Introducción

Las gasolinas tienen gran relevancia para la economía nacional. De acuerdo con las Prospectivas de Petróleo Crudo y Petrolíferos 2018-2032 de (SENER, 2018), el 80% de la demanda de petrolíferos se destina a las necesidades de transporte y, de ese porcentaje, el 90% es absorbido por el parque automotriz. Las gasolinas y diésel son los principales combustibles empleados en el autotransporte (70%) por vía terrestre, pues solo en 2017, el 69.3 % de la carga transportada y el 93.5 % de viajeros se desplazaron por carretera.

Durante décadas, las estaciones de expendio de gasolina en México operaron exclusivamente bajo la marca de la compañía petrolera estatal Pemex y vendieron gasolina a precios minoristas regulados por el gobierno federal. Pero a partir de 2016, las empresas privadas fueron habilitadas por el gobierno para importar, transportar, almacenar, distribuir y vender gasolina y diésel, como parte de la reforma energética iniciada dos años atrás. La desregulación de estas actividades estuvo acompañada por una liberalización de precios (desde 2017) para favorecer aún más la competencia del mercado interno mediante la participación privada.

El objetivo de esta tesis es analizar el impacto de la competencia promovida por la reforma energética de 2013 sobre los precios del mercado mexicano de gasolina magna entre 2018 y 2021. La idea es evaluar los efectos de la liberalización de precios sobre la estructura de mercado pre-monopólica en un periodo en el que se observa, al menos jurídicamente, la eliminación de las barreras legales a la entrada. Se toma como referencia la gasolina magna porque es la de mayor consumo en el país. En 2018, el 84% de los 781 mil barriles de gasolinas consumidos diariamente en el país fue del tipo magna. De ahí que sea razonable suponer que el estudio de los precios de dicho tipo de gasolina permita generalizar la conducta del mercado de combustibles automotores.

Adicionalmente, la gasolina magna tiene una ponderación en el cálculo del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) del 5.36%, solo superado por la *Vivienda propia* que alcanza una participación de 12%, de una canasta compuesta por 299 productos (Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2020)ⁱ. Como consecuencia, su peso en el gasto mensual de las familias mexicanas es significativo, sobre todo si consideramos que gran parte del 4.97 % dedicado a combustibles, aceites, reparaciones de llantas, pensiones y otros servicios para vehículos de uso particular por las familias es gastado en gasolina.

El desarrollo del objetivo involucra el tratamiento de los diversos aspectos que rodean a la determinación de precios de las gasolinas en diferentes estructuras de

mercado. Se trata de una tarea ardua porque la fijación de precios requiere, por lo general, del estudio del margen de ganancia de las empresas bajo condiciones de colusión, lo cual complica el análisis. En la literatura internacional se han empleado, preferentemente, variantes del modelo de Bertrand para predecir el comportamiento de los competidores de precios en presencia de colusión, pero no siempre con resultados concluyentes. Como se explica más adelante, esos resultados, aunque debatibles, describen panoramas más realistas que aquellos producidos por los modelos de competencia perfecta o del tipo Cournot (Perdiguero & Jiménez, 2009).

En México, la mayoría de las investigaciones se ha centrado en analizar la elasticidad precio y elasticidad ingreso de la demanda de gasolinas sin considerar las condiciones de competencia (véase por ejemplo (Reyes, Escalante, & Matas, 2010), (Ferrer & Escalante, 2014), (Galindo, 2005)). No hay, prácticamente, trabajos que revelen la influencia del poder de mercado o de las conductas colusorias sobre la fijación de precios. De aquí que la tesis busque llenar este vacío mediante la prueba de las siguientes dos hipótesis:

- 1) No hay una relación directa entre el número de competidores y el precio promedio de la gasolina magna.
- 2) Los agentes con mayor poder de mercado establecen acuerdos de colusión que les permiten fijar precios superiores a los que se observarían en un mercado competitivo.

Los enunciados de estas hipótesis recuperan un hecho presente en la apertura de expendios de gasolina en México y es que los entrantes nacionales y extranjeros son grandes jugadores. Su ingreso al mercado mexicano de petrolíferos no es parecido a una entrada de *novo* sino de ramificaciones de empresas establecidas. Por eso es que las hipótesis buscan mostrar en qué medida la apertura indiscriminada a la participación privada limita el desarrollo de una competencia efectiva en el mercado nacional de gasolinas. En la prueba de ambas hipótesis se utilizan variables alternativas, como los precios promedios, debido a la carencia de información disponible, por ejemplo, sobre los precios de ventas de primera mano para ciertos años. Del mismo modo, la falta de acceso a datos de ventas por gasolinera impide calcular participaciones de ventas u otros índices de concentración de amplio uso.

Aún con estas carencias, el trabajo estadístico empleado para la constatación de las dos hipótesis es variado y sólido. En concreto, para la primera hipótesis se estima un modelo de competencia monopolística basado en (Carlson & McAfee, 1982), (Perloff & Salop, 1985), en el que se emplean métodos de datos panel de

efectos aleatorios con estimadores de mínimos cuadrados generalizados, libres de errores de especificación (robustos). La información usada en su calibración incluye registros de precios diarios de gasolina para 3039 estaciones expendedoras entre octubre de 2018 y enero del 2021ⁱⁱ. La muestra incluye las marcas de Pemex, BP, Chevron, Costco, Exxon, Total, G500, Repsol, Shell, Gulf y Windstar en la que cada estación de servicio es asignada a su terminal de almacenamiento más cercana entre las 18 opciones diferentes incluidas en el análisis. Una innovación del presente trabajo consiste en clasificar las estaciones de servicio por Grupos de Interés Económico (GIE), y no solo por marcas comerciales. En este sentido, la muestra se divide en 175 grupos de interés económico.

En la prueba de la segunda hipótesis se utiliza un modelo *Markov-switching* para estimar sistemas de precios múltiples, con el auxilio de un modelo bivariado sin dinámica autorregresiva (Engel & Hamilton, 1990) y (Hamilton J. , 1990). Con la finalidad de analizar la crisis de 2020, la estimación incorpora por entidad federativa los datos de la serie ampliada hasta enero del 2021, correspondientes a las mismas gasolineras del modelo anterior.

En ambos casos, los resultados revelan que si bien la competencia reduce los precios en una región, la baja es contrarrestada por la acción de ciertos grupos económicos que ejercen su poder de mercado mediante prácticas colusorias. Esta relación destacada por las hipótesis entre el poder de mercado, la colusión y la fijación de precios, evidencia los riesgos de la liberalización ilimitada del mercado mexicano de gasolinas, a la vez que demanda la necesidad de fortalecer su supervisión regulatoria. Con mercados segmentados en los que se manifiestan diferentes poderes de mercado, la fijación de precios se desarrolla bajo el amparo de mecanismos poco transparentes asociados con abusos de dominancia o monopolización. En este sentido, la tesis aporta valiosas lecciones para el diseño de políticas y prácticas regulatorias, que pueden ser útiles para otros países que enfrentan dilemas similares en la promoción de la competencia y la protección del consumidor en sectores estratégicos.

La tesis se divide en cuatro capítulos. El primero analiza los diferentes enfoques utilizados para explicar la determinación de los precios de la gasolina y expone los modelos, a utilizar en las pruebas de las dos hipótesis. El segundo capítulo ofrece una descripción general del mercado de gasolina en México. En el capítulo 3 se muestra la calibración estadística de los modelos, así como una discusión de los resultados obtenidos en el contexto de la literatura económica. En el último capítulo se resumen los principales resultados y se destacan algunas implicaciones y propuestas del trabajo.

Capítulo 1 Determinantes de precios, poder de mercado y colusión: Revisión de enfoques teóricos y estado del arte

No obstante que la determinación de los precios de la gasolina es un tema largamente estudiado, aún quedan algunos vacíos en la literatura que merecen ser analizados con mayor profundidad. Uno de esos vacíos es la relación entre el poder de mercado, colusión y la fijación de los precios de gasolina, materia central de esta tesis. Para avanzar en el entendimiento de esta relación revisaremos, primero, temas bien establecidos en la literatura como los de elasticidad de la demanda y transmisión asimétrica de precios para, enseguida, proceder a estudiar en detalle los elementos centrales para las pruebas de las hipótesis y que están relacionados con los modelos de competencia monopolística, colusión y detección (*screening*).

1.1.1 Elasticidad de la demanda de gasolina

El tema clásico de la literatura especializada es, por excelencia, la medición de la elasticidad de la demanda de gasolina. No hay prácticamente estudio sobre el mercado de la gasolina que no incluya el cálculo de las elasticidades precio e ingreso de la demanda. Y es que el conocimiento del grado de respuesta del consumo de la gasolina ante cambios en los precios e ingresos es importante para establecer políticas impositivas o de combate a la pobreza, por señalar sólo algunos ejemplos. Por eso es que una buena parte de los trabajos sobre el tema se basa en encontrar los valores y métodos estadísticos más robustos para estimar las elasticidades, como se puede apreciar en el cuadro I.

Cuadro I. Comparativo de resultados de investigaciones relativas a inelasticidad de la demanda.

Título	Autor(es)	Método	Resultados
Inelasticidad de la demanda de gasolina en Fiji	Rao & Rao (2009)	series de tiempo	La demanda de gasolina en Fiji es inelástica tanto a precios como a ingresos.
Inelasticidad de la demanda de gasolina en México (1960-2008)	Reyes, Escalante & Matas (2010)	series de tiempo	La demanda de combustible en México es sensible a la trayectoria del ingreso y es inelástica a los precios en ambos períodos de largo y corto plazo.

Título	Autor(es)	Método	Resultados
Inelasticidad de la demanda de gasolina en México (1980-2012)	Ferrer & Escalante (2014)	series de tiempo	La demanda de gasolina en México es sensible al ingreso e inelástica al precio en el corto plazo.
Elasticidades de la demanda de gasolina en México	Galindo (2005)	Estimación con datos de consumo de gasolina a nivel nacional	Las elasticidades de la demanda de gasolina en México varían entre -0.05 y 0.20 en el corto plazo y entre -0.20 y -0.40 en el largo plazo (excepto en el sector residencial).
Elasticidad precio de la demanda de gasolina en México (1997-2003)	Ibarra Salazar & Sotres Cervantes (2008)	Panel de datos combinando series de tiempo y sección cruzada	La elasticidad precio estimada para la demanda de gasolina en la región fronteriza y no fronteriza de México es negativa. En la región no fronteriza, varía entre -0.15 y -1.06 (promedio de 0.67), mientras que en la región fronteriza varía entre -0.67 y -1.57 (promedio de 1.18), lo que indica mayor sensibilidad en la frontera norte debido a la competencia entre gasolineras.
Sesgo hacia la inelasticidad en las estimaciones de demanda de gasolina en Estados Unidos	Coglianesse, Davis, Kilian & Stock (2017)	Análisis de mínimos cuadrados	Las estimaciones de mínimos cuadrados del consumo de gasolina en Estados Unidos están sesgadas hacia cero (inelasticidad) debido a la endogeneidad de los precios. El comportamiento anticipatorio de los compradores de gasolina explica este resultado.

Título	Autor(es)	Método	Resultados
Elasticidades de la demanda de gasolina por vehículo en México	Crôtte, Noland & Graham (2010)	Modelo de cointegración de series de tiempo y modelo GMM de panel	Las elasticidades de la demanda de gasolina por vehículo en México difieren entre los niveles nacional y local, con respuestas de precios menores en la Ciudad de México y elasticidades insignificantes con respecto a las tarifas del metro, lo que indica poca sustitución entre distintos medios de transporte.

De acuerdo con el cuadro anterior, los resultados de los estudios internacionales muestran un patrón más o menos recurrente en las características inelásticas de corto y largo plazos de las elasticidades precio de las demandas de gasolinas, pero no así en las elasticidades ingreso. En este último caso, la experiencia es mixta porque las estimaciones revelan, más bien, sensibilidad de la cantidad demandada de gasolina a cambios del ingreso en el largo plazo. Independientemente de estas diferencias, los dos tipos de elasticidades incrementan su valor absoluto cuando se incluyen variables indicativas de mayor competencia.

En México, se cuenta con varios estudios para diversos periodos y regiones. (Reyes, Escalante, & Matas, 2010) encuentran que, entre 1960 y 2008, las elasticidades de corto y largo plazos de la demanda de combustible son sensibles a la trayectoria del ingreso e inelásticas a los precios. (Ferrer & Escalante, 2014) llegan a la misma conclusión, pero ahora con datos del periodo 1980-2012. Por su parte, (Galindo, 2005) calcula, con base en datos anuales de consumo nacional de gasolina para el periodo 1965-2001, que el valor de la elasticidad de la demanda precio tanto en el corto como en el largo plazo es no es estadísticamente diferente de cero, mientras que la elasticidad ingreso en el largo plazo es menor (0.54) que en el corto plazo (0.84)

(Ibarra Salazar & Sotres Cervantes, 2008) estiman la elasticidad precio de la demanda de gasolina para la zona fronteriza y el resto de México, utilizando un panel de datos que combina series de tiempo mensuales de enero de 1997 a diciembre de 2003, con datos de sección cruzada de los estados. Sus resultados indican que la elasticidad precio de la demanda para la región no fronteriza varía

entre -0.15 y -1.06 (con un promedio de -.67), en tanto que para la frontera norte los valores oscilan entre -0.67 y -1.57 (con un promedio de -1.18). Las diferencias se explican por la mayor competencia enfrentada por las gasolineras de la frontera norte, que provoca que la demanda de gasolina sea más sensible a los cambios en los precios.

Es importante considerar que los cálculos de las elasticidades pueden ser afectados por aspectos técnicos o conductuales. (Coglianese, Davis, Kilian, & Stock, 2017) argumentan, por ejemplo, que las estimaciones de mínimos cuadrados del consumo de gasolina en Estados Unidos están sesgadas hacia cero (inelasticidad), dada la endogeneidadⁱⁱⁱ de los precios de la gasolina. La endogeneidad es producida por el comportamiento anticipatorio de los compradores antes cambios en los impuestos, que aumenta o retrasa las compras de gasolina. Una solución aparentemente natural a este problema es instrumentar los precios de la gasolina utilizando los impuestos, pero este enfoque tiende a producir elasticidades de precios demasiado grandes.

El nivel de desagregación de los datos influye en los cálculos, como lo demuestra (Crôtte, Noland, & Graham, 2010), al comparar elasticidades de demanda de gasolina por vehículo a nivel nacional y local en México. Utilizando un modelo de cointegración para las elasticidades nacionales y un GMM para las de las entidades federativas, los autores concluyen que, aunque los signos de las elasticidades coinciden, sus magnitudes varían significativamente. Por ejemplo, las respuestas de la demanda de gasolina ante cambios de precio son menores en la Ciudad de México que en el promedio nacional, y las elasticidades respecto a las tarifas del metro son insignificantes, indicando poca sustitución entre medios de transporte.

En resumen, los estudios internacionales muestran que las elasticidades precio tienden a ser inelásticas en el corto y largo plazo, mientras que las elasticidades ingreso revelan mayor sensibilidad en el largo plazo. En México, diversas investigaciones corroboran el patrón inelástico de las elasticidades precio y la mayor elasticidad ingreso de largo plazo. No obstante, los cálculos pueden verse afectados por aspectos técnicos como la endogeneidad de precios o el nivel de desagregación de datos.

1.1.2 Transmisión asimétrica de precios

Otro tema relevante es la transmisión asimétrica de precios por su importancia en la regulación y política energéticas. La asimetría ocurre cuando los efectos de los precios *downstream* son diferentes a los de los precios *upstream*, lo que provoca, por ejemplo, que los consumidores paguen más por la gasolina cuando los precios

del petróleo aumentan, que lo que ahorran cuando éstos bajan. El impacto de este efecto diferencial es regularmente significativo en los presupuestos familiares, especialmente en los de las familias de bajos ingresos.

El cuadro II muestra los resultados más relevantes de la literatura informalmente conocida como *rockets and feathers* (Bacon, 1991). En particular, destaca el hecho de que los precios de los productos finales de la gasolina reaccionan más rápido a los aumentos de los precios de los insumos que a sus disminuciones y que esa respuesta es de corta duración en los mercados spot de gasolina.

Cuadro II. Comparativo de resultados de investigaciones relativas a Transmisión asimétrica de precios.

Título	Autor	Método	Principales Resultados
Explicación teórica del patrón "rockets and feathers"	Tappata (2009)	Teórico	La respuesta asimétrica de las empresas a los choques de costos se debe al hecho de que los consumidores están imperfectamente informados sobre los precios del mercado y el costo de producción de la industria.
Prácticas de fijación de precios en el mercado español de combustibles	Pilart, Correljé, & Palacios (2009)	análisis de elasticidad de precio-demanda	Los precios finales de la gasolina reaccionan asimétricamente a incrementos y decrementos del precio de referencia. La asimetría se atribuye más a los objetivos de inflación que al poder de mercado.
Búsqueda de consumidores y precios de la gasolina	Lewis & Howard (2011)	Modelos de elección discreta	Los consumidores aumentan su búsqueda cuando los precios de la gasolina suben, pero la búsqueda a la baja de precios es menor. La dispersión de los precios al consumidor disminuye a medida que los precios aumentan.

Título	Autor	Método	Principales Resultados
Análisis de la asimetría en los precios de la gasolina	Chesnes (2016)	Modelo de corrección de errores	La agregación y la serie de precios elegida por el investigador puede afectar el grado de asimetría.
Asimetría de precios y poder de mercado en el sur de California	Verlinda (2008)	análisis de regresión de panel	Las estaciones con características específicas de sitio y mercado local tienen una mayor asimetría de respuesta de precios. El poder de mercado local puede aumentar la asimetría de los precios.
Comparación de modelos para analizar asimetrías de precios	Manera & Grasso (2007)	Comparación de modelos de corrección de errores	La presencia de asimetrías varía según el modelo y los países analizados.

Los precios rígidos y las asimetrías de respuesta en el mercado de la gasolina se deben, en parte, al poder del mercado minorista. (Tappata, 2009) sugiere que la respuesta asimétrica de las empresas se debe a la imperfecta información de los consumidores sobre los precios del mercado y los costos de producción. Las decisiones de búsqueda de los consumidores afectan la elasticidad de la demanda y, por lo tanto, la transmisión de costos. La transferencia ejercida por las empresas es diferente cuando el costo cae que cuando aumenta debido a la correlación serial de los costos y a la dependencia del número de consumidores informados en el mercado.

En otra línea de argumentación, (Pilart, Correljé, & Palacios, 2009) investigan las prácticas de fijación de precios de combustibles en el mercado español de autotransporte tras la liberalización, utilizando datos de precios de referencia y promedios finales semanales. Sus resultados sugieren que el precio final reacciona asimétricamente más por objetivos de inflación que por poder de mercado. (Lewis & Howard, 2011) muestran que los consumidores aumentan sus costos de búsqueda cuando suben los precios de la gasolina, reduciendo la dispersión de precios al consumidor debido a la mayor penalización por desviaciones de la norma del mercado. (Chesnes, 2016) analiza cómo la agregación de series de precios afecta la asimetría usando un modelo de corrección de errores que evidencia una asimetría de transferencia basada en los precios al mayoreo y en la relación de estante a minorista. Los precios minoristas suben de tres a cuatro veces más rápido de lo que caen.

Respecto a la asimetría vinculada con el poder de mercado, (Verlinda, 2008) concluye que las estaciones con características específicas de sitio y mercado locales tienen un grado de respuesta al precio más alto que aquellas que no las tienen. La presencia de estas características provoca que el poder de mercado intensifique la asimetría en la respuesta de precios. En particular, los efectos de la marca, el aislamiento geográfico y otras características del sitio propician la coordinación tácita en la fijación de precios entre las estaciones. El estudio está basado en un conjunto de datos de precios semanales de las gasolineras del sur de California entre septiembre de 2002 y mayo de 2003.

Debido a que parte de la literatura no evalúa el impacto de la especificación econométrica en los resultados, (Manera & Grasso, 2007) dedican su artículo a comparar tres modelos populares para evaluar asimetrías en precios de gasolina de países europeos (1985-2003). Todos los modelos capturan rezagos en la reacción minorista a cambios de precios, pero varían en la detección de asimetrías. El modelo asimétrico muestra asimetría en la distribución para todos los países. El de umbral autorregresivo la rechaza rotundamente, especialmente en Francia y Alemania. El de cointegración de umbral encuentra asimetría de largo plazo en todos los países ante cambios en precios del crudo.

En resumen, los estudios revelan que los precios minoristas de gasolina reaccionan más rápidamente a los aumentos en los precios del petróleo crudo que a las disminuciones. La respuesta se atribuye a la falta de información de los consumidores sobre los precios del mercado y los costos de producción, a los objetivos de inflación y al poder de mercado local y, en ciertos casos, al modelo utilizado en la estimación.

1.2. Poder de mercado y Colusión

El análisis del poder de mercado y la colusión es crucial para comprender la formación de precios en el mercado de la gasolina. Estas variables influyen significativamente en los precios finales y el bienestar social. El poder de mercado se refiere a la capacidad de las empresas para elevar precios por encima del nivel competitivo, debido a su posición dominante. Su existencia obedece a la concentración de la oferta, diferenciación de productos o a las barreras de entrada, por mencionar los factores más importantes. En el mercado de combustibles, el poder de mercado es particularmente relevante por las características estructurales de la industria, delineadas por la presencia de grandes multinacionales y la importancia de las economías de escala en producción y distribución.

Por otro lado, la colusión implica la coordinación explícita o tácita entre empresas competidoras para fijar precios o restringir la oferta, con el fin de maximizar sus beneficios conjuntos. Esta práctica anticompetitiva puede adoptar diversas formas, que incluyen desde acuerdos abiertos hasta estrategias más sutiles de señalización y comportamiento paralelo. En concreto, la literatura registra distintos modelos que analizan la forma en que la diferenciación de productos y las estrategias de fijación de precios influyen en la competencia de la industria del combustible (ver cuadro III).

Cuadro III. Comparativo de resultados de investigaciones relativas a Poder de Mercado.

Título	Autor(es)	Método	Resultados
Modelo de diferenciación de productos y poder de mercado	Perloff & Salop (1985)	Modelo de oligopolio	A medida que aumenta el número de empresas, el margen precio-costo de equilibrio no desaparece. Se puede obtener un equilibrio en el que cada una de un gran número de pequeñas empresas tenga un grado significativo de poder de mercado.
Discriminación de precios en el mercado minorista de gasolina	Shepard (1991)	Ecuaciones de oferta y demanda	Las empresas de gasolina discriminan entre los consumidores, cobrando precios más altos a los consumidores que están dispuestos a pagar más.
Competencia y precios en el mercado mexicano de gasolina	Banco de México (2019)	Análisis de datos	El mercado de la gasolina en México se ha vuelto más competitivo en los últimos años.
Impacto de las estaciones sin bandera en los precios de venta de gasolina	Plauchu Rosale & Del Valle Molina (2019)	Modelo OLS con efectos fijos a nivel de marca	La presencia de estaciones sin bandera tiene un efecto negativo en los precios de las estaciones de marca,

Título	Autor(es)	Método	Resultados
Implicaciones de la teoría de la ubicación en la competencia de las estaciones de gasolina	Netz & Taylor (2002)	Estimación con control de autocorrelación y autorregresión espacial	Las empresas ubican sus estaciones estratégicamente para diferenciar su producto y competir en el mercado.
Relación entre la densidad de estaciones y los precios de la gasolina en áreas de EE.UU.	Barron, Taylor & Umbeck (2004)	Análisis empírico con control de atributos y marca	Un mayor número de estaciones se asocia con una disminución en el precio medio y la dispersión del precio de la gasolina.
Uniformidad y dependencia espacial de precios minoristas de gasolina en Italia	Alderighi & Baudino (2015)	Estimador de máxima verosimilitud logarítmica	Existe uniformidad de precios, especialmente dentro de secciones geográficas de la ciudad.
Competencia espacial y variables dummy en el mercado minorista de gasolina	Cardoso, Uchôa & Gomez (2020)	Uso de variables dummy	La aparición de nuevos rivales cercanos afecta marginalmente la competencia espacial.

Entre las primeras variantes de los modelos de competencia no simétricos destacan aquellos que incorporan las distintas clases de diferenciación de productos: horizontal (relativas a las distintas variedades de productos), vertical (relativas a la calidad del producto) y espacial (relativas a la localización del producto). Así tenemos que (Perloff & Salop, 1985) encuentran con base en un modelo horizontal de diferenciación de productos, que el incremento en el número de competidores no merma el poder de mercado de equilibrio, medido por el margen precio-costos, de las gasolineras que controlan un subconjunto de marcas o tiendas.

Del mismo modo, (Shepard, 1991) prueba, mediante un modelo vertical, que el precio minorista de la gasolina refleja una discriminación de precios basada en la disposición a pagar por el servicio, que puede ocurrir en mercados de múltiples empresas. El resultado es interesante porque, aun cuando el consumidor incurre en costos extras por comprar en distintos puntos de venta, un distribuidor de productos

múltiples puede aumentar el precio del producto de alta calidad y aun así capturar alguna renta de los clientes que prefieren productos de baja calidad. El autor señala que la discriminación de precios ejercida por el minorista agrega, al menos, nueve centavos por galón al precio promedio de la gasolina de servicio completo.

En lo que corresponde a los modelos espaciales cabe aclarar que están fundamentados en el principio de diferenciación mínima, desarrollado inicialmente por (Hotelling, 1929), en su modelo de ciudad lineal. De acuerdo con este principio, los agentes encuentran racional vender artículos similares en el centro del mercado, a fin de capturar el mayor número de consumidores, pero cuidando de localizarse en puntos espaciales con menores costos de transporte. En un escenario en el que las empresas establecidas no pueden cambiar de ubicación, el modelo predice que la entrada de un nuevo rival genera impactos negativos en los precios de las empresas establecidas. Este impacto es mayor cuanto más cerca se instale la firma rival.

Para probar empíricamente el principio, autores como (Netz & Taylor, 2002) utilizan la localización de las estaciones de gasolina del área de Los Ángeles para estimar los efectos de los patrones de demanda, los costos de entrada y ciertos indicadores de competencia sobre la decisión de una gasolinera de ubicarse físicamente más o menos cerca de sus competidores. Mediante un procedimiento de estimación, que controla la autocorrelación, autorregresión espacial, características del mercado y atributos no espaciales del producto, los autores encuentran evidencia de que las empresas deciden ubicar sus estaciones en determinados lugares para diferenciar espacialmente su producto a medida que aumenta la competencia en el mercado.

(Barron, Taylor, & Umbeck, 2004) muestran, por su parte, que un mayor número de estaciones en las áreas de San Diego, San Francisco, Phoenix y Tucson se asocia con una disminución estadísticamente significativa, aunque modesta, del precio medio y su variación en el caso de la gasolina regular, dados los atributos de la estación y la marca. La investigación se basa en cuatro conjuntos de datos que contienen información sobre la ubicación y las características de las más de 3,000 estaciones de gasolina de las cuatro áreas. Los resultados son consistentes con los arrojados por los modelos estándar de competencia monopolística de, (Perloff & Salop, 1985) con excepción de las predicciones hechas en torno a la dispersión de precios asociado con las búsquedas.

(Alderighi & Baudino, 2015) emplean un modelo espacial para analizar el impacto de la competencia en los precios de gasolina y diésel en 25 estaciones de servicio en Italia. El modelo considera la distancia entre estaciones, titularidad y servicios complementarios. Los resultados muestran una uniformidad significativa de precios,

especialmente en la misma zona geográfica. Un tercio de las estaciones responde en un día a los cambios de precios de sus competidores, lo que indica un comportamiento de igualación de precios. Se observa una propagación geográfica discontinua de los precios, con una dependencia espacial de hasta 1,1 kilómetros.

(Cardoso, Uchôa, & Gomez, 2020) analizan los efectos de la competencia espacial en los precios de las estaciones de servicio en Brasil. Utilizando datos detallados de precios y localización, los autores investigan cómo la proximidad entre gasolineras influye en la fijación de precios. Los resultados muestran que la competencia espacial tiene un impacto significativo en los precios minoristas de combustible, con estaciones más cercanas tendiendo a fijar precios más bajos debido a la competencia directa

Con la revisión de estos estudios queda clara la influencia decisiva de factores como la diferenciación horizontal, vertical y espacial de productos, así como las asimetrías de costos entre competidores, en la capacidad de las empresas para fijar precios por encima de los niveles competitivos. Corresponde ahora hacer hincapié en la modelación usada para capturar esos factores en esquemas de colusión, poder de mercado, ciclos económicos y *screening*, que son esenciales para entender el proceso de fijación de precios en el mercado de gasolina. La adaptación de las ecuaciones de estos modelos en la prueba de las hipótesis es de la mayor importancia porque sobre ellas se fundamenta el tratamiento estadístico del capítulo 3.

1.2.1 Los modelos de competencia monopolística (MCM)

Los MCM más representativos de la literatura los podemos resumir con la presentación de un modelo general y dos variantes. El modelo general es una versión modificada del presentado por (Perloff & Salop, 1985). Se trata de un modelo útil para analizar los mercados con productos diferenciados, sobre todo porque estudia la forma en que las empresas responden a cambios en la demanda o en la competencia, mediante la reducción de precios o la adopción de estrategias para enfrentar la entrada de competidores en el mercado de gasolinas.

El modelo considera $N \geq 2$ vendedores en el mercado. Para el vendedor i , la producción de q_i unidades de producción implica un costo fijo común k , y un costo marginal constante α_i . Es decir:

$$C_i(q_i) = k + \alpha_i q_i \dots (1)$$

donde $k > 0$ y $\alpha_i > 0$, $i = 1 \dots N$. Asimismo se considera un valor de reserva común, θ_{ij} , r , menos un costo de "visita" o "búsqueda", v_{ij} ,

$$\theta_{ij} = r - v_{ij} \dots (2)$$

donde L es el número de compradores y los sufijos i, j representan al consumidor j del bien ofrecido por el vendedor i .

Para efectos de simplificación, se supone que el límite superior de la distribución de dichos costos de visita es lo suficientemente bajo como para que los consumidores compren una unidad del bien a precios de equilibrio. Así, para el consumidor j , la ganancia derivada de comprar el producto al vendedor i al precio p_i es:

$$u_{ij} = r - v_{ij} - p_i \dots (3)$$

Si se conocen los precios y los consumidores consideran que el bien se diferencia entre los vendedores, entonces el costo de visita del consumidor j 's para el vendedor i se puede derivar de la distribución no degenerada $F_i(v)$. Con la generalización hecha por (Anderson & De Palma, 2001) y (Perloff & Salop, 1985) se encuentra que el valor realizado por el consumidor j 's del bien ofrecido por el vendedor i , $\theta_{ij} = r - v_{ij}$, es tomado de una distribución que puede variar entre vendedores.

Ahora bien, ya que la correlación sugerida entre la densidad de vendedores y el momento de la distribución de precios es la misma, se espera una menor dispersión de precios promedios más bajos en un mercado con gran densidad de vendedores. La competencia monopolística surge cuando los consumidores se enfrentan a productos diferenciados entre vendedores. El modelo estándar de competencia monopolística supone que todos los vendedores tienen el mismo costo marginal $\alpha_i = \alpha$ y que existe una distribución común entre los vendedores, en la que cada consumidor obtiene el costo de visita del bien ofrecido por cada vendedor ($F_i(v) = F(v)$).

Como muestran (Perloff & Salop, 1985), tales supuestos de simetría pueden resultar en un único precio de equilibrio con ventas esperadas por cada vendedor iguales a L/N . La condición de beneficio nulo determina el número de vendedores, con un equilibrio resultante caracterizado por un mismo precio igual al costo marginal común, α , más el costo fijo promedio, $k/(L/N)$. En este sentido, la dispersión de precios de equilibrio en el modelo estándar de competencia monopolística requiere la introducción de asimetría entre empresas.

1.2.1.1 MCM con consumidores de distintas preferencias

Una primera variante del modelo general se basa en la idea de que los consumidores tienen distintas preferencias por los productos de las empresas, así como acceso completo a sus precios (por ejemplo, a través de una aplicación). Los costos marginales de producción son iguales para todos, pero los costos de "visita" varían entre vendedores. Por ejemplo, un grupo de consumidores puede estar ubicado cerca de oficinas y otro cerca de zonas de construcción. Los vendedores se pueden dividir en grupos (por ejemplo i y k) con diferentes elasticidades-precio. Esto significa que los precios únicos para todos los vendedores no maximizan las ganancias.

$$p_i = m_i \alpha_i, i = 1 \dots N \quad (4)$$

$$\text{donde } m_i = e_i / (e_i - 1) > 1$$

y

$$e_i = -\left(\frac{\partial q_i}{\partial p_i}\right)\left(\frac{p_i}{q_i}\right)$$

La condición anterior implica que el equilibrio se caracteriza por una distribución donde todos los precios son estrictamente positivos $G(p)$. Con una demanda heterogénea, algunos vendedores obtienen mayores ganancias. Se supone que a los vendedores se les asigna una distribución de costos de visitas para clientes potenciales (D). El número de vendedores, N , se determina de manera que aquellos con costo fijo k y costo marginal α esperen una ganancia cero si una de las D distribuciones se asigna al azar. Luego los N vendedores resuelven el valor de Nash para los precios de equilibrio dados por la ecuación 3.

Ahora consideremos el cambio potencial en el precio promedio y su dispersión, medido por la variación del precio, asociado con un aumento en el número de vendedores ya sea debido a un aumento en el número de consumidores, L , o una reducción en el costo fijo, k . (Perloff & Salop, 1985) muestran que, manteniendo constante el número de diferentes tipos de vendedores, D , el aumento en el número de vendedores de cada tipo tiende a aumentar la elasticidad-precio entre los vendedores y, por lo tanto, a reducir márgenes y precios. Esta reducción en los precios de los vendedores sugiere, dado un costo marginal común, que la variación en los márgenes de beneficio disminuye con un aumento en el número de vendedores, reduciendo la dispersión de precios.

1.2.1.2 MCM con costos heterogéneos

En la segunda variante de los MCM las empresas tienen costos diferentes para producir productos similares. Los consumidores conocen los precios cobrados por diferentes vendedores, y la distribución de los "costos de visita" es simétrica entre consumidores y vendedores ($F_i(v) = F(v)$) para las empresas $i = 1, \dots, N$). Pero al extraer los costos marginales de los vendedores de la distribución sin precios negativos $M(\alpha)$, los costos marginales realizados tenderán a diferir entre las empresas.

Debido al supuesto de simetría con respecto a las distribuciones de costos de visita de los vendedores, sabemos que, si todos los vendedores cobran el mismo precio, entonces las elasticidades de los precios y los márgenes de ganancia serán idénticos para todas las empresas. Sin embargo, la asimetría de los costos de producción implica que la condición óptima de fijación de precios en (3) no se aplica a todos los vendedores. Por lo tanto, en equilibrio, habrá diferencias de precios entre los vendedores.

El aumento en el número de vendedores puede ser inducido por un aumento en el tamaño del mercado (medido por el número de consumidores, L) o por una disminución en el costo fijo, k . El aumento resultante en la elasticidad precio de la demanda para cada vendedor disminuye el margen promedio y, por tanto, el precio promedio en el mercado. También se sugiere una reducción en la dispersión de precios, ya que el aumento en la elasticidad-precio iguala los precios de todos los vendedores con sus respectivos costos marginales.

Si bien este modelo se basa en la idea de que las empresas tienen cierto poder de mercado debido a la diferenciación de sus productos, difiere de la anterior variante en que la fuente de ese poder de mercado no proviene de las preferencias de los consumidores sino de los costos diferentes de las empresas. Esta diferencia tiene implicaciones significativas para el análisis empírico.

No obstante, sus diferencias, ambas variantes suponen que las correlaciones entre la densidad de vendedores y los momentos de la distribución de precios son iguales. Por lo tanto, se espera en cualquier modelo que en los mercados con mayor densidad de vendedores haya un precio promedio más bajo y una menor dispersión de precios. La relación es más fuerte a medida que se vincule una mayor densidad de vendedores con un rango más bajo de costos de visita. En particular, para probar

la relación entre el precio esperado y el número de estaciones (densidad), se emplea la siguiente ecuación:

$$\ln(p_i) = \alpha + \beta \ln(\text{densidad}_i) + \phi X_i + u_i \dots \text{(5)}$$

Donde p_i es el precio de la gasolina regular en la estación medido en pesos por litro; (densidad_i) es el número de estaciones dentro de un radio de 3 kilómetros alrededor de la estación i ; X_i es un vector de características específicas de la estación; es un término de error; y \ln es el logaritmo natural. El vector incluye identificadores de grupo de interés económico y marca comercial, así como una variable que refleja la terminal de almacenamiento más cercana a la estación de servicio.

1.2.2 Modelos de colusión y detección de conductas anticompetitivas

Además del poder de mercado, la colusión puede generar precios más altos y menores niveles de producción que en una estructura de competencia perfecta, con la consecuente pérdida de eficiencia y bienestar social. Las prácticas colusorias pueden distorsionar, también, las señales de precios y, por lo tanto, afectar la asignación óptima de recursos en la economía. Por estas razones, el estudio de la colusión tiene un papel preponderante en la regulación de la fijación de precios de la gasolina. El análisis de la coordinación entre empresas y los métodos para detectar conductas colusorias son cruciales para comprender la dinámica de precios en el mercado de la gasolina y sus implicaciones para los consumidores y la competencia, como se muestra en el cuadro IV.

Cuadro IV. Comparativo de resultados de investigaciones relativas a la Colusión.

Título	Autor(es)	Método	Resultados
Formación de carteles en el mercado de la gasolina	Chamberlain (1938)	Análisis teórico	La colusión surge naturalmente en el mercado debido a los incentivos de las empresas para mantener precios colusorios.
El liderazgo de precios y los experimentos de precios en el	Byrne & Roos (2019)	Mínimos Cuadrados ordinarios	La empresa dominante utiliza el liderazgo de precios y experimentos para crear puntos focales que facilitan la coordinación

Título	Autor(es)	Método	Resultados
mercado de la gasolina en Australia			de los precios, suavizando la competencia y aumentando los márgenes de ganancia.
Comportamiento de empresas en el mercado de gasolina en las Islas Canarias	Perdiguero & Jiménez (2009)	Modelo de variaciones conjeturales	El mercado de gasolina muestra un comportamiento cercano a la colusión. No se rechaza el equilibrio colusivo, pero se rechaza la competencia perfecta y a la Cournot.
Patrones de comunicación en acuerdos colusorios	Clark & Houde (2013)	Análisis de extractos de conversaciones	Los acuerdos de colusión en gasolineras en Quebec involucraron patrones de comunicación.
La comunicación y los patrones de precios en un cartel minorista de gasolina australiano	Wang (2008)	Mínimos Cuadrados ordinarios	El modelo MT captura bien la conducta de comunicación y fijación de precios. La comunicación se vuelve una práctica facilitadora cuando las empresas aumentan los precios de forma secuencial.
Comportamiento de los mercados oligopólicos	Stigler (1964)	Análisis teórico	Las decisiones en producción y precios, identificando características de industrias que facilitan acuerdos de cárteles.
Modelo paramétrico de cartel no cooperativo	Green & Porter (1984)	Múltiples ecuaciones de regresión switching	Modelo para probar conductas colusorias, mostrando que las empresas pueden ejercer poder de mercado diferencial a lo largo del ciclo económico,

Título	Autor(es)	Método	Resultados
			exacerbando las fluctuaciones cíclicas.
Inversiones en capacidad productiva	Wilson & Reynolds (2005)	Modelo de inversiones a largo plazo	Mayor variación de precios en recesiones que en auges en casi todas las industrias, con distribuciones de frecuencia diferentes en recesiones respecto a expansiones.
Poder de mercado durante el ciclo económico	Resende (2012)	Modelo de cambio de Markov bivariado	Examina el ejercicio diferencial del poder de mercado durante el ciclo económico, indicando que un modelo de cambio de Markov prevalece en muchos sectores seleccionados.
Detección de conductas anticompetitivas	Harrington & Chen (2004)	Modelo teórico de precios de cartel	La trayectoria de precios del cartel tiene dos fases: una fase de transición con precios que aumentan y una fase estacionaria donde los precios responden a costos pero son menos sensibles.
Métodos para detectar cárteles	Harrington J. (2005)	Análisis de detección colusión	Expone métodos para detectar cárteles, destacando que la evidencia de colusión debe ser discernible con datos de precios o cuotas de mercado, la prueba debe ser automatizada y difícil de vencer para el cartel.

En un trabajo pionero (Chamberlain, 1938) sostiene que la colusión surge naturalmente en el mercado porque cada empresa reconoce el incentivo a mantener un precio colusorio, en lugar de reducir los precios de los rivales. El principal desafío para el desarrollo de la colusión es la complejidad de su celebración, ya que no es fácil determinar cómo y cuándo aumentar los precios, quién inicia o secunda el acuerdo y qué se espera de los rivales. Para aclarar su complejidad otros estudios han resaltado diversos determinantes.

Con el apoyo de un modelo de variaciones conjeturales desarrollado inicialmente por Parker y Röller (1997), (Perdiguerro & Jiménez, 2009) encuentran, por ejemplo, evidencia significativa de colusión entre las empresas del mercado minorista de gasolina de las islas canarias, entre 2003 y 2005, por el comportamiento de sus precios, población, turistas, y costos marginales. En sus estimaciones, las cuatro variables resultan significativas y con signos esperados. La estimación de demanda muestra elasticidad-precio inelástica de -0.47. (Clark & Houde, 2013), por su parte, documentan acuerdos colusorios en la fijación de precios (2005-2006) en 128 estaciones de gasolina y 64 empresas de Quebec. Utilizan dos modelos de demanda para estimar transferencias de participación de mercado con retrasos en los ajustes de precios, y un juego de precios dinámico para calcular cambios en frecuencia de desviaciones y niveles de castigo. Prueban que retrasos en los ajustes de precios pueden generar transferencias sustanciales, incluso durante los aumentos de precios así como ciclos de precios asimétricos en un acuerdo colusorio.

Otros elementos importantes en la explicación de la colusión se hallan en (Wang, 2008) quien analiza la forma en que los líderes de un cartel minorista de gasolina en Australia coordinan aumentos de precios mediante llamadas telefónicas para notificar intentos, verificar seguimiento y poner fin a posibles guerras de precios. La comunicación facilita los aumentos secuenciales en forma coordinada. En la misma línea, (Byrne & Roos, 2019) concluyen que, tras evaluar una muestra de estaciones en Australia entre 2001 y 2015, la empresa dominante utiliza el liderazgo de precios y los experimentos de precios para crear *puntos focales* (cambio de precios en un día específico de la semana y magnitud del cambio preestablecida) y, de esa manera, facilitar la coordinación de los precios, suavizar la competencia y aumentar los márgenes de ganancia. No obstante que el acuerdo promueve los incrementos de precios y limita los incentivos a modificar los precios en días distintos a los del punto focal, los autores reconocen que existe poca evidencia sobre cómo y cuándo se generan estos acuerdos colusorios. Finalmente, (Green & Porter, 1984) estudian la influencia de las características de las industrias que facilitan los acuerdos, señaladas por Stigler (1964), para comprobar que las empresas ejercen su poder

de mercado derivado de la colusión en forma diferencial a lo largo del ciclo económico.

Como parte de las investigaciones sobre los determinantes de la colusión, sobresale el uso de mecanismos de detección (*screening*) de las prácticas colusorias. Los *screens* son una herramienta económica, estadística o conductual para identificar conductas anticompetitivas que utilizan precios y elementos de producción, ofertas o cuotas de mercado. El propósito del *screening* es identificar los mercados en los que se sospecha colusión. La verificación trata sistemáticamente de excluir la competencia como explicación del comportamiento observado y de proporcionar evidencia en apoyo de la colusión. Aunque el *screening* puede implicar observar los patrones de precios, la verificación requiere controlar la demanda y los factores de costo y cualquier otra variable necesaria para distinguir entre la colusión y la competencia. Finalmente, la tarea en la etapa de enjuiciamiento es desarrollar evidencia económica que sea suficiente para persuadir al tribunal o a algún otro organismo administrativo de que ha habido una violación a la ley.

El modelo MT (Maskin & Tirole, 1988) asume que las empresas resuelven el problema de la guerra de desgaste de manera tácita al emplear estrategias mixtas. A medida que aumenta el número de empresas, la probabilidad de que todos menos uno aumente los precios consecutivamente se vuelve muy pequeña; por lo tanto, la probabilidad de que un intento de aumento de precios sea exitoso también se vuelve muy pequeña. Consecuentemente las empresas tienen el incentivo de coordinar los aumentos de precios mediante el uso de estrategias puras.

(Harrington & Chen, 2004) desarrollan un modelo teórico de precios de cártel donde se especifica una estructura plausible de costos de detección y en el que la trayectoria de los precios del cártel se compone de dos fases: transición y estacionaria. Durante la fase de transición, el precio generalmente aumenta y no responde a los shocks de costos, mientras que durante la fase estacionaria, el precio responde al costo pero en menor grado que en el caso de no colusión o monopolio simple.

(Harrington J. , 2005) expone varios métodos para detectar cárteles y distinguir la colusión de la competencia. Respecto al *screening* el autor resalta que hay al menos tres criterios para la detección. En primer lugar, la evidencia de colusión debe ser discernible con solo observar los precios o las cuotas de mercado. En segundo lugar, la prueba debe ser automatizada para que pueda realizarse con una intervención humana mínima. El tercer criterio es que el *screen* debe ser “costoso”

de vencer para el cartel. En términos prácticos, la selección debe basarse en datos fácilmente disponibles que, en muchos casos, se refieren exclusivamente a precios.

1.2.3 El Modelo Markov-switching para evaluar colusión en el ciclo económico.

Los modelos de ciclos económicos y colusión son útiles, como ya dijimos, para estudiar el mercado de gasolineras, porque explican cómo las condiciones macroeconómicas afectan la capacidad de coordinación estratégica entre empresas. Mediante su combinación es posible afirmar que los efectos de la colusión sobre el poder de mercado de las empresas son variables en las distintas etapas del ciclo económico. En concreto se sabe que, en un régimen de demanda expansivo, el precio competitivo es un equilibrio de estrategia pura de Nash en el corto plazo. En cambio, en un régimen recesivo, los precios se establecen por encima del nivel competitivo, lo que genera un patrón anticíclico en relación con el poder de mercado. En los regímenes recesivos, las empresas utilizan estrategias mixtas de precios, lo que favorece una mayor variabilidad en los precios.

La literatura más reciente explora dos implicaciones empíricas: (i) la mayor volatilidad de los precios durante el régimen recesivo; y (ii) las distintas distribuciones de los cambios de precios para los regímenes del ciclo. Estas implicaciones son regularmente tratadas con especificaciones de Markov que incorporan cambio de regímenes (o Markov-switching), debido a su cualidad de evaluar sistemas de precios múltiples. En su tratamiento estadístico, estos modelos de Markov son examinados en términos de un modelo de bivariado sin dinámica autorregresivo, tal como se especifica en (Engel & Hamilton, 1990) y (Hamilton J., 1990). En concreto el modelo de *Markov-switching* se puede expresar de la siguiente manera:

$$y_t | S_t \sim N(\mu_{st}, \Omega_{st}) \dots (I)$$

Es decir, la distribución condicional normal depende del estado (o régimen) no observado S_t en el período t y admite la posibilidad de distintas medias y variaciones en los regímenes de recesión y expansión; $y_t = [q_t p_t]'$ donde los argumentos son, respectivamente, los cambios en cantidades y precios; μ_1^q y μ_2^q , denotan, respectivamente, la media de los cambios de cantidad en los regímenes 1 y 2, mientras que μ_1^p y μ_2^p indican la media de los cambios de precio en los regímenes 1 y 2. La varianza de un cambio en el precio o la cantidad bajo los dos regímenes se indican mediante σ con los superíndices y subíndices usados para las medias de precios.

Para evaluar la idoneidad de los modelos de oligopolio no colusorios es necesario en primer lugar estimar cambios en cantidades y precios con un modelo bivariado *Markov-switching*. También se deben realizar pruebas de especificación para comprobar la prevalencia de regímenes diferenciados en los mercados seleccionados. Específicamente, se realiza una prueba de Wald sobre la igualdad de medias entre regímenes para una de las series de componentes de y_t que se distribuye asintóticamente como X^2 , bajo la hipótesis nula de medias iguales en todos los regímenes.

Posteriormente, se utiliza la prueba de razón de verosimilitud para probar la igualdad de varianzas de los cambios de precios en los regímenes. La prueba habitual se implementa comparando el valor de probabilidad máxima del modelo sin restricciones con el valor acumulado resultante de la imposición de una restricción, en la que se supone que las variaciones de los cambios de precios son iguales entre los estados. Luego, las distribuciones diferenciales entre regímenes se evalúan en términos de normalidad.

Los regímenes se clasifican de acuerdo con las probabilidades suavizadas, identificando el régimen recesivo con $p(S_t = 2 | y_1, \dots, y_T; \hat{\theta}) > 0.5$, donde $\hat{\theta}$ representa el vector de parámetros. Se realizan pruebas de Shapiro-Wilk^{iv} para determinar los cambios de precios en las submuestras de dos regímenes. Asimismo, pruebas más detalladas verifican la consistencia de asimetría y curtosis de una distribución normal, considerando las pruebas de (D'Agostino, Belanger, & D'Agostino, Jr., 1990) con la corrección empírica de (Royston, 1991). Acto seguido se calculan los coeficientes de asimetría y curtosis para la prueba de asimetría:

$$Y = g_1 \left(\frac{(n+1)(n+3)}{6(n-2)} \right)^{1/2}$$

$$B_2(g_1) = \frac{3(n^2 + 27n - 70)(n+1)(n+3)}{(n-2)(n+5)(n+7)(n+9)}$$

$$W^2 = -1 + [2(B_2(g_1) - 1)]^{1/2}$$

$$\alpha = \{2/(W^2 - 1)\}^{1/2}$$

La distribución del estadístico de prueba es

$$V_1 = \frac{1}{\sqrt{\ln W}} \ln \left[\frac{Y}{\alpha} + \left\{ \left(\frac{Y}{\alpha} \right)^2 + 1 \right\}^{1/2} \right]$$

que es aproximadamente la normal estándar bajo la hipótesis nula de que los datos se distribuyen normalmente. Para realizar la prueba de curtosis, se calcula:

$$E(b_2) = \frac{3(n-1)}{n+1}$$

$$\text{var}(b_2) = \frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}$$

$$X = \{b_2 - E(b_2)\} / \sqrt{\text{var}(b_2)}$$

$$\sqrt{B_1(b_2)} = \frac{6(n^2 - 5n + 2)}{(n+7)(n+9)} \left\{ \frac{6(n+3)(n+5)}{n(n-2)(n-3)} \right\}^{1/2}$$

$$A = 6 + \frac{8}{\sqrt{B_1(b_2)}} \left[\frac{2}{\sqrt{B_1(b_2)}} + \left\{ 1 + \frac{4}{B_1(b_2)} \right\}^{1/2} \right]$$

Con lo que la distribución del estadístico de prueba se convierte en:

$$V_2 = \frac{1}{\sqrt{2/9A}} \left[\left(1 - \frac{2}{9A} \right) - \left\{ \frac{1 - 2/A}{1 + X \sqrt{2/(A-4)}} \right\}^{1/3} \right]$$

Los modelos de regresión dinámica de Markov permiten un ajuste rápido después de que el proceso cambia de estado. Estos modelos se utilizan a menudo para modelar datos mensuales o de mayor frecuencia. Cuando el proceso está en el estado s en el momento t , una especificación general del modelo *Markov Switching Dynamic Regression Model* (MSDR) puede ser escrita como:

$$y_t = \mu_{st} + x_t \alpha + z_t \beta_{st} + \varepsilon_s \dots \text{ (II)}$$

donde y_t es la variable dependiente, μ_{st} es la intersección dependiente del estado, x_t es un vector de variables exógenas con coeficientes invariantes de estado α , z_t

es un vector de variables exógenas con coeficientes dependientes del estado β_{st} , y ε_s es una variable de error independiente e idénticamente distribuida (iid) con media 0 y varianza σ^2 .

En el contexto de estos modelos, se espera que los precios de la gasolina sean más sensibles a los cambios en la demanda durante las recesiones que durante los períodos de expansión económica. Esto se debe a que las empresas con mayor poder de mercado tienen más capacidad para aumentar o mantener los precios durante las recesiones, en comparación con las empresas con menor poder de mercado. En general, los resultados sugieren que el poder de mercado es un factor importante en la determinación de los precios de la gasolina, y que estos precios son más volátiles durante las recesiones. Esto se debe a que las empresas tienen menos incentivos para coordinar sus acciones durante las recesiones, lo que conduce a una mayor competencia entre ellas.

1.2.4 La importancia de los estudios de colusión y competencia monopolística en esta tesis.

A estas alturas ya es claro que la colusión tiene un impacto significativo en los precios del mercado de la gasolina. Las empresas tienen incentivo para coludirse y fijar precios más altos que en un mercado de competencia perfecta. La colusión puede ocurrir de manera tácita o explícita, y puede ser facilitada por factores como la concentración del mercado, la homogeneidad de los productos y la posibilidad de detección y castigo por parte de las autoridades. Estos estudios también sugieren que los oligopolistas pueden ejercer su poder de mercado de manera diferencial a lo largo del ciclo económico.

Debido a las diferentes características de las estaciones de gasolina en México, los grados de poder de mercado son muy distintos entre ellas. No tienen las mismas posibilidades de coludirse ni de influenciar los precios de sus mercados. Los establecimientos atomizados ejercen un poder de mercado más parecido a los de un competidor monopolístico, con pocas posibilidades de colusión, mientras que los grupos poseedores de varias estaciones se comportan como oligopolistas estrechos que basan su poder de mercado en sus amplias posibilidades de colusión. Consecuentemente es importante dejar en claro, desde ahora, que para estudiar apropiadamente el mercado de gasolinas en México hay que considerar un espectro de estructuras de mercado que tipifiquen al grueso de las gasolineras.

La propuesta de esta tesis es probar las dos hipótesis enunciadas en la Introducción con base en la adaptación de algunas ecuaciones de los MCM (ecuación 5), Markov-switching (ecuación II) y modelos de screening, para hacerle frente a la heterogeneidad de características prevaleciente en el mercado de gasolinas en México. La adaptación la desarrollamos en el capítulo 3.

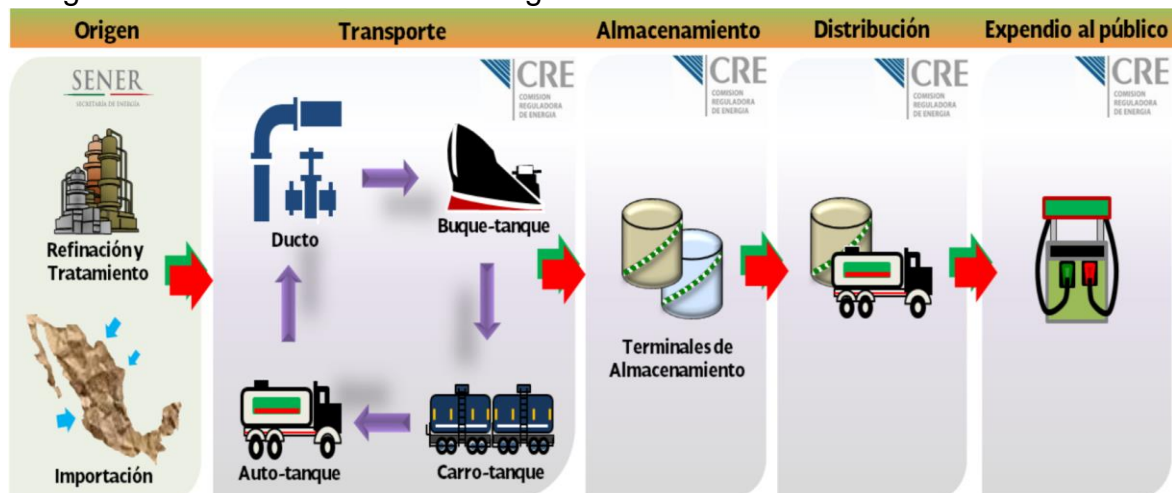
Capítulo 2 Análisis de la Cadena de Valor y Factores Determinantes en el Mercado de Combustibles en México.

El presente capítulo estudia la estructura y dinámica de la cadena de valor de las gasolinas y diésel en México, con el fin de contextualizar los factores claves de la formación de precios. El capítulo aborda de manera integral los diferentes componentes de la cadena productiva, desde la exploración y extracción hasta el expendio final, así como la regulación y fiscalidad que operan en los distintos eslabones. Se identifican también los principales actores, su poder de mercado relativo y la forma cómo la infraestructura de transporte, almacenamiento y distribución evolucionan en el territorio nacional. De esta manera, se busca sentar las bases empíricas para, posteriormente, cuantificar los efectos del poder de mercado y la posible colusión sobre los precios finales en el mercado de combustibles, con diferentes métodos de estimación.

2.1 Condiciones generales de suministro de gasolinas de México

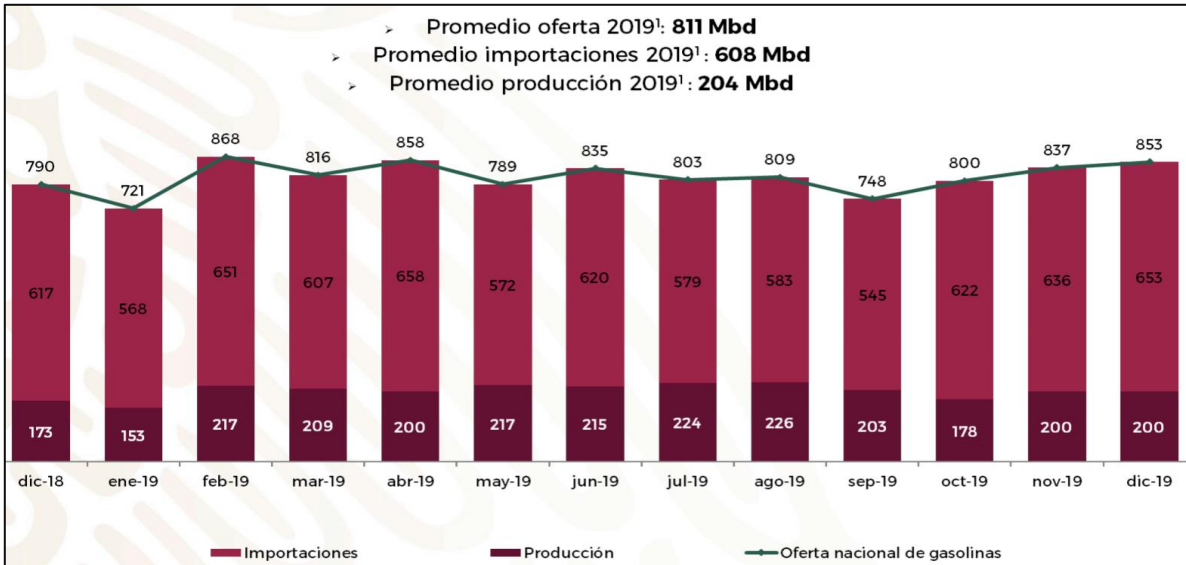
La cadena de producción de gasolina y diésel comienza con la exploración y extracción de petróleo, seguida de la refinación, transporte, almacenamiento y venta al público. Pemex Transformación Industrial (Pemex TRI) es el principal actor en el mercado de exploración, extracción y refinación. Los combustibles ingresan a México a través de tres canales: refinados por Pemex TRI, importados por Pemex TRI y importados por otros actores. De acuerdo con (SENER, 2019), Las importaciones representaron el 75% del suministro nacional en 2019, con el 86% realizado por Pemex TRI. La imagen 3 muestra la estructura de la oferta nacional de gasolinas, en la que destacan las importaciones.

Imagen 2. Cadena de suministro de gasolinas



Fuente: SENER. Diagnóstico de la Industria de Petrolíferos 2018.

Imagen 3. Oferta nacional de gasolinas

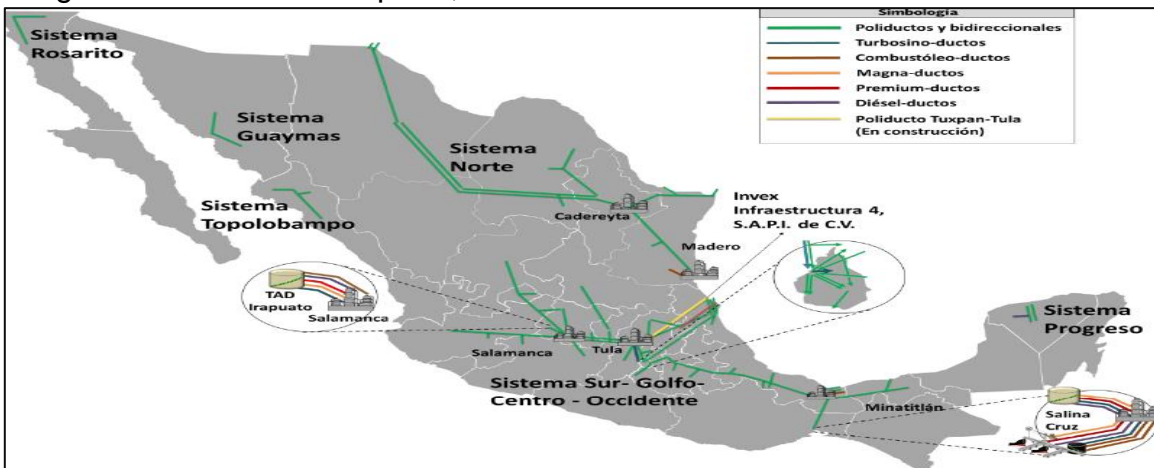


Fuente: SENER. Prontuario mensual de Petrolíferos. Diciembre de 2019.

2.2 Redes de almacenamiento y transporte

El transporte de productos petrolíferos se realiza principalmente por ductos, cuya red de transporte es administrada por Pemex Logística. Según datos del Sistema Energético Nacional (SENER, 2018), la red de Pemex Logística contaba en 2018 con 8,833 kilómetros de transporte por ducto, con una capacidad operativa total de 4,095 Mbd, mientras que, hacia marzo de 2019, los nuevos proyectos de transporte por ducto tenían una capacidad de solo 400 Mbd (SENER, 2019). La imagen 4 deja en claro que las zonas centro y norte cuentan con la mayor infraestructura de ductos para el transporte de productos petrolíferos del país.

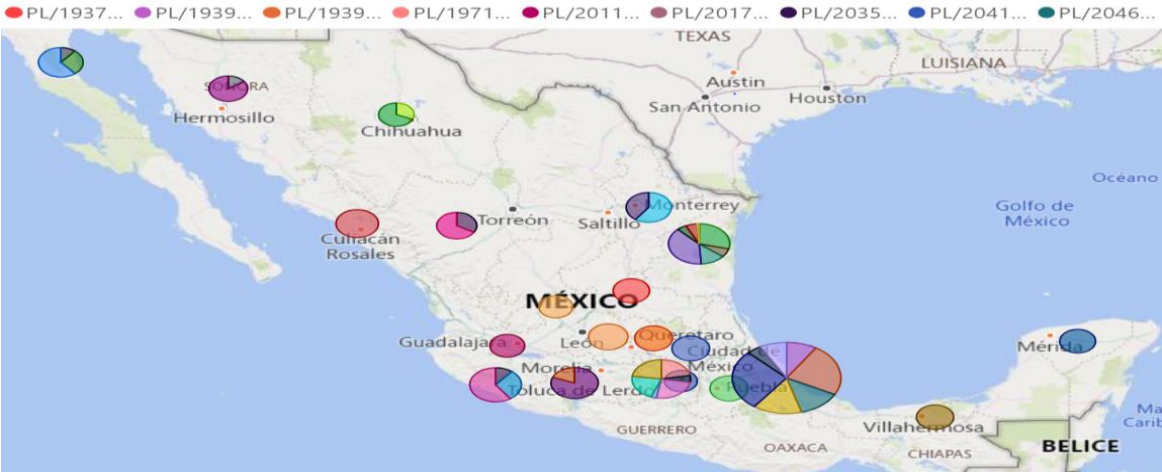
Imagen 4. Ductos de transporte, Pemex



Fuente: Fuente: SENER. Prontuario mensual de Petrolíferos. Diciembre de 2019.

La industria privada ha experimentado un auge en el ámbito de las actividades de almacenamiento de petrolíferos. Para diciembre de 2020, la Comisión Reguladora de Energía (CRE) había aprobado un total de 48 permisos de almacenamiento de petrolíferos a empresas distintas de Pemex, que en conjunto sumaban una capacidad total de 32.7 millones de barriles, equivalente a un incremento del 128% de la capacidad nominal. Las imágenes 5 y 6 muestran los permisos de almacenamiento distintos a Pemex y los que operan actualmente.

Imagen 5. Permisos de almacenamiento (distintos a Pemex) de Petrolíferos



Fuente: Elaboración propia a partir de información de la CRE.

Imagen 6. Permisos de almacenamiento operando distintos de Pemex.



Fuente: Elaboración propia a partir de información de la CRE

2.3 Ventas al mayoreo o Ventas de Primera Mano (VPM)

Las ventas al por mayor de Pemex TRI se denominan VPM y se realizan principalmente en las 73 terminales de almacenamiento, desde donde se distribuyen combustibles por autotanques a las estaciones de servicio. De estas terminales, tres son adyacentes a refinerías, 35 utilizan poliductos como único medio de suministro, 19 reciben productos exclusivamente a través de autotanques y 10 proveen solamente por buque-tanque (imagen 7).

Imagen 7. terminales de almacenamiento pemex, suministradas vía buque tanque



Fuente: Elaboración propia a partir de información de la CRE

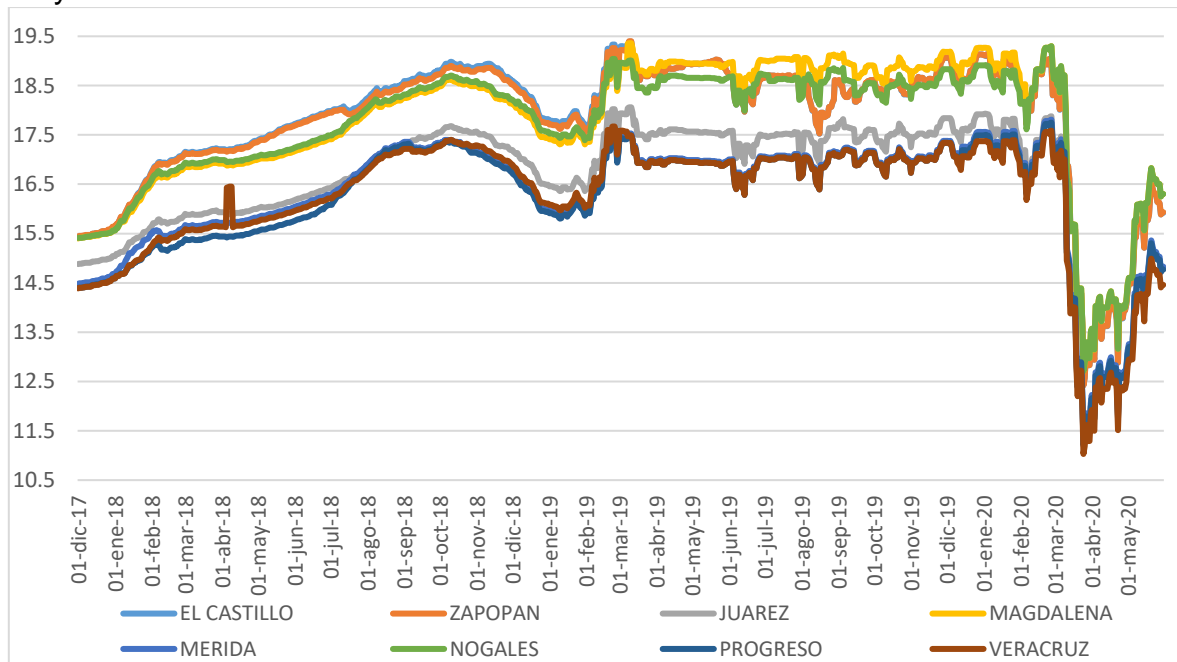
Con la liberación de precios finales iniciada a finales del 2017, la CRE publica la RES/2508/2017 en la que se implementa la metodología de VPM, la cual contempla en términos generales, el precio de referencia internacional, los costos logísticos, incluidos los de importación, y los impuestos correspondientes. Además, la metodología de VPM establece la obligación para Pemex TRI de implementar un mecanismo de mitigación o suavizamiento a los precios, adicional al estímulo del IEPS. Para lograrlo, Pemex TRI opta por replicar en sus precios de VPM algunos de los elementos del esquema de fijación de precios máximos al público, publicado por la SHCP en el 2017v. Así, para fijar su precio de VPM considera el del día anterior multiplicado por ponderadores que permitan suavizar el precio mayorista, evitando de esta manera que las variaciones de la referencia internacional afecten al precio ofrecido en la terminal.

Datos de (COFECE, 2019) revelan que, durante el periodo de aplicación de la metodología de VPM, esto es en 2018 y 2019^{vi}, el precio de venta de las terminales experimenta variaciones diarias menores que el precio de referencia internacional. Por ejemplo, entre el 1 de diciembre de 2017 y el 12 de noviembre 2018, se registran cambios superiores a 5 centavos en al menos una TAR del país durante 27 días,

mientras que, en el mismo periodo, el precio internacional se mantiene durante 179 días con cambios mayores a 5 centavos.

En la Imagen 9 se muestran los precios más altos (El castillo, Zapopan^{vii}, Magdalena y Nogales) y más bajos (Ciudad Juárez, Veracruz, Mérida y Progreso) de las terminales de Pemex. Resalta el hecho de que las terminales con mayor capacidad (Azcapotzalco, Rosarito y Lázaro Cárdenas) no registran los menores precios, como tampoco las terminales de menor capacidad (Minatitlán, Reynosa, Ciudad Mante) ofrecen los mayores precios. Es el medio de suministro empleado el que determina los diferenciales, pues las terminales con menores precios son suministradas por ducto y buque tanque, mientras que las terminales con precios más altos son provistas por auto tanques y ductos.

Imagen 9. precios en terminales de almacenamiento de Pemex. Diciembre 2017-Mayo 2020



Fuente: Elaboración propia a partir de información de la CRE.

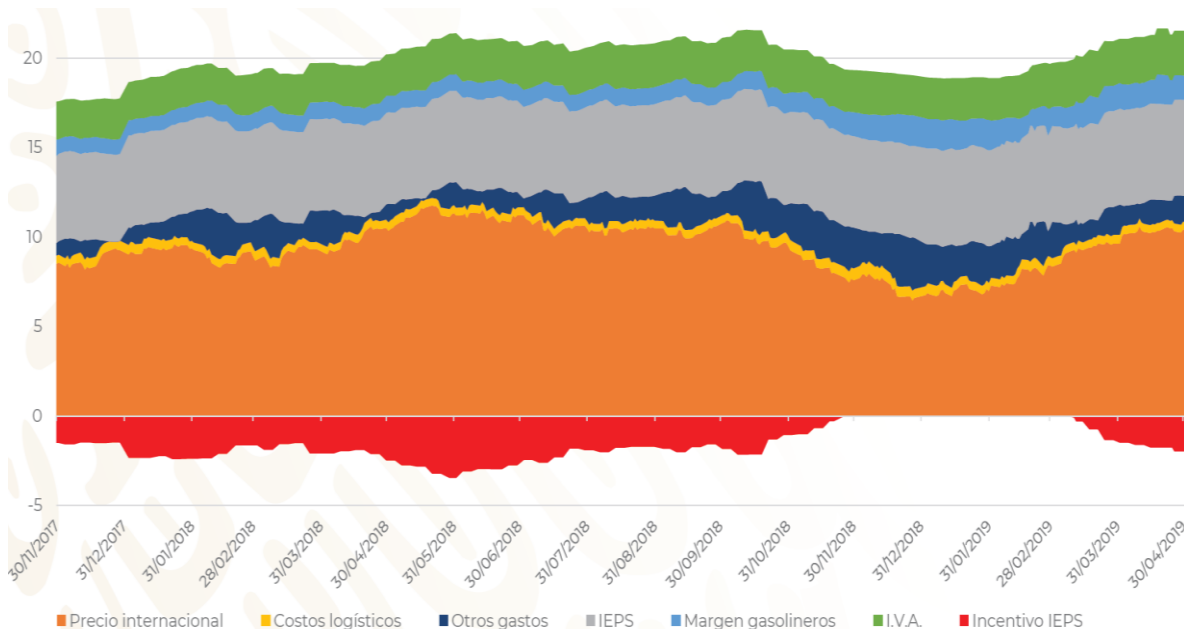
Es claro que el desarrollo de la infraestructura del país no es uniforme (imágenes 4 a 8). Naturalmente, las inversiones se desarrollan en las zonas de mayor consumo o donde los productos son más fáciles de importar (por ejemplo, los puertos de Veracruz), contribuyendo con ello a la creación de mercados segmentados. La región de la Costa del Golfo es quizá el caso más destacado, ya que no obstante de tener una demanda menor que otras regiones del país, se espera que cerca del 44% de la capacidad de almacenamiento del país se implemente en esta región.

2.4 Impuestos

Además del IVA, las gasolinas pagan un impuesto indirecto conocido como Impuesto Especial sobre Producción y Servicios (IEPS)^{viii}, que es aplicado a ciertos artículos y servicios no considerados de primera necesidad, como las bebidas alcohólicas, cigarrillos o golosinas. Durante 2019, este impuesto fue de 4.81 pesos por litro. Como compensación, el gobierno suele otorgar estímulos fiscales por temporadas con la idea de reducir la variación en los precios finales, causada por factores externos (como volatilidad del tipo de cambio o cotizaciones internacionales), y de ofrecer un mayor campo de acción al comercializador en su estrategia de fijación de precios más competitivos.

Sin embargo, en la práctica, los comercializadores tienden a aumentar su margen de ganancia al no trasladar completamente los estímulos al consumidor final. Igualmente, la aplicación de los estímulos por parte del gobierno impide que no se refleje apropiadamente el costo de la referencia internacional. (Hernández, 2017) (imagen 10).

Imagen 10. Comportamiento de los componentes del precio de gasolina regular noviembre 2017-abril 2019



Fuente: PROFECO. Quién es quién en el Precio de la Gasolina. Mayo de 2019.

De acuerdo con los artículos tercero y cuarto de la Ley de IEPS, los combustibles fósiles cuentan con dos cuotas (impuestos) extras que son mostrados en las siguientes tablas:

Artículo 2-A, LIESPS

Combustibles	Unidad de medida	Cuota 2017	Cuota 2018	Cuota 2019
Gasolina menor a 92 octanos	Centavos por litro	38.00	40.52	42.43
Gasolina mayor o igual a 92 octanos	Centavos por litro	46.37	49.44	51.77
Diésel	Centavos por litro	31.54	33.63	35.21

Fuente: elaboración propia a partir de la Ley IEPS.

El Artículo 2-A, conocido informalmente como “IEPS Estatal” es aplicable a los estados y municipios^{ix}. Según el (Centro de Estudios de las Finanzas Públicas, 2017) 9/11 partes de la recaudación obtenida por este concepto se destina a las entidades federativas donde se efectúa el consumo y las 2/11 partes restantes a un fondo de compensación, que se distribuye entre las 10 entidades federativas con menor nivel de Producto Interno Bruto per cápita.

Artículo 2, fracción I, inciso H),

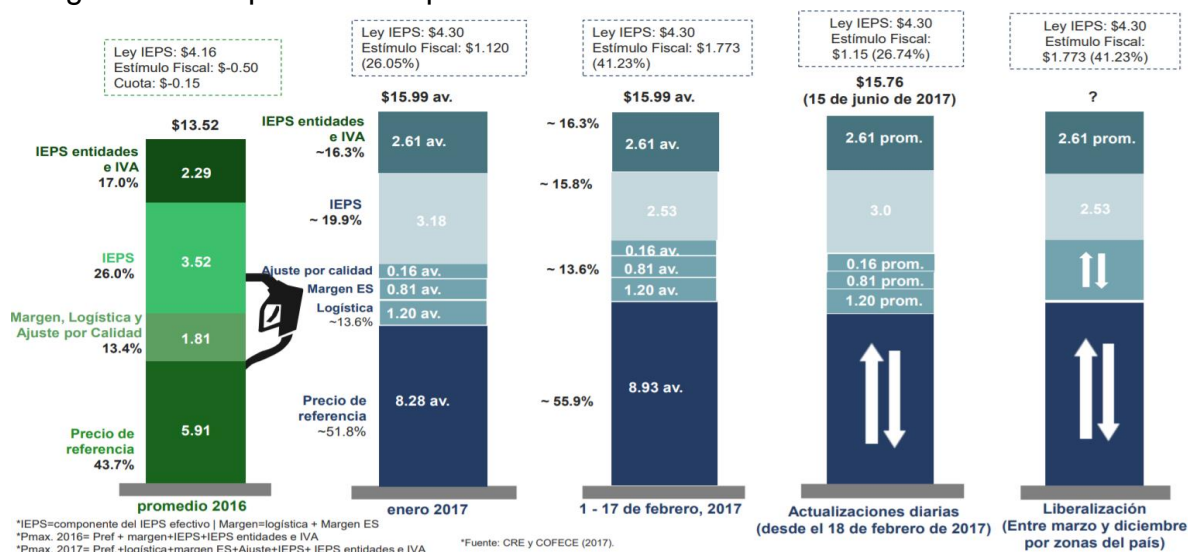
Concepto	Unidad de medida	Cuota 2017	Cuota 2018	Cuota 2019
Gasolinas y gasavión	Centavos por litro	11.41	12.17	12.74
Diesel	Centavos por litro	13.84	14.76	15.46

Fuente: elaboración propia a partir de la Ley IEPS.

El Artículo 2, fracción I, inciso H), comúnmente conocido como “impuesto a combustibles fósiles” se aplica desde 2014 a los combustibles con el objetivo de reducir el impacto ambiental y aumentar la recaudación federal (Cámara de Diputados, 2013). El gas natural y la turbosina estuvieron originalmente exentos de este impuesto, pero tras distintas renegociaciones, el monto originalmente propuesto se fijó en 3.7 dólares por tonelada.

Este impuesto ha sido objeto de controversia ya que, en lugar de reducir las emisiones, ha aumentado la recaudación sin que se destine a los fines establecidos (México CO₂, 2020). Además, el (IMCO, 2018) señala que el impuesto no refleja con precisión el verdadero costo de la degradación ambiental ni los efectos en la salud causados por el uso de combustibles fósiles, debido a la falta de transparencia en la asignación de los recursos recaudados.

Imagen 11. Composición del precio final 2016-2017.



Fuente: Apertura gradual y ordenada del mercado de gasolinas y diésel en México^x

2.5 Hechos estilizados

Datos de la CRE muestran que para el 28 de mayo de 2020 existen 12,701 permisos para la venta de gasolina y/o diésel al público. La entidad federativa con más permisos vigentes es el Estado México con 1140, seguido de Jalisco con 939 y Veracruz con 752. Baja California Sur es el estado que tiene más permisos vigentes per capita, con un permiso por cada 4078 personas. Esto refleja una clara disparidad en la distribución de los permisos en todo el territorio mexicano.

Tabla 2. Distribución de los permisos por entidad.

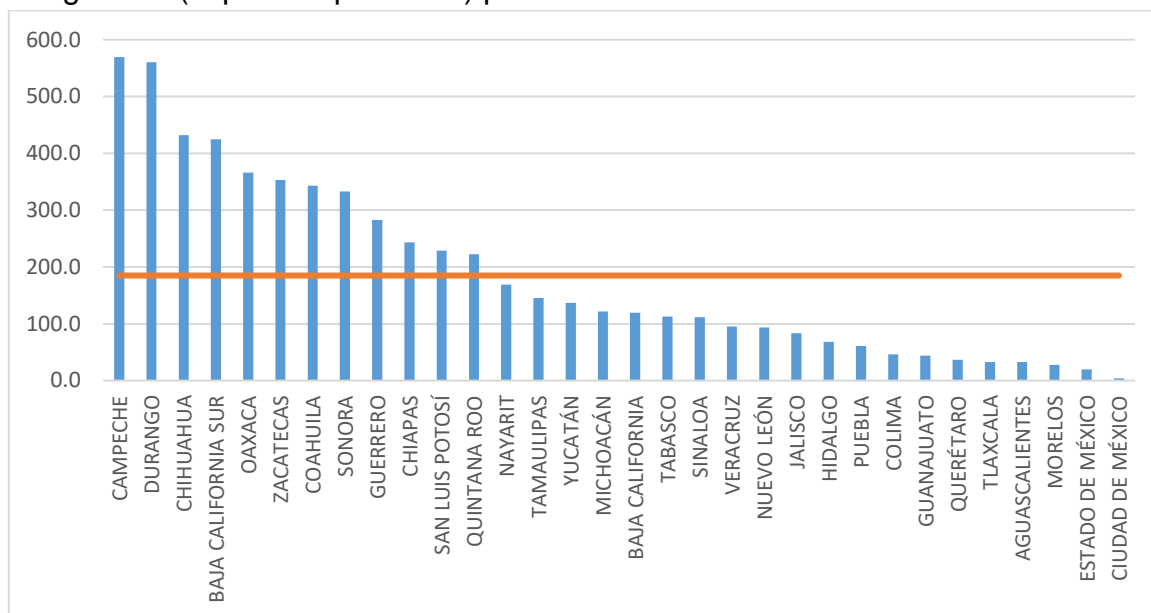
Entidad	Permisos	Personas/permisos ^{xi}	superficie/permisos	autos/permisos ^{xii}
AGUASCALIENTES	172	7,631	32.7	2,335.4
BAJA CALIFORNIA	598	5,544	119.5	2,280.9
BAJA CALIFORNIA SUR	174	4,078	424.8	2,067.6
CAMPECHE	101	8,882	569.4	1,513.0
CHIAPAS	301	17,341	243.6	1,576.8
CHIHUAHUA	573	6,219	431.9	2,070.4
CIUDAD DE MÉXICO	380	23,477	3.9	14,454.8
COAHUILA	442	6,687	342.9	1,333.9
COLIMA	122	5,830	46.1	1,507.9
DURANGO	220	7,960	560.5	1,784.8

ESTADO DE MÉXICO	1140	14,199	19.6	6,106.8
GUANAJUATO	693	8,449	44.2	1,677.6
GUERRERO	225	15,715	282.6	3,805.0
HIDALGO	305	9,369	68.2	1,397.9
JALISCO	939	8,353	83.7	2,462.8
MICHOACÁN	482	9,507	121.6	2,825.1
MORELOS	175	10,879	27.9	3,791.4
NAYARIT	165	7,158	168.8	1,417.0
NUEVO LEÓN	684	7,485	93.8	2,617.5
OAXACA	256	15,492	366.2	1,218.2
PUEBLA	563	10,956	60.9	1,764.5
QUERÉTARO	317	6,436	36.9	1,686.7
QUINTANA ROO	201	7,473	222.4	2,497.1
SAN LUIS POTOSÍ	267	10,190	229.0	2,508.3
SINALOA	521	5,775	111.7	1,439.7
SONORA	539	5,291	332.8	1,792.9
TABASCO	219	10,943	112.9	1,651.8
TAMAULIPAS	551	6,248	145.6	1,543.3
TLAXCALA	122	10,481	32.9	2,855.8
VERACRUZ	752	10,793	95.5	1,686.4
YUCATÁN	289	7,262	136.8	1,868.6
ZACATECAS	213	7,422	353.4	1,159.1

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la CRE y del INEGI

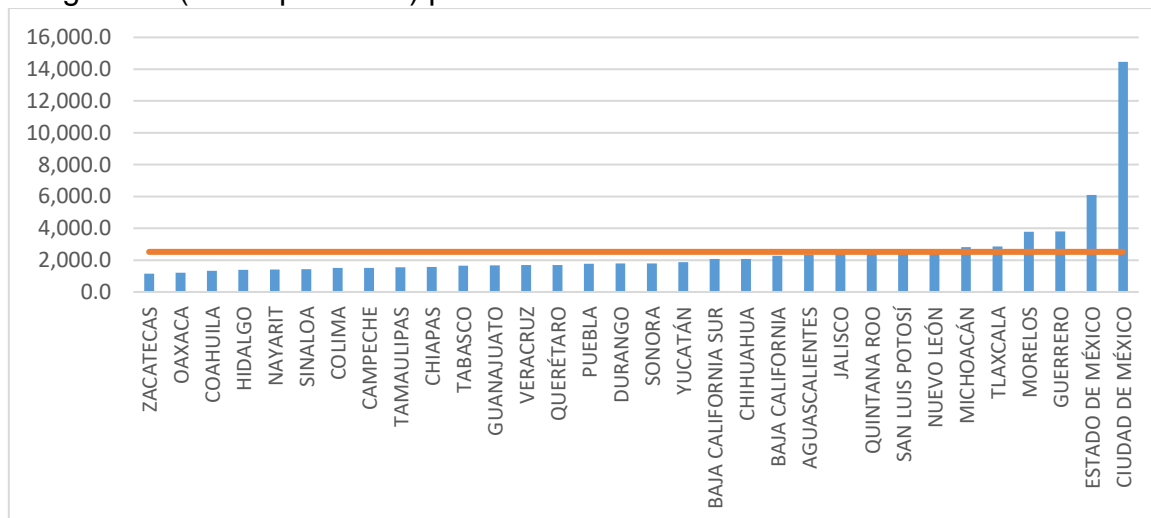
En cuanto a la superficie, la Ciudad de México se posiciona como la entidad federativa con la mayor densidad de permisos por kilómetro cuadrado, registrando un permiso por cada 3.9 kilómetros cuadrados. Le sigue el Estado de México con un permiso por cada 19.6 kilómetros cuadrados, y Morelos con un permiso por cada 27.9 kilómetros cuadrados. Al considerar los automóviles en circulación, la imagen 13 muestra que el promedio nacional de automóviles por gasolinera es de 2000, sin considerar al Estado de México y CDMX que tienen 6106 y 14454, respectivamente.

Imagen 12. (superficie/permisos) por entidad federativa



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la CRE y del INEGI

Imagen 13. (Autos/permisos) por entidad federativa



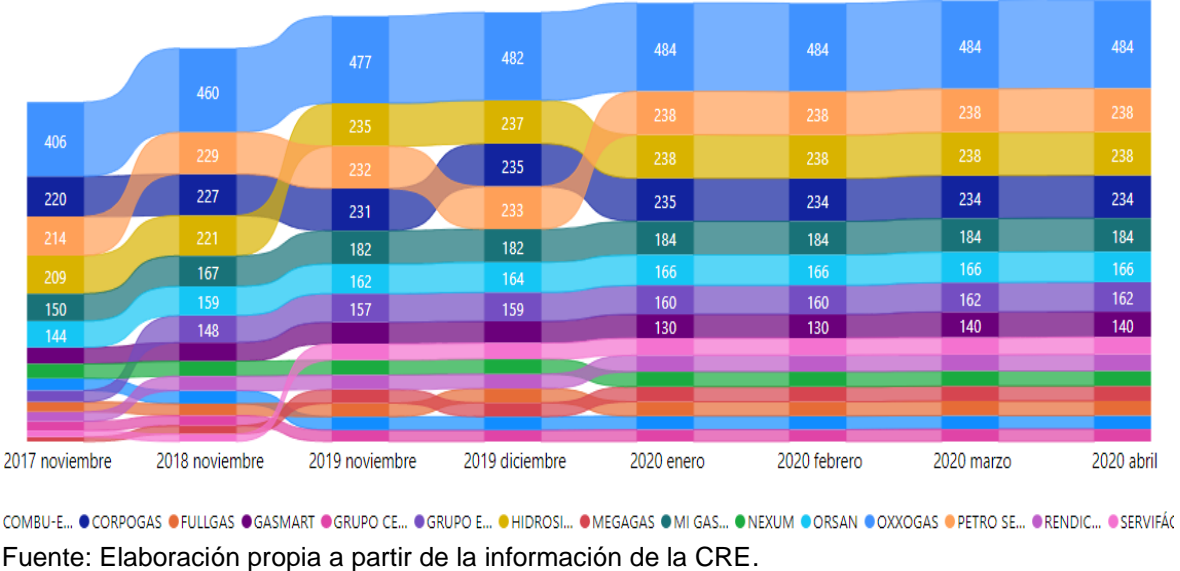
Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la CRE y del INEGI

2.5.1 Grupos de interés

A partir de información de la CRE sobre resoluciones de actualizaciones y cesiones^{xiii}, y de los sitios web de los permisionarios (con procesamiento de fecha de corte en abril de 2020), los permisos se otorgan a diferentes grupos gasolineros o grupos de interés económico (GIEs), que en total suman 6096. Los 100 GIEs más

grandes poseen 4402 permisos o el 34.7% del total. Los tres GIEs con el mayor número de permisos vigentes son Servicios Gasolineros de México, S. A. de C. V. (Oxxo) con 486 permisos, Hidrosina con 241 y Petro Seven con 238.

Imagen 14. Numero de permisos de los 15 GIEs más grandes, de noviembre del 2017 a abril del 2020.



Además, se observa que la formación de grupos regionales es una realidad palpable en la industria de la gasolina, lo que refuerza el carácter regional de su conformación. En general, cada entidad federativa presenta de 1 a 3 grupos líderes, seguidos de 6 a 15 grupos de menor tamaño, y una proporción de gasolineras propiedad de un único dueño.

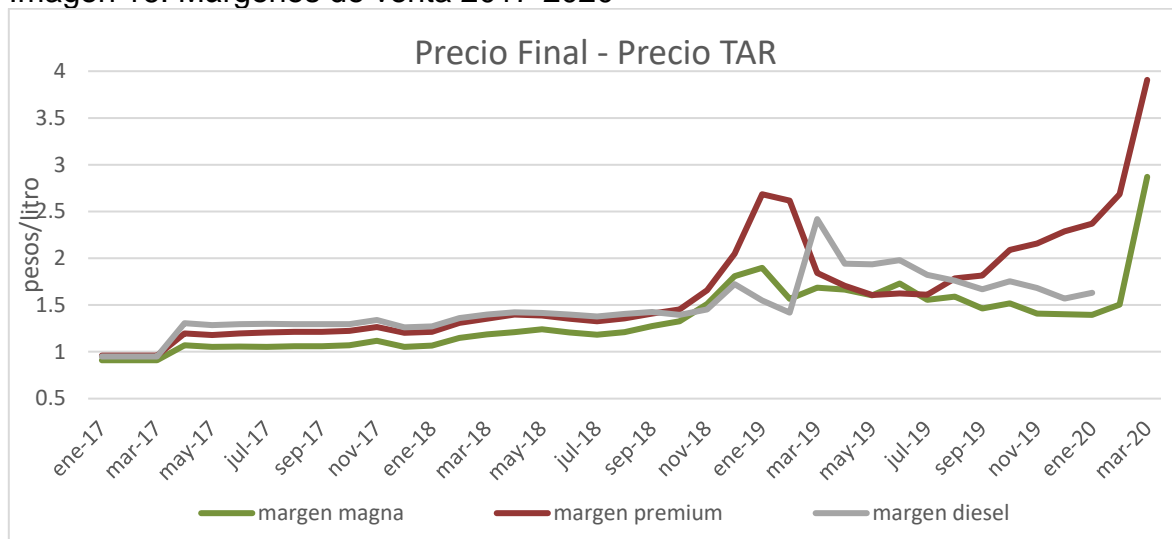
Imagen 15. Distribución de permisos de los 3 GIES más grandes



2.5.2 Margen de Beneficio

El último componente del precio es el margen de los permisionarios de expendio al público, conocido también como “margen de venta” o “margen de beneficio”, que es la diferencia entre el precio final en la estación de servicio menos el precio de la terminal de almacenamiento y reparto^{xiv}. Como se aprecia en la Imagen 18, los márgenes de venta han aumentado desde diciembre de 2018, con dos momentos destacados. El primero ocurre durante el período de diciembre de 2018 a febrero de 2019, cuando, a pesar de la reducción del precio de referencia internacional, los márgenes de venta aumentan. El segundo momento es en marzo de 2020, en el inicio de la pandemia de COVID-19.

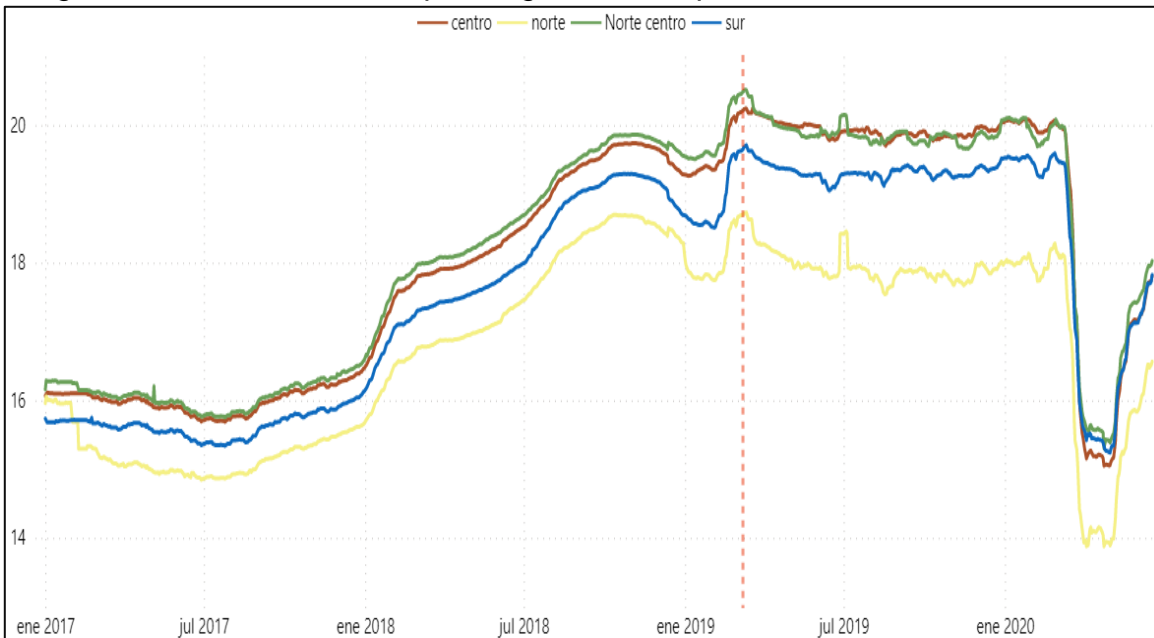
Imagen 16. Márgenes de venta 2017-2020



Fuente: Elaboración propia a partir de información de la CRE y de los precios reportados por Pemex.

La Imagen 17 despliega las trayectorias de los precios de la gasolina en distintas regiones. Se puede observar que el norte presenta la trayectoria con los precios promedio más bajos, debido principalmente a la aplicación de incentivos fiscales fronterizos, adicionales a los otorgados a nivel nacional, que se fijan para evitar el arbitraje en las ventas de gasolina entre las ciudades fronterizas de México y los Estados Unidos. Ahí se muestra también que los precios promedio en el sur son más bajos que en el centro y centro norte, y que durante la pandemia COVID-19 las diferencias entre regiones se reducen entre sí.

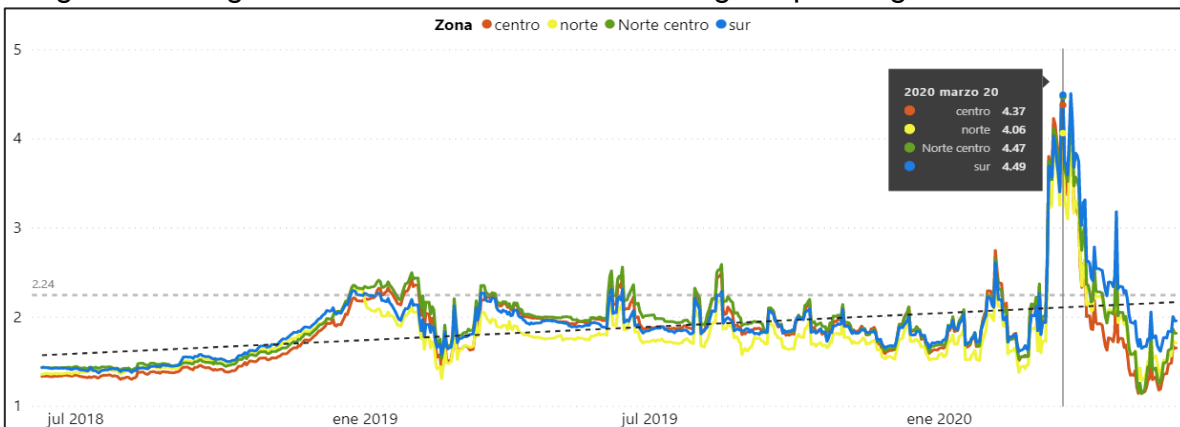
Imagen 17. Precios de Venta por Región, Pesos por litro



Fuente: Elaboración propia a partir de a partir de información de la CRE

La Imagen 18 muestra el margen de beneficio de cada una de las zonas del país, donde se puede ver que, contrario a los precios finales, la diferencia entre regiones es significativamente menor. La razón puede deberse a las discrepancias en la infraestructura logística entre las terminales de almacenamiento y reparto. Finalmente, la línea gris horizontal representa el percentil 90%, que corresponde a un valor de 2.19.

Imagen 18. Márgenes de Venta de la Gasolina Regular por Región.

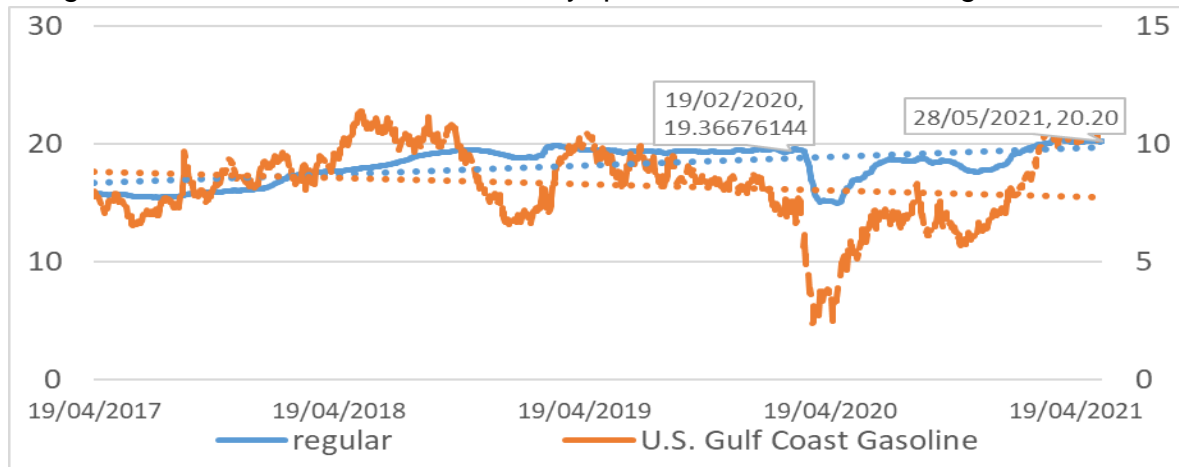


Fuente: Elaboración propia a partir de a partir de información de la CRE.

Es importante mencionar que, si bien los precios finales tienden a disminuir en periodos de disminución de los precios TAR, también se observa un aumento en los márgenes de beneficio desde julio de 2019, incluso cuando el precio de referencia

internacional disminuye (Imagen 21). Es decir, los precios finales se incrementan debido al aumento del margen de beneficio y no a los aumentos en el precio de referencia internacional.

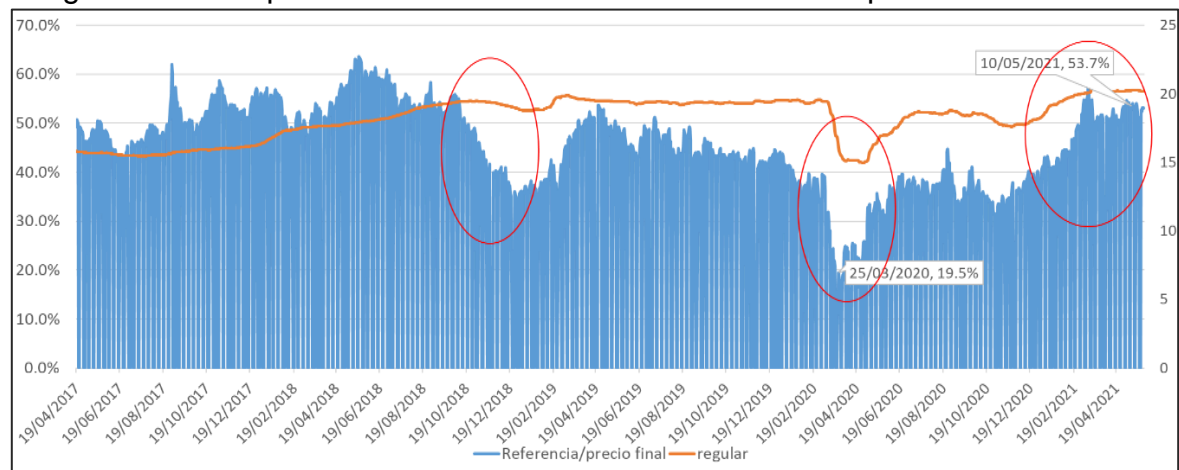
Imagen 19 Cotización internacional y precio de Gasolina Magna 2017-2021



Fuente: Elaboración propia con información de la CRE y de la EIA.

La Imagen 20 es particularmente importante porque revela un comportamiento tipo "rockets and feathers" entre la participación de la referencia internacional en el precio final (barras azules) y la trayectoria del precio final (línea naranja). Por ejemplo, durante periodos de baja de precios (primer y segundo círculos), la participación de la referencia internacional también es menor. En el caso de la disminución de precios debido a la pandemia COVID-19, la participación de la referencia internacional alcanza niveles de hasta 19%, mientras que, en periodos de alza de la referencia internacional, esta se traspasa rápidamente a los precios finales, alcanzando una participación superior al 50%.

Imagen 20. Participación de la cotización internacional en el precio final 2017-2021



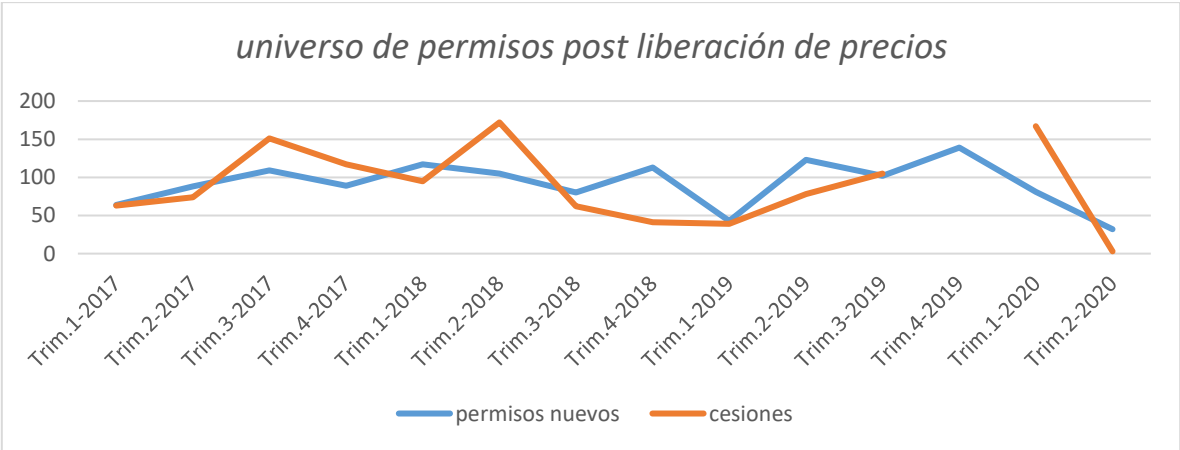
Fuente: Elaboración propia con información de la CRE y de la EIA.

En resumen, tras la liberalización del precio final, se observa que solo un reducido grupo de personas obtiene ganancias extraordinarias. Esto se debe a que los descensos de la cotización internacional (y por tanto del precio mayorista) no se trasladan al precio final, o no se hace en su totalidad. De acuerdo con el (Banco de México, 2019), esto se debe, entre otros factores, a la falta de supervisión de la competencia en el sector. Los expendedores no trasladan las reducciones del precio mayorista, con la finalidad de incrementar el margen de venta. Este fenómeno podría explicarse en gran parte por las prácticas de colusión y concentración entre expendedores, las cuales se analizan en los capítulos siguientes.

2.5.3 Nuevos competidores

En la Imagen 21, se muestra que, desde el cuarto trimestre del 2017 hasta mayo del 2020, se otorgan un total de 1024 permisos y se ceden 899 permisos (*universo de permisos post liberación de precios*). En términos generales ambas series presentan la misma magnitud y comportamiento.

Imagen 21. Número de permisos otorgados y cesiones de permisos aprobadas, enero 2017 a mayo 2020



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la CRE.

Sin embargo, los nuevos permisos y cesiones no se concentran en las mismas zonas. Conforme a la Tabla 4, los nuevos permisos tienen su mejor año en 2018, concentrándose la mayoría de ellos en el Estado de México, Guanajuato, Jalisco, Puebla y Querétaro. En contraste, resaltan San Luis Potosí, Nayarit y Durango como las entidades que presentan la menor cantidad de nuevos permisos.

Tabla 4. Distribución de *permisos post liberación* por entidad federativa y año

Entidad	2017	2018	2019	2020	Total general
MÉXICO	15	62	58	13	148
GUANAJUATO	7	36	31	22	96
JALISCO	8	27	20	3	58
PUEBLA	6	21	22	6	55
QUERÉTARO	7	21	17	4	49
TABASCO	1	21	8	1	31
VERACRUZ DE IGNACIO DE LA LLAVE	5	21	21	5	52
SINALOA	5	17	15	4	41
MORELOS		16	9	4	29
MICHOACÁN DE OCAMPO	1	14	17	4	36
BAJA CALIFORNIA	2	12	13	2	29
AGUASCALIENTES		12	15	4	31
YUCATÁN	5	10	11	3	29
TAMAULIPAS	1	10	11	1	23
ZACATECAS	1	10	2	4	17
BAJA CALIFORNIA SUR	1	9	8	1	19
HIDALGO	1	9	5	1	16
CHIHUAHUA	4	9	15	5	33
NUEVO LEÓN	3	8	11	1	23
CHIAPAS	4	8	6	1	19
SONORA	1	8	5	1	15
OAXACA		7	8	7	22
CAMPECHE		7	7	2	16
COLIMA	2	6	2	2	12
COAHUILA DE ZARAGOZA	8	6	4	3	21
NAYARIT	1	5	3	1	10
QUINTANA ROO		5	17	4	26
GUERRERO		5	10	2	17
SAN LUIS POTOSÍ		4	7		11
CIUDAD DE MÉXICO		4	14	1	19
DURANGO		3	6		9
TLAXCALA		2	9	1	12
Total general	89	415	407	113	1024

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la CRE.

En cuanto a las cesiones, que, a diferencia del otorgamiento de permisos, no representan inversiones físicas sino transferencias de activos entre privados; es posible apreciar en la Tabla 5 que tienden a agruparse en entidades fuera de la

zona centro, con excepción del Estado de México. En contraste, Campeche y Quintana Roo se destacan como las entidades que registran una cesión durante el periodo señalado.

Tabla 5. Distribución de *cesiones post liberación* por entidad federativa y año

Entidad	2017	2018	2019	2020	Total general
BAJA CALIFORNIA	21	90	21	21	153
SONORA	2	27	26	27	82
MÉXICO	6	36	12	18	72
VERACRUZ	3	14	32	6	55
SINALOA	4	19	14	17	54
NUEVO LEÓN	12	24	3	5	44
JALISCO	6	15	10	8	39
BAJA CALIFORNIA SUR	2	19	2	12	35
GUANAJUATO	4	11	12	8	35
HIDALGO	10	12	5	5	32
TAMAULIPAS	3	12	8	6	29
CHIHUAHUA	7	13	7	2	29
DURANGO	3	3	14	7	27
QUERÉTARO	3	9	3	8	23
TABASCO		1	19	3	23
PUEBLA	10	5	7	1	23
CIUDAD DE MÉXICO	2	7	10	1	20
COAHUILA	5	9	1	2	17
MICHOACÁN DE OCAMPO	1	2	4	8	15
YUCATÁN	1	3		6	10
SAN LUIS POTOSÍ	3	1	1	5	10
ZACATECAS	3	1		4	8
ESTADO DE MÉXICO	3	4		1	8
AGUASCALIENTES		1	5	1	7
OAXACA		6		1	7
GUERRERO		1	1	3	5
CHIAPAS		2	2	1	5
TLAXCALA		3		1	4
COLIMA		3		1	4
MORELOS		2	1	1	4
NAYARIT	1	2			3
CAMPECHE		1			1
QUINTANA ROO			1		1
Total general	117	370	222	190	899

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la CRE.

2.6 Discusión

En este capítulo se detallan los aspectos básicos de la cadena de suministro y comercialización de gasolina en México, durante el periodo de liberalización de precios entre 2018 y 2021. Entre esos aspectos destaca la fijación de precios en el mercado mexicano de gasolina magna, especialmente en el nuevo contexto de competencia promovida por la reforma energética de 2013. Los hechos muestran que algunas regiones, como las zonas centro y sur, padecen escasez de estaciones en relación con la población y su número de automóviles, lo que indica la existencia de altas barreras a la entrada. Además, los altos costos de inversión^{xv} y la falta de alternativas de uso para las estaciones de servicio dificultan la entrada de nuevos competidores, que es necesaria para fijar precios más competitivos. La instalación de nuevas gasolineras es difícil incluso para los grandes grupos gasolineros, debido a la irrecuperabilidad de sus costos hundidos en el corto plazo.

Se observa que no existe una asociación clara entre el número de competidores y el precio promedio de la gasolina magna, en buena parte, porque los nuevos permisos de expendio se distribuyen inequitativamente en el territorio. El análisis regional indica que factores como la infraestructura logística influyen más en los precios. Existen evidencias de prácticas colusorias y concentración de mercado que permiten a ciertos actores fijar precios más altos. Un pequeño grupo económico concentra una parte significativa de los permisos, con márgenes de beneficio crecientes que no reflejan las variaciones en los costos. Si bien, la metodología de precios máximos implementada inicialmente por las autoridades, suavizó su volatilidad limitó la competencia. Los cambios regulatorios posteriores no fomentaron una competencia efectiva. La pandemia por COVID-19 redujo las diferencias de precios entre regiones, sin impactar significativamente las prácticas del mercado existentes.

En conclusión, la reforma energética y la liberalización de precios no tuvieron el efecto esperado sobre la competencia y los precios. Persisten fallas de mercado derivadas de concentración, poder de mercado, falta de supervisión efectiva y prácticas colusorias, que impiden generar mayores excedentes del consumidor.

Capítulo 3: Tratamiento de las Hipótesis

En este capítulo se prueba estadísticamente las dos hipótesis de la tesis, a saber, que: 1) no hay una asociación entre el número de competidores y el precio promedio de la gasolina magna; y 2) Los agentes con mayor poder de mercado establecen acuerdos de colusión que les permiten fijar precios superiores a los que se observarían en un mercado competitivo.

Para tal efecto, primero se describe la estructura y características de los datos utilizados en la investigación, incluyendo las fuentes, periodicidad, tamaño de la muestra y tratamiento previo a su procesamiento. En segundo lugar, se calibra estadísticamente los modelos de competencia monopolística y de ciclos económicos descritos en el capítulo uno, evaluando sus parámetros fundamentales y poder predictivo. Este proceso es esencial para estimar la capacidad explicativa de los modelos en el establecimiento de relaciones económicas subyacentes, así como en realizar pronósticos adecuados. Finalmente, se analizan los resultados de las estimaciones en el contexto de la literatura económica existente, resaltando sus implicaciones teóricas y prácticas.

3.1 Descripción y base de datos utilizados.

Los datos utilizados incluyen el número de competidores, los precios promedio de la gasolina y la dispersión de precios. Se asume que la densidad de vendedores en el mercado está relacionada con el tamaño del mercado (número de consumidores) y los costos de producción y operación de cada región. La "densidad de vendedores" se define como el número de estaciones de servicio en el entorno de cada estación. Se considera, además, que, salvo los costos de visita, el producto comercializado es homogéneo, conforme a la normativa de calidad vigente (NOM-016-CRE-2016), en la cual se exige una calidad mínima de gasolina para todas las fases de producción y distribución.

Los consumidores no consideran a todos los vendedores sustitutos perfectos debido a su diferente percepción de la calidad de las marcas de gasolina o el tiempo de espera y traslado en las estaciones de servicio. Para controlar el impacto de estas y otras fuentes de heterogeneidad en los precios de la gasolina, se incorporan características específicas de cada estación en el análisis. En el cálculo del número de estaciones se utilizan datos vectoriales geográficos basados en puntos ubicados dentro de un sistema de referencia de coordenadas (CRS) que tienen un radio de 3 kilómetros. La estimación se obtiene a partir de una matriz de distancias lineales entre todas las gasolineras, utilizando la librería programada en lenguaje: `library(sf): Support for simple features, a standardized way to encode spatial vector data. Binds`

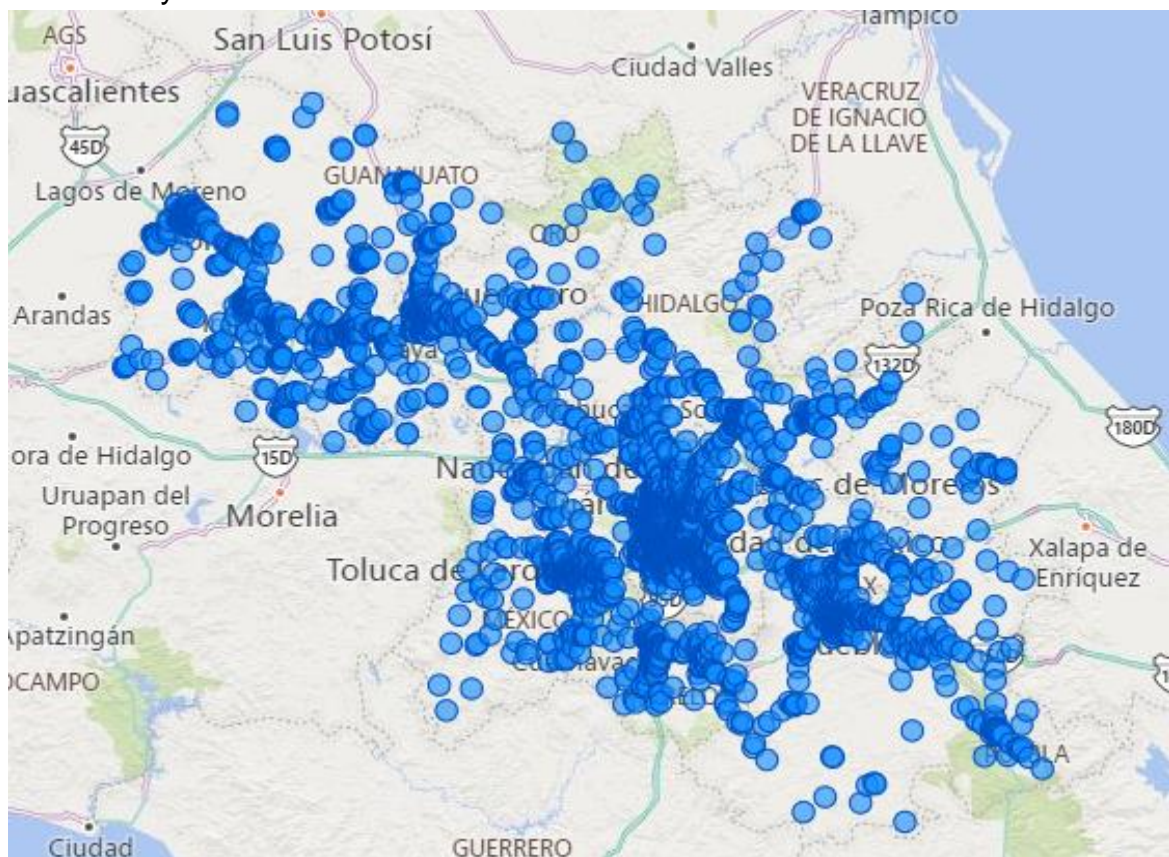
to 'GDAL' for reading and writing data, to 'GEOS' for geometrical operations, and to 'PROJ' for projection conversions and datum transformations. Version 1.0-7. Edzer Pebesma, Roger Bivand, Jeroen Ooms, Dewey Dunnington.

<https://r-spatial.github.io/sf/>

<https://github.com/r-spatial/sf/>

Los Sistemas de Referencia de Coordenadas (SRC) se basan en un plano cartesiano con ejes X e Y y una unidad de medida lineal euclidiana en metros. Todos los SRC se basan en proyecciones de mapas que convierten la superficie tridimensional de la Tierra en valores de Este y Norte (X e Y) en un SRC proyectado. La figura 29 siguiente muestra el mapa de las estaciones utilizadas en esta investigación.

Imagen 29. Ubicación de las estaciones de servicio utilizadas en el cálculo de las distancias y densidad.

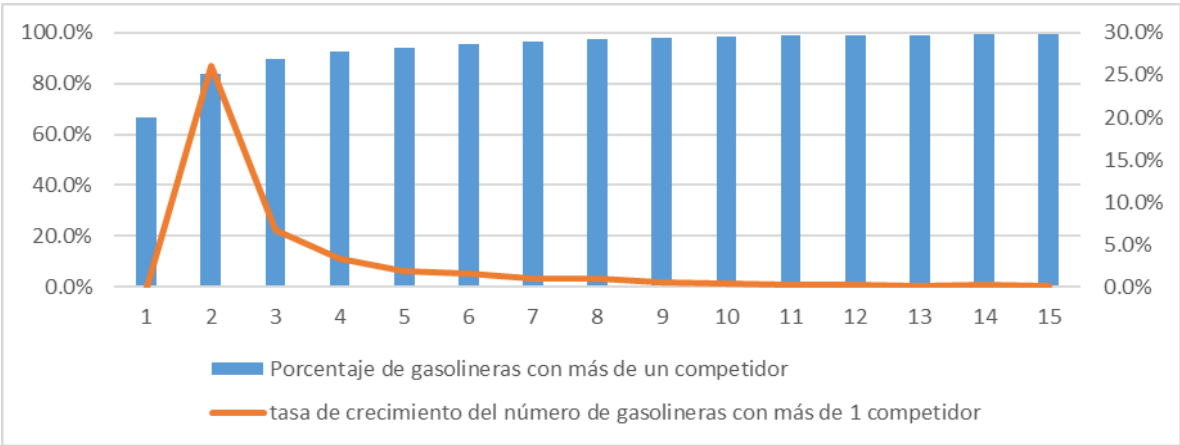


Fuente: Elaboración propia con base en las coordenadas de georreferencia.

La adopción de un radio de 3 kilómetros se basa en los criterios adoptados por (Barron, Taylor, & Umbeck, 2004), quienes utilizan en su investigación una distancia

de 1.5 millas (equivalentes a 2.41 km), y en el hecho de que en ese radio las estaciones mexicanas experimentan su mayor crecimiento. Para aclarar este punto considere la Figura 30. Ahí se aprecia que de las 3039 gasolineras repartidas en la zona central del país, el 66 % tiene más de un competidor dentro de un radio de 1 kilómetro, el 84 % tiene más de un competidor en un radio de 2 kilómetros, y así sucesivamente, hasta alcanzar un 99 % en un radio de 12 kilómetros. Por consiguiente, es plausible suponer que un radio de 12 kilómetros es, en principio, adecuado para captar el total de la muestra.

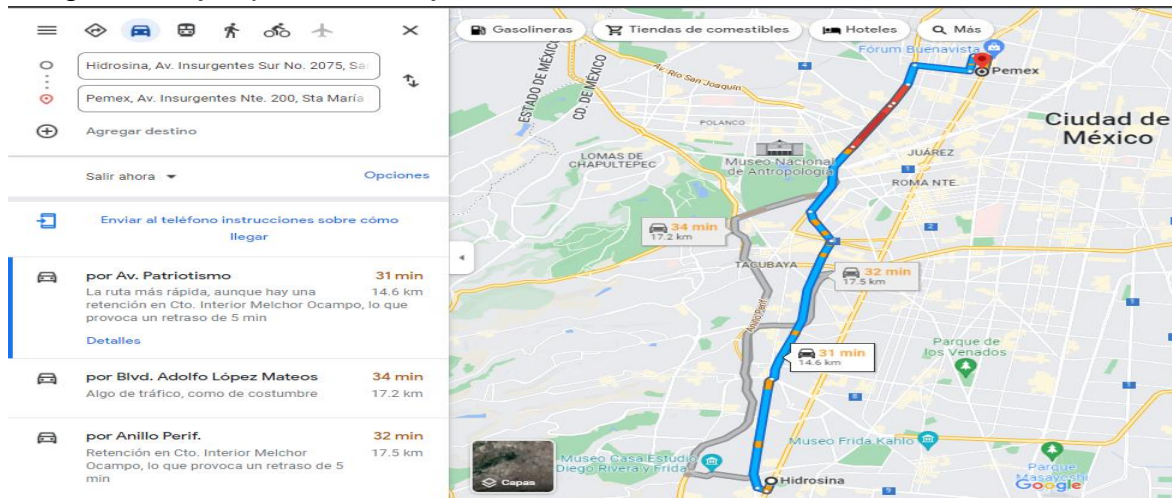
Imagen 30. Dinámica de los competidores al aumentar un kilómetro el radio de competencia.



Fuente: Elaboración propia a partir de información de la CRE

Sin embargo, el ritmo de crecimiento de las estaciones decrece con su radio de servicio al pasar, por ejemplo, del 26.1% al 6.6% cuando las gasolinera dejan de surtir entre uno y dos kilómetros para ofrecer sus servicios entre 2 y 3 kilómetros (imagen 30). Mas allá de ese radio de servicio las tasas de de crecimiento disminuyen aceleradamente. Por eso es que un radio de entre 2 y 3 kilómetros parece mejor medida que 12 kilómetros, sobre todo porque es poco probable que los consumidores viajen más de 3 kilómetros. Por ejemplo, un viaje dentro de la Ciudad de México de una gasolinera ubicada en el sur hacia otra en el norte implica un viaje de 15 kilómetros que toma un total aproximado de 31 minutos o de 1 hora si consideramos el viaje redondo más el tiempo demorado en llenar y pagar el tanque sin fila de espera (imagen 31).

Imagen 31. Ejemplo de un viaje de 15 kilómetro en la Ciudad de México.



Fuente: Elaboración propia con la herramienta *Google maps*.

El criterio de los 3 kilómetros concuerda, además, con el utilizado por la Comisión Reguladora de Energía en la Resolución Número RES/219/2022^{xvi}, en la que se niega el permiso de expendio al público de petrolíferos en estación a Mega gasolineras, S.A. de C.V. La autoridad reguladora argumentó que el proyecto no fomentaría la competencia, dado que en un radio de 3 km habría un total de 27 estaciones de servicio competidoras, pertenecientes a 72 grupos diferentes, y la aprobación del proyecto aumentaría el índice *Herfindahl-Hirschman* del grupo perteneciente a Mega gasolineras.

3.2.1 Estimación del modelo de competencia monopolística

A la luz de la revisión de la literatura llevada a cabo en el capítulo 1, se pudo apreciar que los MCM con preferencias y costos heterogéneos son adecuados para probar el argumento de la primera hipótesis, que establece una correlación entre la densidad de vendedores y los momentos de la distribución de precios. En estos modelos se espera que en los mercados con mayor densidad de vendedores haya un precio promedio más bajo y una menor dispersión de precios. La relación es más fuerte a medida que se vincule una mayor densidad de vendedores con un rango más bajo de costos de visita por el consumidor. Al ser susceptibles de ser especificadas econométricamente sus ecuaciones, el tratamiento estadístico de estos modelos es ideal para observar empíricamente la relación entre el precio esperado y el número de estaciones (densidad) en mercados con diferentes poder de mercado. Concretamente utilizamos una ecuación general y dos ecuaciones auxiliares para probar la primera hipótesis del trabajo.

La ecuación general, identificada con el número (5) en el capítulo 1, tiene la siguiente forma funcional para capturar la relación directa entre precios y densidad de empresas con diferentes atributos:

$$\ln(p_i) = \alpha + \beta \ln(\text{densidad}_i) + \phi X_i + u_i$$

Donde p_i es el precio de la gasolina regular en la estación, medido en pesos por litro; densidad_i es el número de estaciones dentro de un radio de 3 kilómetros alrededor de la estación i ; X_i es un vector de características específicas de la estación, que incluye identificadores de grupo de interés económico y marca comercial, así como una variable que refleja la terminal de almacenamiento más cercana a la estación de servicio; u_i es un término de error; y \ln es el logaritmo natural.

Las dos ecuaciones auxiliares nutren de más elementos de prueba a la primera hipótesis al incluir el margen de ventas (ecuación 6) y la dispersión de precios (ecuación 7). Mientras el margen de ventas es una variable de control que considera el precio de suministro proveniente de la terminal de suministro más cercana, la dispersión de precios es un indicador directo de los efectos de la competencia.

$$\ln(\text{margen}_i) = \alpha + \beta \ln(\text{densidad}_i) + \phi X_i + u_i \dots \dots (6)$$

$$u_i^2 = d + \gamma \ln(\text{densidad}_i) + v_i \dots (7)$$

donde u_i^2 son los residuos cuadrado de cada una de las ecuaciones (5) y (6), que miden la varianza no explicada de los precios (y el margen) en los mercados. Es importante tener en cuenta que esta medida de variación de precios y márgenes de beneficio controla las diferencias atribuibles a las características específicas de cada estación.

3.2.3 Procedimiento de estimación del modelo de competencia monopolística

Para la estimación de estas ecuaciones, se adopta el estimador de varianza Huber/White/sandwich (robusto) para producir errores estándar consistentes,

incluso cuando los residuos no se distribuyen de manera idéntica. Este procedimiento es más robusto que otros convencionalmente utilizados, como el de mínimos cuadrados ordinarios, porque evita los efectos adversos de la heteroscedasticidad y los valores atípicos en la estimación de la varianza de la población. (Huber, 1967) y (White, 1980).

Con el fin de poder comparar los resultados con otros estudios como el de (Banco de México, Informe Trimestral Enero - Marzo 2019), utilizamos los precios diarios de gasolina al menudeo entre el 1 de octubre de 2018 y el 15 de enero de 2020 de 3039 gasolineras ubicadas en la Ciudad de México, el Estado de México, Guanajuato, Puebla, Hidalgo y Querétaro. La muestra incluye distintas marcas, entre las que se encuentran Pemex, BP, Chevron, Costco Exxon, Total, G500, Repsol, Shell, Gulf Y Windstar.

Cabe aclarar que, en la prueba de la primera hipótesis, la tesis introduce una innovación significativa al clasificar las estaciones de servicio según su Grupo de Interés Económico. En estudios previos, como los realizados por (Banco de México, 2019) y (Plauchu Rosale & Del Valle Molina, 2019) la práctica consiste en utilizar la marca comercial. Nuestro enfoque mejora el análisis debido a que la presencia de nuevas marcas comerciales es relativamente reciente^{xvii}, mientras que los grupos de interés han existido al menos desde los primeros años (2015 y 2016)^{xviii} de otorgamientos de permisos y probablemente incluso antes de la liberalización de precios.

Además de la clasificación por Terminal de Almacenamiento y Reparto (TAR) y marca comercial, la muestra se divide en 175 grupos de interés económico, incluyendo los mencionados en la sección 2.5.1 y dos categorías adicionales: "No aplica," para estaciones sin grupo identificado, y "otros," para GIE con una sola gasolinera en la entidad. La clasificación de los GIE se basa en estudios de Petrintelligence,^{xix} la razón social de los permisos^{xx}, y la información pública de los grupos. Esta clasificación ha sido utilizada solo por (Larios Ferrer, Helu Jiménez, & Reyes García, 2020), quienes emplean simulaciones y teoría de juegos para demostrar la existencia de GIEs con igual poder de decisión pero diferentes números de permisos. Una debilidad de su estudio es que omite los precios en sus estimaciones, a diferencia de esta tesis.

3.2.4 Resultados de las estimaciones del modelo de competencia monopolística

La Tabla 7 presenta datos relativos a la distribución de estaciones en cada área de mercado. Se observa que las estaciones tienden a estar menos densamente

distribuidas en el mercado del Estado de Hidalgo, con un promedio de poco más de 6 estaciones en un radio de 3 km para cada estación. En contraste, en las áreas de Querétaro y la Ciudad de México, el promedio asciende a 13.45 y 23.11 estaciones, respectivamente.

Tabla 7. Estadística descriptiva para seis entidades federativas

Inatprecio	EDOMEX	CDMX	GUANAJUAT	PUEBLA	HIDALG	QUERETAR
Número de observaciones	367,540	148,287	245,054	192,669	119,537	117,669
Número de gasolineras	1028	363	603	472	284	289
Obs. promedio por gasolinera	357	408	406	408	420.9	407
Precio promedio	19.85	20.22	20.08	19.25	19.12	19.79
Desviación estándar del precio	0.4893	0.392	0.508	0.3683	0.4447	0.3336
Margen promedio	1.79	1.98	2.07	1.57	1.53	1.88
Desviación estándar del margen	0.458	0.395	0.52	0.386	0.431	0.432
Promedio de gasolineras en 3km	12.14	23.11	13.31	13.31	6.51	13.45
Desviación estándar de las gasolineras en 3km	8.4284	12.03	12.38	13.54	6.239	10.94
TAR						
ANIL	15.37%	45.05%				
AZCAPOTZALCO	11.41%	19.51%				
BARRANCA DEL MUERTO	1.45%	28.85%				
SAN JUAN IXHUATEPEC	33.26%	6.59%			2.11%	
CUAUTLA	0.77%			3.16%		
PACHUCA	0.68%			3.16%	66.90%	
PEROTE				0.42%		
PUEBLA	0.19%			81.05%		
TEHUACAN				12.21%		
CUERNAVACA	0.39%					
QUERETARO	0.10%		8.37%			96.25%
TOLUCA	31.62%					
TULA	4.73%				28.87%	
CELAYA			25.78%			
IRAPUATO			35.63%			
LEON			30.21%			
POZA RICA					0.35%	
VALLES					1.76%	3.75%

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la CRE., el sombreado azul resalta la TAR más importante en cada entidad federativa

La Tabla 7 muestra, además, el precio y margen promedio para cada región, destacando la Ciudad de México con el precio promedio más alto (20.22) y

Guanajuato con el margen más alto (2.07). En términos generales la diferencia respecto de la Ciudad de México, aunque pequeña (9 centavos), resulta significativa y brinda pistas sobre la importancia del número de competidores en la determinación de los precios y márgenes de beneficio.

Al contar con observaciones de corte transversal a lo largo de un periodo de tiempo, se emplea un modelo de datos de panel con efectos aleatorios porque la estructura de datos no permite usar uno de efectos fijos (pues para ciertas combinaciones de individuos y variables, se tienen características invariables en el tiempo, por ejemplo, la TAR de suministro). Con esta aclaración ya no es necesario contrastar efectos fijos y aleatorios mediante la prueba de Hausman. El fundamento detrás del modelo de efectos aleatorios es que, a diferencia del modelo de efectos fijos, la variación entre agentes no está correlacionada con las variables independientes incluidas en el modelo y que las diferencias influyen en la variable dependiente. Una ventaja de los efectos aleatorios es que puede incluir variables invariantes en el tiempo (en nuestro caso las variables, TAR asociada, GIE y marca). En el modelo de efectos fijos estas variables son absorbidas por el intercepto. Los efectos aleatorios asumen que el término de error de la entidad no está correlacionado con los predictores, lo que permite que las variables invariantes en el tiempo desempeñen un papel como variables explicativas.

Las estimaciones de las ecuaciones (5) y (6) para cada región se detallan en las Tablas 8 y 9, respectivamente. Estos resultados aportan evidencia sobre la relación entre la cantidad de estaciones y el precio promedio. En concreto, se observa que las estaciones con más competidores en un radio de 3 kilómetros exhiben precios promedio más bajos.

Tabla 8^{xxi}. Resultados de $\ln(p_i) = \alpha + \beta \ln(\text{densidad}_i) + \phi X_i + u_i$

	EDOMEX		CDMX		GUANAJUATO		PUEBLA		HIDALGO		QUERETARO	
	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std
Logaritmo del número de estaciones dentro de un radio de 3 kilómetros	-0.0012	0.0008	-0.0018	0.0006	-0.0027	0.0006	-0.0043	0.0005	-0.0047	0.0009	-0.0031	0.0007
GIE												
HIDROSINA	0.0417	0.0098	-0.0053	0.0020	-0.0143	0.0050	-0.0057	0.016	-0.0224	0.004	0.0137	0.010
NO APLICA	0.0313	0.0097	-0.0073	0.0017	-0.0078	0.0015	-0.0075	0.0166	-0.0211	0.003	0.0157	0.009
otros1	0.0366	0.0101	-0.0104	0.0027	-0.0081	0.0048	-0.0075	0.0166	-0.0178	0.0054	0.0149	0.0101

MI GASOLINA	0.0394	0.0099	-0.0054	0.0024			-0.0020	0.0166	-0.0045	0.007	0.0210	0.0095
PERC	0.0426	0.0101	-0.0065	0.0032	0.0067	0.0042			-0.0081	0.0052	0.0228	0.0094
OXXOGAS	0.0393	0.0102			0.0001	0.0015			-0.0218	0.0041	0.0240	0.0092
FULLGAS	0.0346	0.0123			-0.0225	0.0023					0.0125	0.0095
LUGO GAS	0.0156	0.0098			-0.0297	0.0008			-0.0299	0.0049		
MEIGAS	0.0268	0.0099	-0.0105	0.0032					-0.0245	0.0078		
MEXIENERGI	0.0413	0.0114	-0.0129	0.0048							0.0329	0.0093
NOVOGAS	0.0257	0.0102			-0.0054	0.0031					0.0234	0.0094
OLEUM	0.0355	0.0098			-0.0119	0.0036					0.0181	0.0094
ORSAN					-0.0113	0.0041			-0.0354	0.0059	0.0300	0.0093
SERVIFÁCIL	0.0309	0.0098							-0.0106	0.0097	0.0176	0.0092
BP CAPITAL	0.0366	0.0101					-0.0110	0.0175				
CORPOGAS	0.0466	0.0097	-0.0005	0.0018								
EFICIENTES			-0.0090	0.0029	-0.0117	0.0060						
EL ONCE	0.0182	0.0101							-0.0370	0.0039		
GAP	0.0353	0.0098	-0.0026	0.0029								
GASMART					-0.0048	0.0021					0.0290	0.0102
MEGAGAS			-0.0056	0.0058	0.0074	0.0021						
PETRO SEVEN	0.0339	0.0099	-0.0134	0.0034								
SIRAGO	0.0380	0.0099	0.0013	0.0020								
TAR												
AZCAPOTZALCO	0.021	0.001	0.000	0.001								
BARRANCA DEL MUERTO	0.030	0.002	0.006	0.001								
CUAUTLA	0.003	0.004										
CUERNAVACA	-0.003	0.008										
IRAPUATO					0.014	0.002						
LEON					0.021	0.002						
PACHUCA	-0.006	0.008					-0.008	0.006				
PEROTE							-0.003	0.006				
PUEBLA	-0.004	0.005					-0.011	0.006				
POZA RICA									0.003	0.002		
QUERETARO					-0.015	0.004						
SAN JUAN IXHUATEPEC	0.016	0.001	-0.001	0.002					0.025	0.004		
TEHUACAN							-0.003	0.006				
TOLUCA	-0.002	0.001										
TULA	-0.010	0.003							0.003	0.003		
VALLES									0.005	0.003	-0.014	0.005
marca_combustible												
BP (BRITISH PETROLEUM)					0.064	0.002			0.009	0.006		
CHEVRON					0.064	0.002			-0.016	0.004		
COSTCO					0.019	0.005	-0.038	0.003				

EXXON MOBIL	-0.010	0.004			0.054	0.002	-0.005	0.002	0.015	0.005	-0.011	0.002
FREE ENERGY							-0.025	0.003				
G500	-0.002	0.003	-0.006	0.002	0.067	0.002	-0.008	0.003	0.014	0.007	-0.001	0.003
GEMMA							-0.008	0.002				
GULF	-0.004	0.014			0.050	0.003	-0.007	0.003				
PEMEX	-0.008	0.002	-0.007	0.002	0.048	0.001	-0.009	0.002	0.006	0.004	-0.012	0.002
REPSOL	-0.001	0.003	*		0.042	0.004	-0.006	0.004	0.001	0.003		
SHELL	-0.008	0.004	-0.006	0.003	0.031	0.002	-0.005	0.002	0.001	0.008	-0.011	0.003
SORIANA									0.003	0.004		
TOTAL	-0.003	0.004	-0.003	0.002	0.051	0.005	-0.004	0.003			0.004	0.005
WINDSTAR					0.066	0.000						
Constante	2.958	0.010	3.023	0.001	2.951	0.003	2.989	0.017	2.971	0.003	2.982	0.010
R cuadrada between	0.5287		0.4827		0.609		0.4003		0.354		0.355	
Wald Chi2	2090000		28619.13									

* Omitido automáticamente por colinealidad

Fuente: Elaboración propia. En cada columna se señalan en verde los 2 precios más bajos y en rojo los 2 precios más altos

En la Tabla 8 se observa que un incremento del 100% en la cantidad de estaciones dentro de un radio de 3 kilómetros está asociado con una disminución en el precio promedio de aproximadamente 0.12% en el estado de México^{xxii}, 0.18% en la Ciudad de México, 0.26% en Guanajuato, 0.42% en Puebla, 0.47% en Hidalgo y 0.31% en Querétaro. Paralelamente, dicho aumento se relaciona con una reducción en el margen promedio, cuyos valores aproximados son: 1.1% en el estado de México, 1.8% en la Ciudad de México, 2.5% en Guanajuato, 5.6% en Puebla, 5.5% en Hidalgo y 3.6% en Querétaro (ver Tabla 9).

Tabla 9^{xxiii}. Resultados de $\ln(\text{margen}_i) = \alpha + \beta \ln(\text{densidad}_i) + \phi X_i + u_i$

	EDOMEX		CDMX		GUANAJUATO		PUEBLA		HIDALGO		QUERETARO	
	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std
Logaritmo del número de estaciones dentro de un radio de 3 kilómetros	-0.011	0.006	-0.0183	0.0061	-0.0256	0.006	-0.0563	0.0063	-0.055	0.012	-0.036	0.009
GIE												
HIDROSINA	0.6591	0.1386	-0.034	0.0223	-0.1355	0.051	-0.0457	0.1790	-0.263	0.05946	0.1767	0.17758
NO APLICA	0.5318	0.1379	-0.071	0.0197	-0.0676	0.0179	-0.0884	0.17866	-0.274	0.04719	0.1853	0.16536
otros1_	0.5968	0.1424	-0.102	0.03225	-0.0837	0.0581	-0.0810	0.179	-0.214	0.06723	0.1599	0.17475

MI GASOLINA	0.624	0.1394	-0.0424	0.0264			-0.0066	0.17946	-0.075	0.0914	0.2707	0.16672
PERC	0.6709	0.1417	-0.0531	0.0367	0.11989	0.0495			-0.126	0.06395	0.2775	0.16607
OXXOGAS	0.6066	0.1419			0.01757	0.0168			-0.244	0.05486	0.2935	0.16492
FULLGAS	0.557	0.1539			-0.2227	0.025					0.178	0.16654
LUGO GAS	0.3489	0.1394			-0.3058	0.0123			-0.368	0.06535		
MEIGAS	0.4749	0.1407	-0.0983	0.03801					-0.328	0.11242		
MEXIENERGI	0.625	0.1514	-0.1334	0.07142							0.3903	0.16556
NOVOGAS	0.4786	0.1504			-0.0127	0.034					0.2984	0.1656
OLEUM	0.6054	0.139			-0.0849	0.0394					0.2309	0.16668
ORSAN					-0.0824	0.0481			-0.438	0.08066	0.3716	0.1652
SERVIFÁCIL	0.5351	0.1396							-0.128	0.11427	0.2303	0.1645
TAR												
AZCAPOTZALCO	0.3054	0.016	0.05295	0.0132								
BARRANCA DEL MUERTO	0.337	0.0291	0.0458	0.0091								
CUAUTLA	0.2804	0.0427										
CUERNAVACA	0.2922	0.0907										
IRAPUATO					0.1665	0.017						
LEON					0.2319	0.019						
PACHUCA	0.3383	0.0917					0.0192	0.0633				
PEROTE							0.1554	0.0659				
POZA RICA									0.222	0.027		
PUEBLA	0.2972	0.05					-0.0034	0.0585				
QUERETARO					-0.1442	0.0477						
SAN JUAN IXHUATEPEC	0.1905	0.0167	-0.0094	0.0186					-0.151	0.058		
TEHUACAN							0.0844	0.0624				
TOLUCA	0.2509	0.0173										
TULA	0.3605	0.0262							0.1311	0.031		
VALLES									0.2217	0.038	0.1352	0.047
marca_combustible												
BP					0.7342	0.019			0.100	0.070		
CHEVRON					0.7333	0.019			-0.199	0.060		
COSTCO					0.1088	0.062	-0.7314	0.0308				

EXXON MOBIL	-0.1102	0.0498			0.6391	0.023	-0.065	0.0275	0.208	0.069	-0.145	0.029
FREE ENERGY							-0.3916	0.03247				
G500	-0.0197	0.036	-0.0728	0.0270	0.81686	0.0422	-0.0963	0.03033	0.1977	0.0829	-0.03	0.0393
GEMMA							-0.1103	0.0262				
GULF	-0.0565	0.1442			0.6103	0.0329	-0.0866	0.04115				
PEMEX	-0.0842	0.0276	-0.0865	0.0203	0.58062	0.0135	-0.1189	0.02165	0.0801	0.05156	-0.143	0.02371
REPSOL	0.0036	0.0354	omitido		0.51217	0.0538	-0.0980	0.05217	0.0266	0.0428		
SHELL	-0.0786	0.0463	-0.0713	0.0283	0.41611	0.0255	-0.0710	0.0280	0.051	0.0968	-0.133	0.0320
SORIANA									0.0099	0.0546		
TOTAL	-0.0402	0.0433	-0.0505	0.0249	0.5734	0.069	-0.0589	0.03387			0.0318	0.04245
WINDSTAR					0.7563	0.004						
Constante	-0.109	0.141	0.8183	0.0140	0.0846	0.028	0.6866	0.1802			0.5607	0.168
R cuadrada between	0.5286		0.5264		0.62		0.4244		0.3985		0.3105	
Wald Chi2	7130000		35575		

* omitido debido a colinealidad

Fuente: Elaboración propia.

En el contexto de los modelos de competencia monopolística, estas pequeñas magnitudes se atribuyen a las percepciones de los consumidores sobre la conveniencia de adquirir gasolina de diversos vendedores. Esto es especialmente relevante considerando que se han controlado las diferencias de marca y ubicación geográfica específica (TAR). La baja magnitud del coeficiente de densidad respecto al precio se explica, además, por la inelasticidad en el consumo de gasolina, como lo han señalado (Reyes, Escalante, & Matas, 2010), (Galindo, 2005), (Ibarra Salazar & Sotres Cervantes, 2008).

En lo que respecta a los coeficientes de la variable GIE, estos deben interpretarse como la diferencia entre el grupo i y el primer grupo de cada entidad federativa. El grupo de control, seleccionado automáticamente en orden alfabético por el software econométrico, representa el primer grupo. Por lo tanto, un coeficiente con mayor magnitud indica que el precio promedio es mayor que el del grupo de control. Del mismo modo, coeficientes más elevados para esta variable reflejan precios más altos por grupo de interés. En el estado de México, Corpogas y Perc exhiben los coeficientes más altos y estadísticamente significativos, con valores de 0.0466 y 0.0426, respectivamente. Estos grupos ostentan los precios promedio más altos en la entidad, tal como se muestra en la Tabla 10. Concretamente, Corpogas registra

el precio promedio más alto (20.2758), debido a que, después del grupo "No aplica," es el que cuenta con mayor número de gasolineras en la entidad (7.4%).

Este patrón se replica en la Ciudad de México, donde Corpogas también obtiene el coeficiente más alto debido a que es el tercer grupo con mayor presencia en el mercado (14.24%). Es relevante destacar que los coeficientes son negativos debido a que el grupo de control es BP, que posee el precio promedio más alto en la entidad. Por otro lado, en Guanajuato, los grupos con mayor participación son Oxxogas con 11.49% y Megagas con el 7.38%, este último GIE presenta el coeficiente más alto (0.0074), mientras que Oxxogas ocupa el tercer lugar (0.0001).

Tabla 10. Precio promedio de enero del 2018 a junio del 2020, por entidad y grupo de interés.

Etiquetas de fila	México	Ciudad de México	Guanajuato	Hidalgo	Puebla	Querétaro
FULLGAS	19.913		19.689			19.680
HIDROSINA	20.055	20.221	19.855	19.104	19.245	19.609
LUGO GAS	19.304		19.591	18.918		
MEIGAS	19.767	20.127		18.948		
MEXIENERGI	20.169	20.160				20.029
MI GASOLINA	20.014	20.216		19.405	19.343	19.855
NO APLICA	19.789	20.212	20.041	19.078	19.270	19.725
NOVOGAS	19.446		19.777			19.841
OLEUM	19.900		19.877			19.731
ORSAN			19.998	19.006		19.946
OXOGAS	19.754		20.264	19.109		19.832
PERC	20.131	20.174	20.092	19.432		19.859
SERVIFÁCIL	19.805			19.296		19.708
BP CAPITAL	20.204	20.492			19.249	
CORPOGAS	20.276	20.369				
EFICIENTES		20.159	19.795			
EL ONCE	19.548			18.841		
GAP	19.733	20.269				
GASMART			20.554			20.178
MEGAGAS		20.380	20.304			
PETRO SEVEN	20.062	20.081				
SIRAGO	19.906	20.347				
otros1	19.837	20.147	20.007	19.186	19.247	19.671

Fuente: Elaboración propia con datos de la CRE. En cada columna se señalan en verde los 2 precios más bajos y en rojo los 2 precios más altos.

En Querétaro, los principales grupos son Orsan con una participación del 11.94%, "otros1" con el 5.8%, y PERC con el 4.4%. Orsan (0.03) y Mexienergi (0.032) tienen los coeficientes más altos y, por tanto, con mayor influencia en los precios. El coeficiente de "otros1" es interesante; a pesar de su participación significativa, tiene el segundo precio promedio más bajo en la entidad debido a que está compuesto por individuos o empresas con una sola estación, lo que limita su poder de mercado y los lleva a ofrecer precios más bajos.

En Hidalgo, PERC es el grupo con el mayor número de gasolineras (5.6%) y presenta el segundo coeficiente más alto^{xxiv}, "o menos negativo". Esto se debe a que el grupo de control es Agrocombustibles de Hidalgo, que tiene el segundo precio promedio más alto en la entidad. El segundo GIE en la entidad es "otros1" con el 3.52% de la participación total de gasolineras. Al excluir los grupos "Mi gasolina" y "Servifácil" por falta de significancia estadística, "otros1" se convierte en el segundo en magnitud después de PERC. Esto sugiere que, en Hidalgo, PERC tiene cierto poder para fijar precios, mientras que los siguientes dos grupos no tienen esa capacidad, posiblemente debido a políticas de franquicia de Pemex en la región.

Respecto a los coeficientes de los GIE en Puebla, ninguno de ellos resulta estadísticamente significativo, debido, posiblemente, a la baja participación de los GIE, ya que el 57.59% de las estaciones son individuales (sin GIE) o a otras características estructurales como la alta presencia de huachicol en la región, La tabla 11 muestra un resumen con los principales hallazgos del coeficiente GIE.

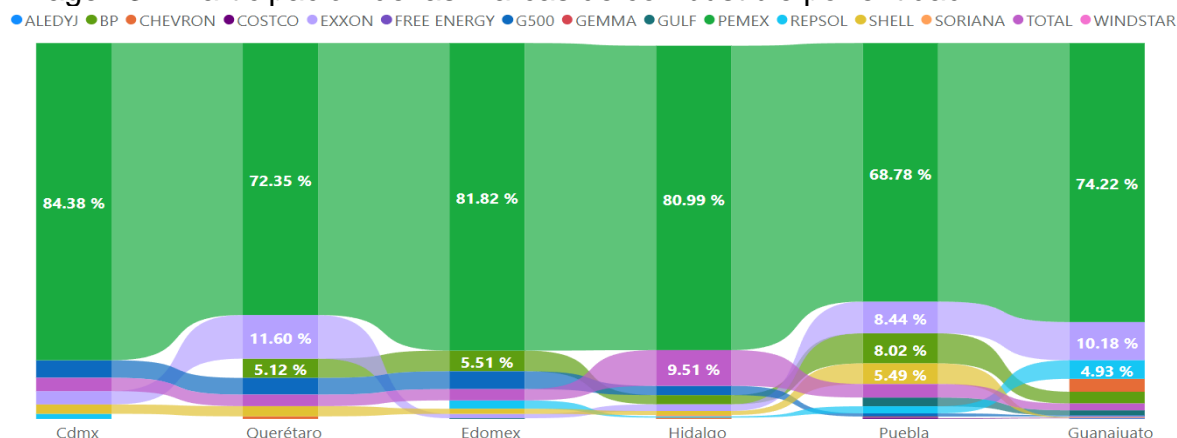
Tabla 11. Principales resultados del modelo de competencia monopolística.

Tema/Entidad	Estado de México	Ciudad de México	Guanajuato	Hidalgo	Puebla	Querétaro
Coeficiente GIE más grande	Corpogas (0.0466) [Significativo]	Corpogas (-0.0005) [No Significativo ^{xxv}]	Megagas (0.0074) [Significativo]	PERC (0.0081) [Significativo]	[Ningún GIE es estadísticamente significativo]	Mexienergi (0.032) [significativo] Orsan (0.03) [Significativo]
Participación del GIE con el Coeficiente más alto	Corpogas (7.4%)	Corpogas (14.24%)	Megagas (7.38%)	PERC (5.6%) (segundo coeficiente más alto)	Mi Gasolina (8.6%)	Mexienergi (3.75%) Orsan (11.94%)
¿Los GIEs con mayor participación tienen coeficientes más altos	Sí	Sí	Sí	Sí	No	Sí

que el resto de GIEs?						
¿Los GIEs con mayor participación de mercado pueden fijar precios más altos?	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones Adicionales Relevantes	En el Estado de México, Corpogas y PERC son los actores principales con precios altos	CDMX presenta los precios más altos en todas las entidades	Oxxogas, el tercer coeficiente más grande y con la mayor participación (11.49%), resulta no estadísticamente significativo	El primer y tercer coeficientes más grandes (Mi gasolina" y "Servifácil) no resultaron estadísticamente significativos	La alta proporción de estaciones individuales en Puebla reduce la influencia de los GIEs.	Orsan tiene mayor capacidad para fijar precios que el GIE de coeficiente más alto debido a su mayor participación

En relación con los coeficientes de la variable “marca de combustible,” estos pueden ser entendidos como la diferencia del grupo i respecto al primer grupo de cada entidad federativa. Otra vez, el primer grupo es seleccionado como el grupo de control automáticamente por el software econométrico en orden alfabético.^{xxvi} A diferencia de la variable GIE, donde ciertos grupos mostraron predominancia regional, en todas las entidades federativas la marca principal es Pemex, como se ilustra en la imagen 34, debido a su destacada presencia en el suministro de combustible, fundamentada en su capacidad de transporte y almacenamiento de hidrocarburos.

Imagen 34. Participación de las marcas de combustible por entidad.



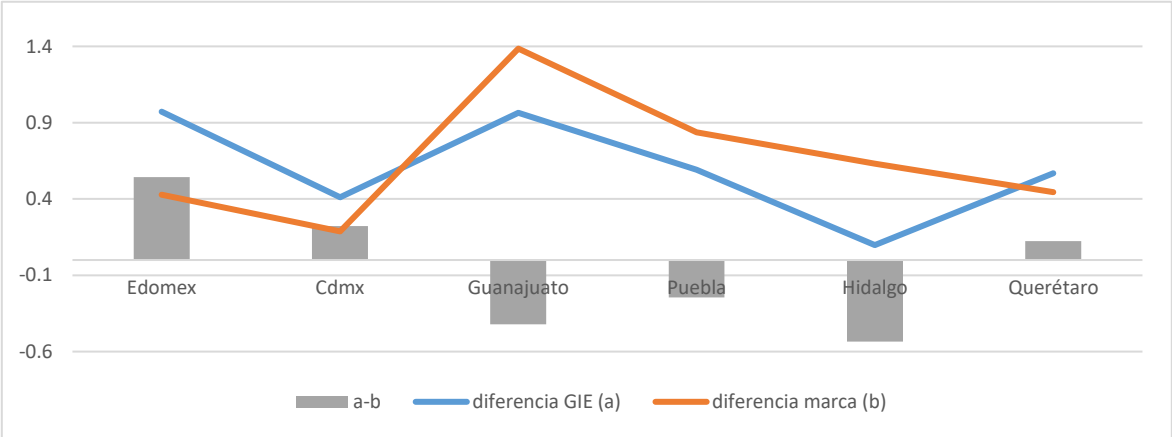
Fuente: Elaboración propia con información de la CRE.

Contrariamente a lo esperado, no se observa una relación entre mayores precios y mayor participación de la marca. Por ejemplo, en Ciudad de México y Querétaro, Pemex, no obstante, de ser el principal participante, ofrece los precios más bajos, con 20.21 y 19.73 pesos por litro, respectivamente. Además, en Ciudad de México, la marca Repsol, con solo una participación del 0.82%, tiene el precio más alto (20.4 pesos), mientras que, en Querétaro, Exxon, el segundo participante más importante con el 11.6% de participación, establece el precio más alto (20.17 pesos). Estos resultados, en términos generales, se alinean con las investigaciones de (Faustino-Cruz & Ortiz-Arango, 2021).

En el Estado de México, los coeficientes de G500, Gulf, Repsol y Total no son estadísticamente significativos, indicando que no hay diferencias en comparación con el precio de BP. Exxon, con los coeficientes y precios más bajos (-0.01 y 19.6, respectivamente) y una participación mínima del 1.16%, es una excepción notable. En Guanajuato, con una mayor diversidad de marcas (12) en comparación con Ciudad de México (6), todas ofrecen precios diferentes, como se refleja en la variación significativa entre el precio más alto (20.56 de Windstar) y el más bajo (19.18 de Costco) (ver Imagen 35). A pesar de esta variación, no hay una relación directa entre el poder de mercado y la capacidad de fijar precios más altos, ya que Windstar y Costco, con una participación del 0.16% cada una, tienen márgenes de precios distintos.

En Puebla, Exxon y BP tienen la misma participación (8%), sin embargo, ofrecen precios opuestos: BP tiene el precio más alto (19.38) mientras que Exxon tiene el precio más bajo (18.54). En Hidalgo, solo tres de las ocho marcas son estadísticamente significativas: G500, Chevron y Exxon. De estas, Exxon ofrece el precio promedio más bajo (18.54) con una participación de apenas el 0.35%

Imagen 35. Diferencia entre el precio más alto y el más bajo, por GIE y marca



Fuente: Elaboración propia con información de la CRE.

Los resultados de la ecuación (7) sobre precios y margen de beneficios para cada una de las áreas geográficas, desplegados en las tablas 12 y 13, indican que, en cinco de las seis regiones, un aumento en el número de estaciones está asociado con una reducción en la dispersión de precios medida por la variación inexplicable en los precios, después de controlar los atributos de grupo de interés, TAR asociada y marca comercial.

Tabla 12. $u_i^2 = d + \gamma \ln(\text{densidad}_i) + v_i$ Para la ecuación de precios

	EDOMEX		CDMX		GUANAJUATO		PUEBLA		HIDALGO		QUERETARO	
	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std
Logaritmo del número de estaciones dentro de un radio de 3 km	-0.0001716	0.0000024	0.0000006	0.0000005	-0.0000053	0.0000044	-0.0000045	0.0000043	-0.00000419	0.0000081	-0.0000027	0.0000005
Constante	0.0005347	0.0000056	0.00000455	0.0000011	0.00000244	0.0000011	0.0000016	0.0000008	0.000003	0.00000141	0.00000874	0.0000013
R cuadrada	0.0143		0.00001		0.0553		0.0545		0.021		0.0002	
F	5315.3		1.89		14342.16		11114.1		2661.54		24.49	
Prob > F	0		0.1696		0		0		0		0	

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 13. $u_i^2 = d + \gamma \ln(\text{densidad}_i) + v_i$ Para la ecuación de márgenes

	EDOMEX		CDMX		GUANAJUATO		PUEBLA		HIDALGO		QUERETARO	
	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std	Coef.	error std
Logaritmo del número de estaciones dentro de un radio de 3 km	-0.00530	0.000006	0.0000062	0.0000054	-0.0000030	0.0000064	-0.0000034	0.0000018	-0.0000069	0.0000044	0.0000032	0.0000013

Constante	0.0265 52	0.000 14	0.003 90	0.0001 28	0.031 81	0.0001 54	0.020 33	0.00009 49	0.03 66	0.0002 51	0.0103 8	0.000 31
R cuadrada	0.0228		0.0009		0.0504		0.0352		0.0188		0.00019	
F	8581.22		127.17		12991.87		7023.56		2291.66		227.59	
Prob > F	0		0		0		0		0		0	

Fuente: Elaboración propia.

Es necesario hacer hincapié en el supuesto clave de que la fuente subyacente de heterogeneidad en los precios es invariable con relación al número de vendedores. Este supuesto se ve respaldado por la forma en la que las estaciones operan diariamente, ya que varios de los costos de las estaciones son comerciales y administrativos y menos relacionado con los *niveles de producción*. Así tenemos, por ejemplo, que una estación esta forzada a pagar el mismo monto de dinero por las obligaciones estatales y federales ya sea que venda mil o diez mil litros a lo largo del año.

Los resultados confirman la teoría de costos de búsqueda dtida en el capítulo 1, en el sentido de que, en la Ciudad de México, la relación entre el número de vendedores y la dispersión de precios es positiva debido a la mayor elasticidad precio de la demanda, indicada en la tabla 14. Se plantea la posibilidad de que la gasolina pueda comportarse como un bien Giffen, debido a su mayor demanda cuando el ingreso del consumidor disminuye y a su mayor importancia en el presupuesto del consumidor. Sin embargo, se subraya la necesidad de investigaciones futuras para profundizar en esta hipótesis, sugiriendo enfoques teóricos específicos como el propuesto por (Spiegel, 1994).

Tabla 14. Elasticidades precio-demanda por entidad federativa (octubre 2018 a enero 2021)

Región	t Statistic	R ²
CDMX	2.997 (.000)	.57
Guanajuato	.783 (.000)	.19
Hidalgo	.897 (.000)	.11
México	1.641 (.000)	.49
Puebla	1.888 (.000)	.38

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Comisión Reguladora de Energía
Notas: Errores estándar en paréntesis, para ver las regresiones completas ver anexo 3.

3.2.5 Discusión de la prueba de hipótesis del modelo de competencia monopolística

Los resultados de las tablas anteriores confirman que un aumento en el número de estaciones de gasolina en un área específica está asociado con una reducción en la variación inexplicable de los precios. Esto implica que a medida que aumenta la densidad de estaciones en una región, la competencia entre ellas se intensifica, provocando una mayor homogeneización de los precios. Esta tendencia se refleja también en una menor dispersión de precios, como indican las tablas 11 y 12. Un incremento del 100% en la cantidad de estaciones dentro de un radio de 3 kilómetros está asociado con una reducción en el precio promedio de aproximadamente 0.12% en el estado de México, 0.18% en la Ciudad de México, 0.26% en Guanajuato, 0.42% en Puebla, 0.47% en Hidalgo y 0.31% en Querétaro.

Estos modestos coeficientes de competencia obtenidos se explican por las mínimas diferencias en las percepciones de los consumidores respecto a la conveniencia de la gasolina proveniente de distintos vendedores y a la inelasticidad en el consumo de gasolina. Los consumidores prefieren la cercanía, incurriendo en menores costos de viaje al optar por estaciones cercanas. Por ende, la preferencia del consumidor por compras próximas desalienta la comparación de precios entre diferentes estaciones, lo que conduce a una competencia oligopólica en el mercado mexicano de expendio de gasolinas.

En la Ciudad de México, se observa una situación particular, y es que entre mayor es la densidad de la competencia, menores son los precios y márgenes, lo que concuerda con la teoría de diferenciación de producto con demandas y costos heterogéneos. Sin embargo, las tablas 11 y 12 indican que la relación entre el número de vendedores y la dispersión de precios es positiva en esta región.

El resultado es consistente con modelos de búsqueda que consideran heterogeneidad en costos de búsqueda de consumidores y vendedores (Carlson & McAfee, 1982). Una disminución en los costos de búsqueda aumenta la elasticidad-precio de la demanda y disminuye los márgenes y precios promedio (aunque con variaciones de precios constantes). En Ciudad de México, mayores índices de autos/clientes por gasolinera y menores kilómetros cuadrados por permiso sugieren diferencias significativas en las visitas a distintas gasolineras, como lo especifica el primer supuesto. La reducción de costos de búsqueda implica una comparación de precios más expedita y una demanda más elástica que otras regiones.

En lo que corresponde a la prueba puntual de la primera hipótesis, los resultados estadísticos indican que el coeficiente de competencia es significativamente pequeño o que el impacto del número de competidores en el precio de la gasolina es marginal. Dicho de otra manera, el resultado refuta la creencia común de que una mayor competencia conduce automáticamente a precios más bajos en el mercado de la gasolina. Además, no se observa un patrón claro en cuanto a la relación entre la marca de combustible y el precio. Pemex, la marca dominante, ofrece los precios promedios más bajos en algunas entidades federativas, pero no en todas. A este respecto, (Faustino-Cruz & Ortiz-Arango, 2021) encuentran que no se observa un vector único de precios de equilibrio entre las distintas marcas que compiten en la Ciudad de México.

Los resultados obtenidos confirman la hipótesis planteada de que no hay una relación directa entre el número de competidores y el precio promedio de la gasolina magna. Así que no obstante que se observa una disminución marginal en los precios con el incremento de la competencia en algunas regiones, la magnitud de estos cambios es demasiado pequeña. Los modestos coeficientes de competencia y la ausencia de un patrón claro en la relación entre la marca de combustible y el precio refutan la noción común de que una mayor competencia conduce automáticamente a precios más bajos. Estos resultados destacan la importancia de otros factores, como el poder de mercado y la colusión, en la determinación de los precios de la gasolina, validando así la hipótesis.

3.3.1 Estimación del modelo de ciclos económicos y colusión

Para la prueba de la segunda hipótesis, consistente en que los agentes con mayor poder de mercado establecen acuerdos de colusión que les permiten fijar precios superiores a los que se observarían en un mercado competitivo, se utiliza la especificación general del modelo *Markov Switching Dynamic Regression Model*. La razones de su popular uso, ya explicadas en el capítulo 1, obedece a la capacidad de esta familia de modelos de Markov de capturar los efectos de la colusión sobre los precios en diversos momentos del ciclo económico. Dicho de otra manera, sintetiza las características de las empresas coludidas que influyen los precios en diferentes regímenes económicos y que son básicas para probar la hipótesis. La ecuación propuesta para su estimación econométrica es:

$$y_t = \mu_{st} + x_t\alpha + z_t\beta_{st} + \varepsilon_s$$

donde y_t es la variable dependiente, que puede ser tanto la cantidad (q_t) como el precio; μ_{st} es la intersección dependiente del estado, que varía según el régimen (s) y el tipo de variable; x_t es un vector de variables exógenas con coeficientes invariantes de estado α , que no cambian entre regímenes; z_t es un vector de variables exógenas con coeficientes dependientes del estado β_{st} , ε_t es una variable de error independiente e idénticamente distribuida (iid) con media 0 y varianza σ^2

Para el tratamiento estadístico de la especificación se utiliza el mismo conjunto de datos diarios a nivel de entidad federativa entre octubre/2018 y enero/2021, pero ahora considerando también el volumen de ventas de gasolina en litros.

3.3.2 Procedimiento de estimación de los modelos de colusión y ciclos económicos

Se emplea un modelo bivariado que toma la diferencia de las variables en niveles para evitar la no estacionariedad de las series. Las pruebas de raíz unitaria para distintos valores críticos de Dickey-Fuller de las 6 series de precios por entidades federativas se muestran en la Tabla 14.

Tabla 14. Pruebas de raíz unitaria de ADF

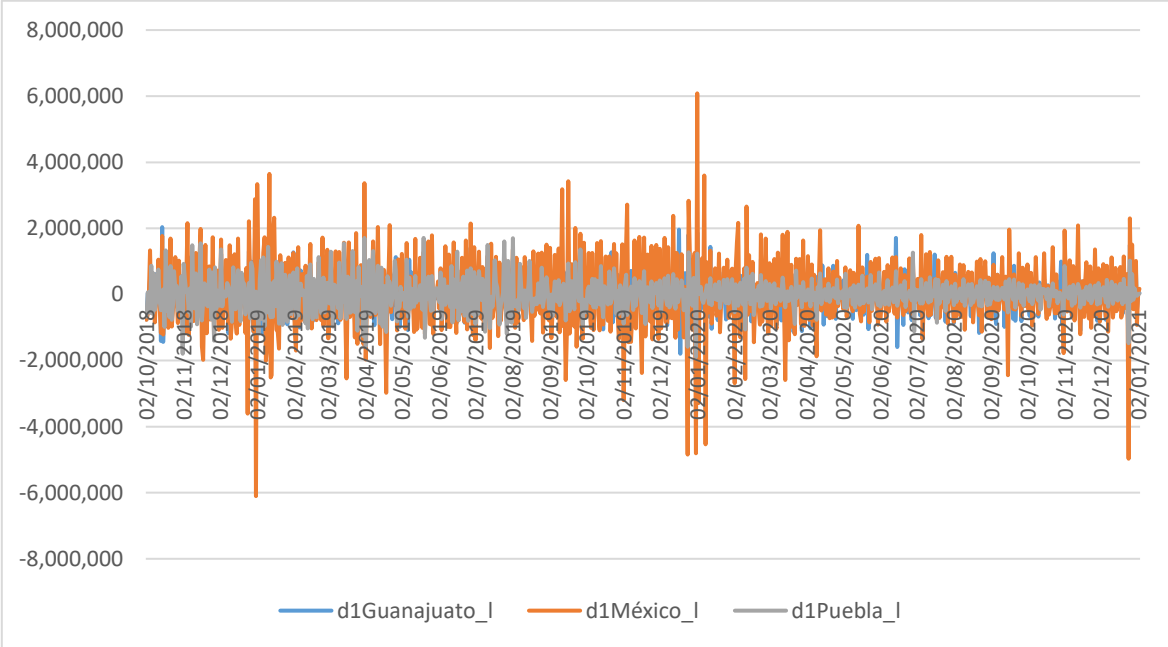
Variable	ADF Statistic
D1_CDMX_p	-11.621 (.000)
D1_Guanajuato_p	-9.343 (.000)
D1_Hidalgo_p	-10.238 (.000)
D1_México_p	-8.607 (.000)
D1_Puebla_p	-8.708 (.000)
D1_Querétaro_p	-9.015 (.000)
D1_CDMX_l	-36.149 (.000)
D1_Guanajuato_l	-47.788 (.000)
D1_Hidalgo_l	-41.967 (.000)
D1_México_l	-42.635 (.000)
D1_Puebla_l	-44.001 (.000)

D1_Querérato_1	-43.581 (.000)
----------------	-------------------

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Comisión Reguladora de Energía
 Notas: Errores estándar en paréntesis, para ver las pruebas completas ver anexo 4 Pruebas de raíz unitaria de ADF

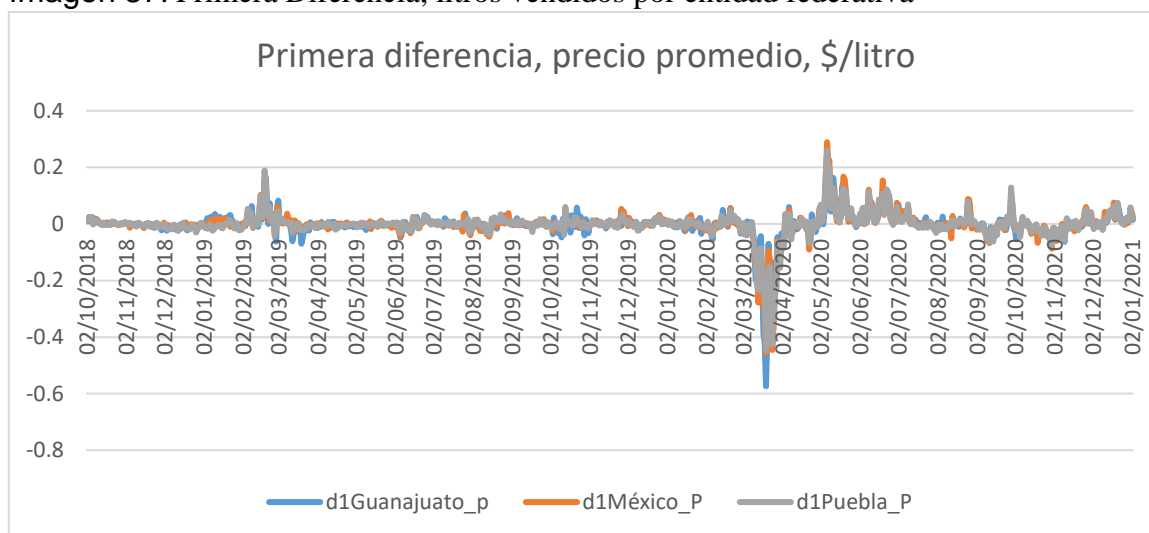
Las estimaciones econométricas del modelo bivariado que suponen hetero varianza en el tiempo, y cuyos resultados se encuentran en el Anexo 5, muestran que algunos coeficientes de precios son no significativos para ciertos estados (Ciudad de México y Guanajuato) o significativos, pero solo para los periodos recesivos de ciertas entidades. En cuanto a las cantidades, el algoritmo no estima algunos coeficientes para Guanajuato y Puebla, ni tampoco encuentra significancia estadística para Hidalgo. Para el resto de las entidades se registra el mismo coeficiente en ambos periodos. Las razón de estas diferencias reside en el hecho de que mientras las cantidades se comportan como un proceso estocástico con media cero durante todo el periodo (Imagen 36), los precios experimentan un comportamiento diferente para cada periodo, con una clara tendencia a registrar mayor varianza durante la recesión ocasionada por la pandemia COVID-19 (Imagen 37).

Imagen 36. Primera Diferencia, litros vendidos por entidad federativa



Fuente: elaboración propia con base en datos de la CRE.

Imagen 37. Primera Diferencia, litros vendidos por entidad federativa



Fuente: Elaboración propia con base en datos de la CRE.

Por el contrario, cuando el modelo bivariado supone una varianza constante en ambos periodos, el ajuste estadístico de los modelos en precios resulta adecuado y significativo para cada uno de los coeficientes individuales, tanto en periodos expansivos como recesivos. Las varianzas de precios y cantidades son, también, estadísticamente significativas y exhiben los signos esperados (negativo en el periodo recesivo y positivo en el periodo expansivo), como se detalla en la Tabla 15.

3.3.3 Resultados de las estimaciones del modelo de colusión y ciclos económicos

Tabla 15. Estimaciones para el modelo de Markov bivariado.

	Cdmx	Guanajuato	Hidalgo	México	Puebla	Querétaro
μ_p^1	-.33044 (.01677)	-.29022 (.00904)	-.2925 (.0124)	-.3032 (.01294)	-.26 (.009)	-.2651 (.009)
μ_p^2	.00329 (.0014)	.00338 (.00117)	.00335 (.00134)	.00310 (.0012)	.00323 (.0011)	.00355 (.0012)
p_{p11}	.6934	.738	.7017	.759	.855	.842
p_{p22}	.0042	.0037	.0048	.0034	.0026	.0032
$\sigma_{p1} =$ σ_{p2}	.03952 (.001)	.0338 (.0008)	.0382 (.009)	.0346 (.0008)	.0333 (.0008)	.0350 (.0008)
μ_q^1	-290637 (36566)	-385007 (97348)	nd	nd	nd	-206310 (14033)
μ_q^2	1010188 (102657)	324622 (68711)	nd	nd	nd	393884 (22712)
p_{q11}	.72	.15	nd	nd	nd	.49
p_{q22}	.98	.71	nd	nd	nd	.96
$\sigma_{q1} =$	596671 (19344)	461249 (17332)	nd	nd	nd	262795 (8885)

σ_{q2}						
---------------	--	--	--	--	--	--

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Comisión Reguladora de Energía

Notas: errores estándar en paréntesis, para ver la regresión completa ver anexo 6. Nd significa no disponible ya que el algoritmo EM no convergió bajo el modelo restringido con varianzas iguales.

Tabla 16. Pruebas de diferencia de medias entre regímenes.

Entidad	$H_0 = \sigma_1^{2p} = \sigma_2^{2p}$ $H_1 = \sigma_1^{2p} \neq \sigma_2^{2p}$	$\sigma_2^{2p}/\sigma_1^{2p}$
Cdmx	0.0620 (.000)	4.01
Guanajuato	0.0389 (.000)	5.06
Hidalgo	0.1249 (.000)	2.83
México	0.0833 (.000)	3.46
Puebla	0.0749 (.000)	3.65
Querétaro	0.0593 (.000)	4.10

Nota: Los p-values se indican entre paréntesis. Para consultar las regresiones completas de las pruebas t sobre la igualdad de varianzas vea el anexo 7.

Después de evaluar la idoneidad de los modelos de cambio de Markov, las pruebas de Wald revelan diferencias significativas entre regímenes en cantidades y precios, como se muestra en la tabla 16. La evidencia sugiere la presencia de dos regímenes claramente diferenciados en las seis regiones, excepto en Hidalgo, México y Puebla (Tabla 17).

Tabla 17. Pruebas de diferencia de varianzas entre regímenes.

Entidad	$H_0 = \mu_1^q = \mu_2^q$ $H_1 = \mu_1^q \neq \mu_2^q$	$H_0 = \mu_1^p = \mu_2^p$ $H_1 = \mu_1^p \neq \mu_2^p$
Cdmx	3.8493 (.000)	17.1285 (.000)
Guanajuato	7.4440 (.000)	22.9370 (.000)
Hidalgo	Nd	14.9063 (.000)
México	Nd	21.5250 (.000)
Puebla	Nd	25.7266

		(.000)
Querétaro	8.3908 (.000)	24.1049 (.000)

Nota: Los p-values se indican entre paréntesis. Nd significa no disponible ya que el algoritmo EM no convergió bajo el modelo restringido con varianzas iguales. Para consultar las regresiones completas de las pruebas t sobre la igualdad de medias vea el anexo 8.

Una primera implicación de los resultados anteriores se relaciona con la diferencia en las variaciones de los distintos regímenes de precios. Los resultados de la tabla 17 revelan disparidades estadísticamente notables en todas las entidades. Las pruebas de razón de verosimilitud son favorables, convincentes y concluyentes en todos los casos.

La Tabla 18 presenta las pruebas de normalidad para examinar las distribuciones de cambios en los precios en los dos regímenes. Al considerar la prueba de normalidad general se observan características distributivas normales durante el régimen recesivo. Este resultado contradice las predicciones del modelo no colusivo, que sugiere patrones de distribución anormal durante dicho periodo. No obstante, prevalece la suposición de diferentes distribuciones para cada régimen específico.

Tabla 18. Pruebas de Normalidad entre regímenes.

Entidad	Régimen expansivo			Régimen recesivo		
	W	Skewness	Kurtosis	W	Skewness	Kurtosis
Cdmx	0.59724 (.000)	-3.175049 (.000)	67.12312 (.000)	0.89593 (0.19753)	-.4864991 (0.3881)	2.101932 (0.7248)
Guanajuato	0.74001 (.000)	-.6443313 (.000)	28.71891 (.000)	0.92134 (.2971)	-.2608035 (0.6233)	1.791432 (0.2604)
Hidalgo	0.72432 (.000)	-1.564359 (.000)	24.76999 (.000)	0.94313 (0.58837)	-.0114098 (0.9837)	1.697824 (0.2438)
México	0.65451 (.000)	-1.097413 (.000)	36.3937 (.000)	0.9463 (0.5971)	.134488 (0.8046)	1.962899 (0.4964)
Puebla	0.75750 (.000)	1.236603 (.000)	17.74037 (.000)	0.95052 (0.53265)	-.1773286 (0.7192)	2.124096 (0.5486)
Querétaro	0.7115 (.000)	.6690381 (.000)	21.06576 (.000)	0.96637 (.801)	-.4743052 (0.7041)	2.711155 (0.8857)

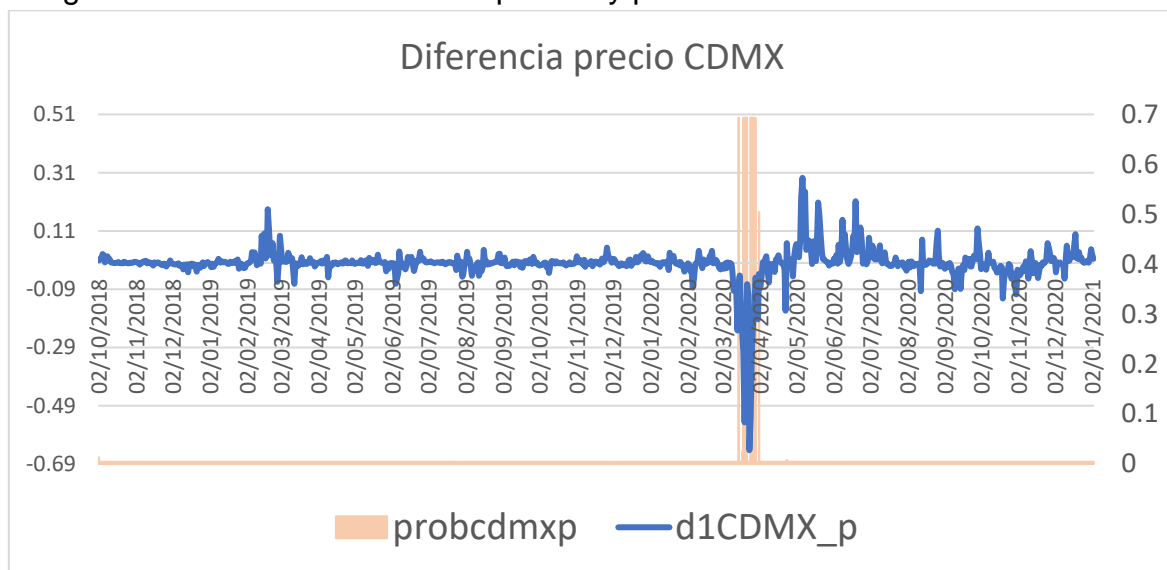
Nota: Los p-values se indican entre paréntesis. Para consultar las salidas completas de las pruebas t sobre la igualdad de medias vea el anexo 9.

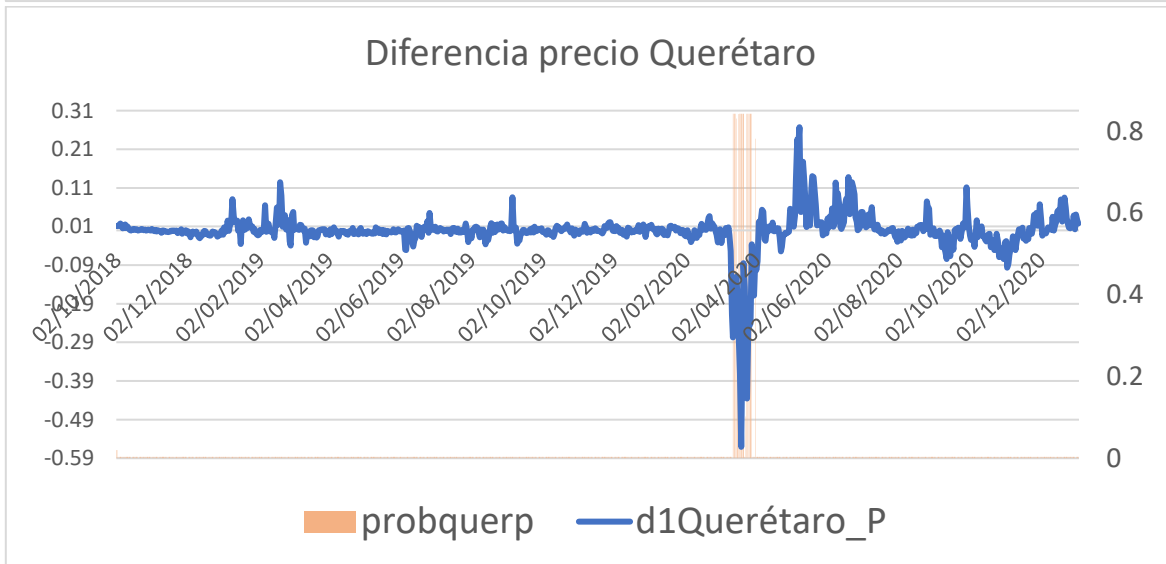
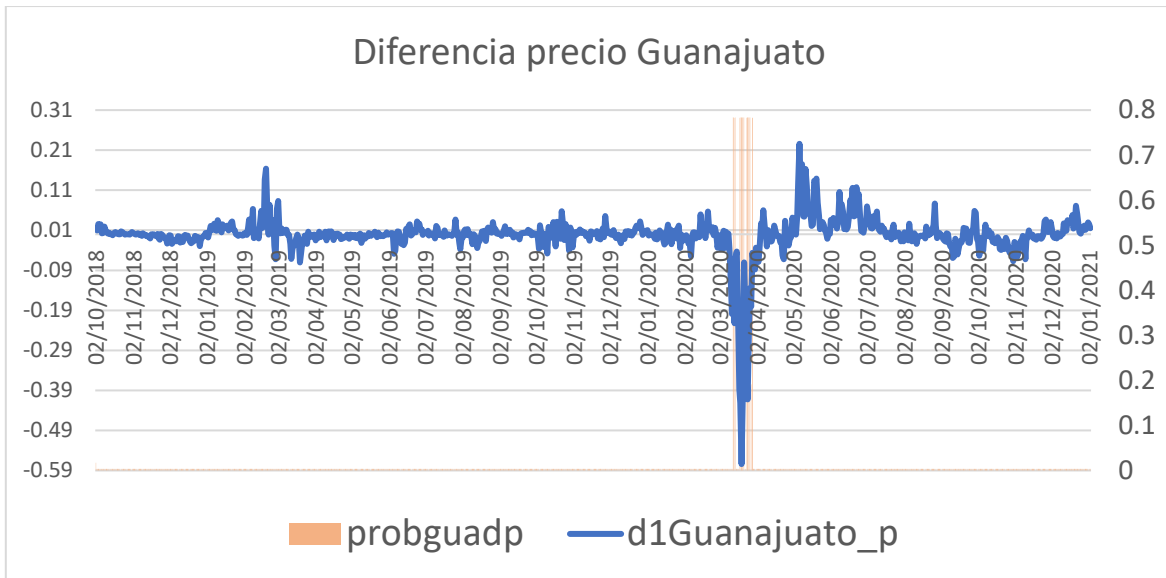
La evidencia no respalda, pues, la existencia de anomalías surgidas en el régimen recesivo por estrategias mixtas. Es importante tener en cuenta que el estadístico W constituye una prueba general de normalidad, mientras que $V1$ y $V2$ tienen como objetivo evaluar las violaciones que están relacionadas con

distorsiones en la asimetría y la curtosis, respectivamente. El resultado no es del todo consistente con las implicaciones de los modelos de oligopolio no colusorios. Esto obedece a que las características específicas de cada entidad relacionadas con la naturaleza de los choques de demanda, la observancia de las variables y la naturaleza del castigo juegan un papel importante en esa relación.

El modelo bivariado de cambio de Markov, utilizado para probar la segunda hipótesis, resulta adecuado para estimar los cambios en cantidades y precios en la mayoría de las entidades federativas, excepto durante un período recesivo de precios, consistente en unos cuantos días de marzo. En la Ciudad de México, se observa una menor frecuencia y magnitud del estado 2 (indicado por las flechas horizontales) después de la recesión de marzo de 2020, junto con una mayor probabilidad de recesión de ventas los martes, a diferencia de Guanajuato y Querétaro, en donde esta probabilidad ocurre los sábados. Estas variaciones se relacionan con los menores costos y la mayor elasticidad-precio de las gasolineras en la Ciudad de México (tabla 13), que favorecen un ajuste más rápido tras la pandemia. Además, se identifican al menos dos vectores de precios, en los cuales el líder establece los precios los martes en uno y los sábados en otro.

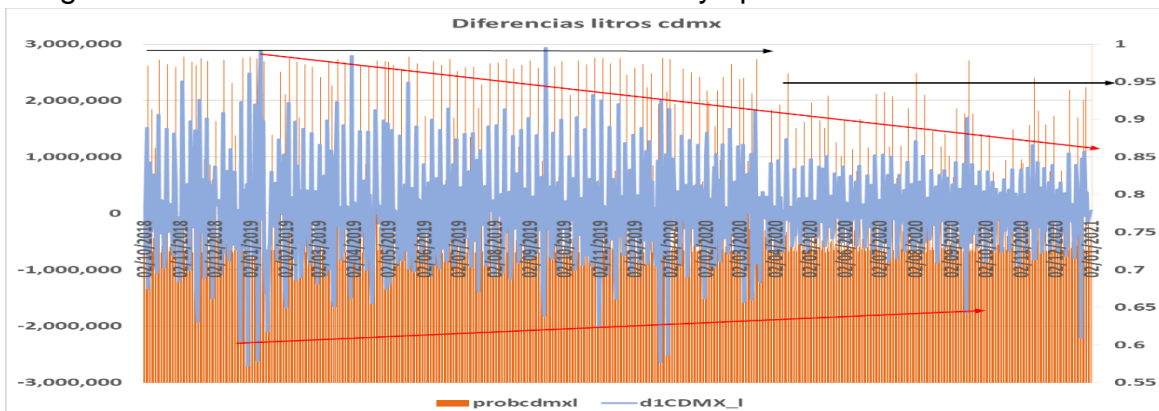
Imagen 43. Primera Diferencia de precios y probabilidades de estado 2.

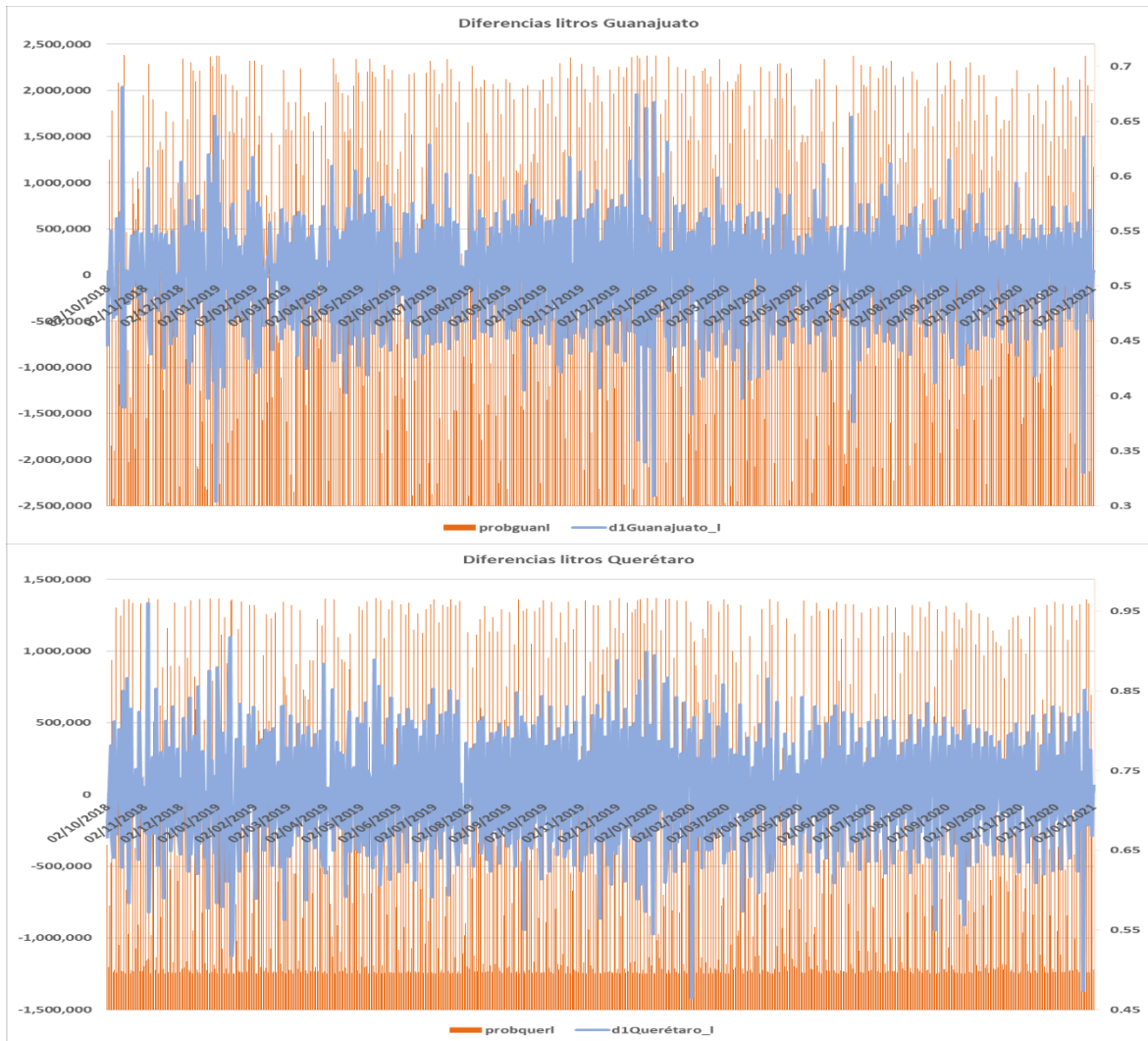




Elaboración propia. Nota: la zona sombreada corresponde a las probabilidades de estar en el estado recesivo

Imagen 44. Primera Diferencia de ventas y probabilidades de estado 2.

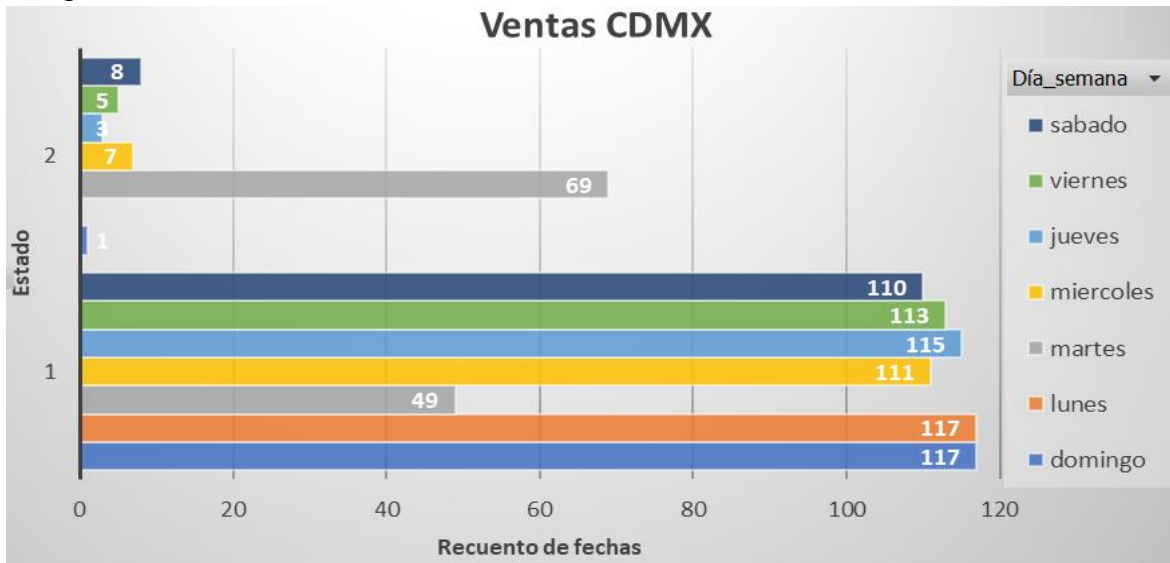




Elaboración propia. Nota: la zona sombreada corresponde a las probabilidades de estar en el estado recesivo

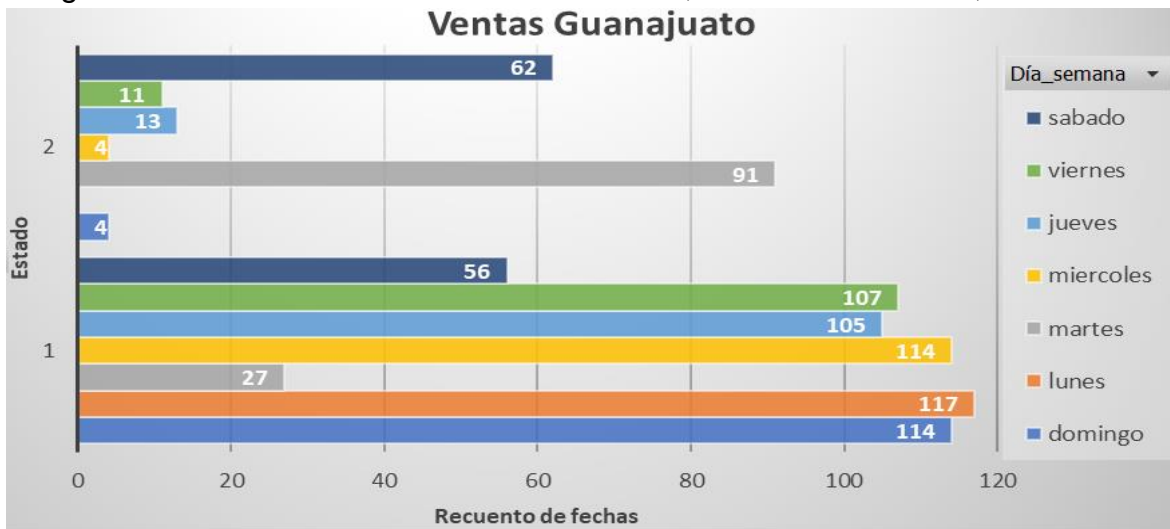
Mientras que los precios tienen una alta probabilidad de permanecer en el estado 2 (recesivo) durante marzo del 2020, no ocurre así para las ventas, cuya demanda presenta un comportamiento inelástico incluso durante los periodos de crisis, como lo documentan (Reyes, Escalante, & Matas, 2010), (Ibarra Salazar & Sotres Cervantes, 2008) y (Galindo, 2005). Respecto a la variación de las ventas de Guanajuato y Querétaro, no parece haber diferencia significativa en las probabilidades de estado posterior a la recesión de marzo 2020. En los precios (Imagen 43), no solo se observa mayor varianza durante el periodo COVID-19, sino que a partir de ese momento parece haberse generado una mayor persistencia en su variación.

Imagen 45. Probabilidades de estado de ventas, recuento de fechas, CDMX



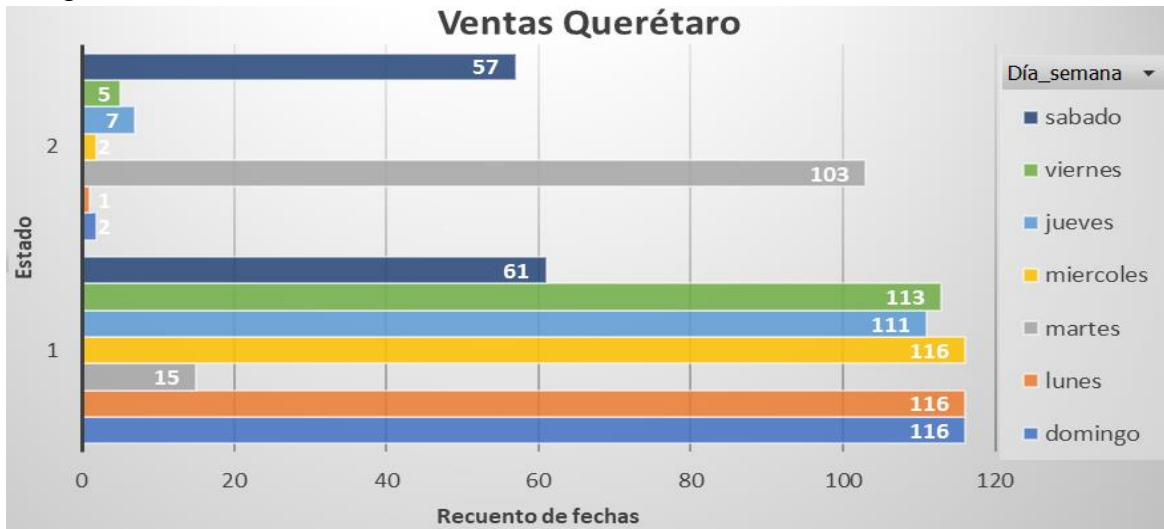
Elaboración propia. Nota: la zona sombreada corresponde a las probabilidades de estar en el estado recesivo

Imagen 46. Probabilidades de estado de ventas, recuento de fechas, CDMX



Elaboración propia. Nota: la zona sombreada corresponde a las probabilidades de estar en el estado recesivo

Imagen 47. Probabilidades de estado de ventas, recuento de fechas, Querétaro



Elaboración propia. Nota: la zona sombreada corresponde a las probabilidades de estar en el estado recesivo

Las imágenes 45, 46 y 47 evidencian que las ventas expansivas son menos frecuentes los martes, lo que aumenta la probabilidad de estado recesivo en este día. Esta dinámica puede atribuirse al hecho de que los consumidores no son plenamente conscientes de sus patrones de consumo, mientras que los vendedores sí lo son y buscan aprovechar ese mejor conocimiento para maximizar sus ganancias. Además, los vendedores tienden a vender al mayor precio posible y, en caso de formar estrategias variables, se enfocan principalmente en costos o precios^{xxvii} siendo este último más flexible dentro de un pequeño rango. Sin embargo, ellos son conscientes de que incurrir en prácticas indebidas podría resultar en la revocación de sus permisos o en otras sanciones económicas, según lo establece la Ley de Hidrocarburos en el artículo 56

Los resultados obtenidos proporcionan evidencia que respalda la segunda hipótesis: los agentes con mayor poder de mercado establecen acuerdos de colusión que les permiten fijar precios no competitivos, aunque esto se observa principalmente en períodos de expansión económica. Durante estos períodos, se detecta una falta de normalidad en la distribución de precios, lo que sugiere la presencia de prácticas colusorias. Sin embargo, en períodos recesivos, como durante la crisis de 2020, se observa una mayor volatilidad de precios y una distribución normal, indicando una ruptura temporal de los acuerdos colusivos. Esta dinámica se refleja en el traspaso de costos al consumidor durante la recesión, una práctica que normalmente se evita en períodos de expansión. Aunque estos hallazgos no se alinean completamente con las expectativas del modelo no colusorio, que predice distribuciones asimétricas durante las guerras de precios, sí

respaldan la hipótesis de que el poder de mercado influye en la fijación de precios no competitivos, especialmente en condiciones económicas favorables.

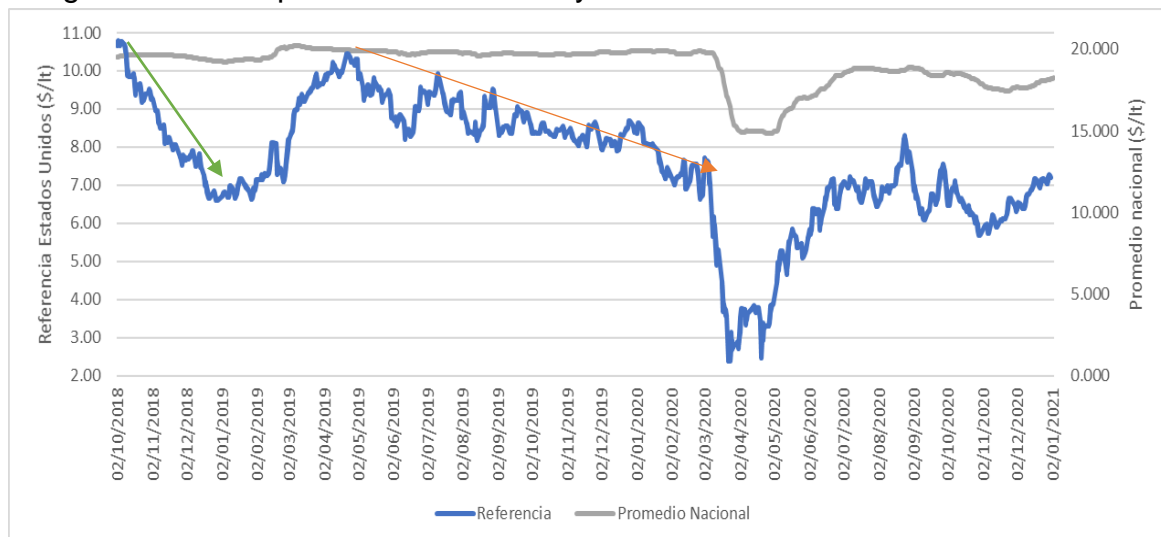
3.4 Una breve aproximación mediante variance screens.

Esta sección examina la hipótesis de colusión desde una perspectiva diferente a la abordada en las secciones 3.2 y 3.3. Se adopta este enfoque junto con ciertos hechos estilizados: en las entidades seleccionadas, todos los competidores usan la misma fórmula de gasolina en cada región, la venta al por mayor y al por menor de gasolina está moderadamente concentrada y la demanda es inelástica.

El uso de *variance screens* para detectar conspiraciones anticompetitivas ha sido una herramienta crucial para las agencias de competencia a lo largo de los años. Por ejemplo, en la década de 1970, el Departamento de Justicia de EE. UU. estableció una unidad de licitaciones para investigar subastas de contratación pública donde se presentaban ofertas idénticas. Contextos teóricos y empíricos adicionales se han detallado en la sección 1.3.1 de este estudio.

La Imagen 38 muestra el precio diario promedio (en pesos por litro) en las seis entidades federativas desde octubre de 2018 hasta principios de 2021. Los datos de "costos" corresponden al precio al contado de la gasolina convencional en la Costa del Golfo de EE. UU. Esta figura ilustra el colapso de la estabilidad de los precios desde el inicio de la pandemia COVID-19.

Imagen 38. Precio promedio final diario y referencia internacional



Elaboración propia. Con información de la CRE y de la Agencia Internacional de Energía.

Los acuerdos colusorios inician antes de la pandemia, ya que, entre octubre del 2018 a febrero del 2019, los permisionarios de gasolineras no trasladan las reducciones observadas en el precio de referencia internacional. Mientras que, del 2 de octubre del 2018 al 27 de febrero del 2020, la referencia internacional disminuye^{xxviii} su valor en 38.7%, el promedio nacional aumenta en un 1.8%. Durante las dos reducciones en la referencia internacional, la primera desde octubre de 2018 (línea verde) y la segunda desde abril de 2019 (línea naranja), el precio al público en México se mantiene prácticamente constante. No obstante, con la recesión provocada por la pandemia COVID-19, se observa una ruptura en la "estabilidad de precios", en la que el precio empieza a variar. Por primera vez en la historia de México, los cambios en la referencia internacional de la gasolina se reflejan de manera más coherente en el precio final al público.

En la primera fila de la Tabla 19, se observa una disminución del 8.7%, 8.8% y 11.2% en el precio final para la Ciudad de México, Guanajuato y Querétaro, respectivamente, mientras que la variación estándar del precio aumenta en un 35.3%, 27.6% y 22% respectivamente, de la época de colusión a la de competencia. La variación estándar del costo (referencia internacional) durante el periodo de expansión muestra una magnitud mayor y menor variabilidad que sus contrapartes mexicanas durante la recesión. Esto indica que, durante el periodo de conspiración, no solo aumenta el nivel de precios, sino que también se reduce su variación. La explicación obedece a las dificultades de los vendedores (o grupos de ellos) para mantener los precios a la par de las condiciones ocasionadas por la pandemia COVID-19. Posteriormente a la ruptura de la colusión, los precios al público comienzan a seguir de cerca las fluctuaciones de los precios de referencia estadounidenses, a diferencia de lo ocurrido en periodos previos (véase la Imagen 38 anterior). Este fenómeno, inédito en la historia moderna mexicana, se explica por la intentona de los expendedores de vender tanto como sea posible (incluso incumpliendo acuerdos) para liquidar sus inventarios.

Tabla 19. Medias y desviaciones estándar del precio y el costo de la gasolina.

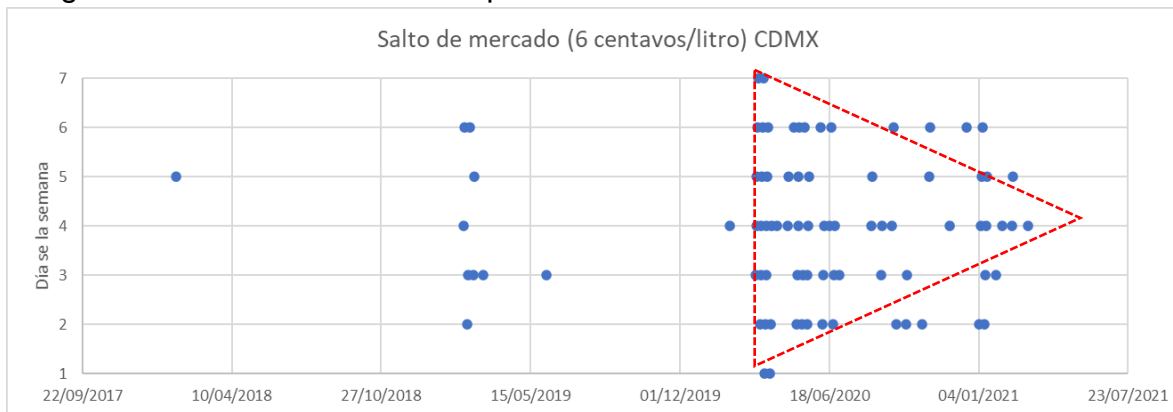
		Colusión (expansión)	competencia (recesión)	Diferencia entre regímenes
CDMX	promedio precio	19.55	17.85	-8.7%
	desviación estándar	1.22	1.648	35.3%
Guanajuato	promedio precio	19.36	17.666	-8.8%
	desviación estándar	1.24	1.583	27.6%
Querétaro	promedio precio	19.01	16.87	-11.2%

	desviación estándar	1.31	1.593	22.0%
EUA	promedio precio	7.70	3.53	-54.2%
	desviación estándar	1.49	0.899418764	-39.7%

Elaboración propia. Con información de la CRE y de la Agencia Internacional de Energía.

Por lo anterior es posible realizar un análisis de precios y coordinación, en el que se define un salto de precio a nivel de mercado. Dicho salto ocurre en la fecha t si la media (Δp_{it}) ≥ 6 centavos/litro corresponde al promedio en todas las estaciones de la entidad federativa en la fecha t . Aunque se elige la medida de 6 centavos con fines meramente ilustrativos, conviene recordar que esa media fue usada por (Byrne & Roos, 2019) para el caso de Australia

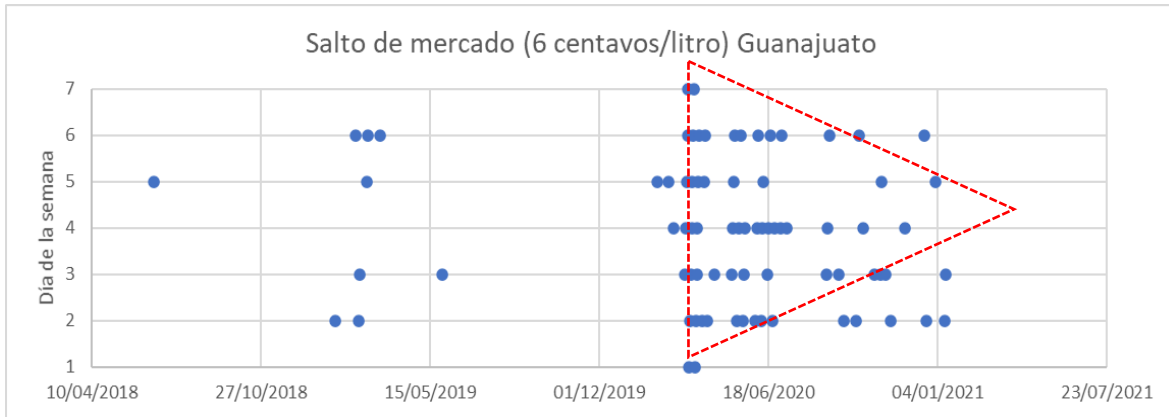
Imagen 40. Salto de mercado del precio en Ciudad de México.



Elaboración propia. Con información de la CRE

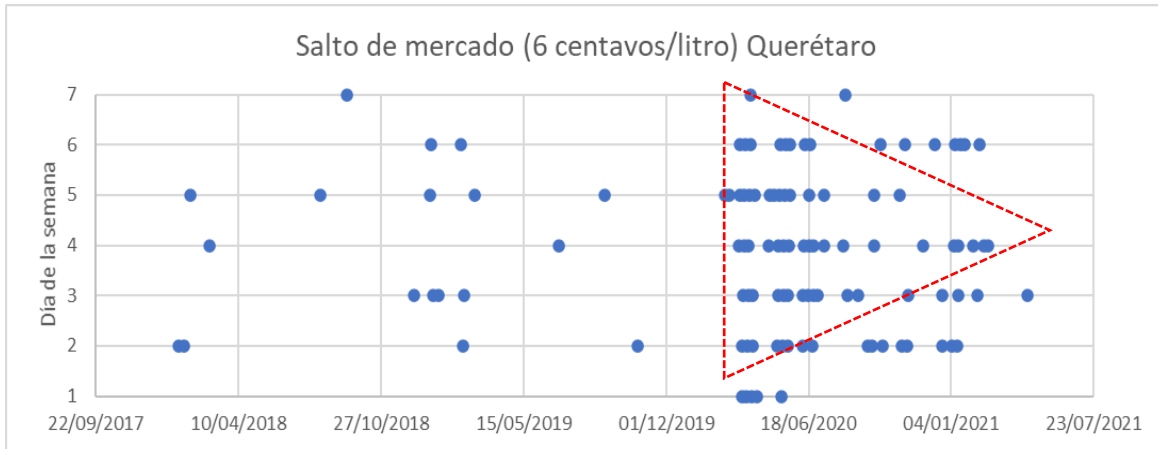
Las imágenes 40, 41 y 42 muestran los saltos de mercado en la Ciudad de México, Guanajuato y Querétaro respectivamente. Estas gráficas revelan que los cambios de precio son poco frecuentes antes de 2020, especialmente en la Ciudad de México y Guanajuato, ya que entre enero de 2018 y febrero de 2020 (periodo de expansión), se observan únicamente 9 saltos de precio para la Ciudad de México (el 77% de ellos ocurre durante enero de 2019) lo que indica cierto grado de coordinación. Posteriormente, al desatarse la crisis causada por el COVID-19, se registran saltos de precio con mayor frecuencia entre febrero de 2020 y marzo de 2021, como consecuencia de la ruptura de la coordinación.

Imagen 41. Salto de mercado del precio en Guanajuato.



Elaboración propia. Con información de la CRE

Imagen 42. Salto de mercado del precio en Querétaro.



Elaboración propia. Con información de la CRE

A diferencia del estudio de (Byrne & Roos, 2019), en el que se destaca una preferencia clara por los martes como el principal día de salto de precio, en el caso mexicano, los miércoles (día 4) tienden a concentrarse gradualmente en el mediano y largo plazo como los días favoritos para realizar cambios de precios (como se puede observar en el triángulo rojo de la Imagen 40). Antes de la ruptura del acuerdo, el margen es menor (2 pesos en promedio), mientras que, a partir de marzo de 2020, el margen se eleva drásticamente a 4.5 pesos (véase la Imagen 20). El aumento del margen es parte de una tendencia nacional y de la propensión a desviarse del acuerdo de fijación de precios. La ruptura de la coordinación se explica por el interés de los expendedores de demorar el traslado de la reducción de costos en el precio final con el fin de obtener mayores ganancias.

En resumen, la evidencia empírica presentada en este apartado respalda la hipótesis de que los agentes con mayor poder de mercado establecen acuerdos de colusión que les permiten fijar precios más altos durante el periodo de colusión, en comparación con el periodo de competencia.

3.3.5 Discusión

En el presente estudio, se estima la ecuación de un modelo bivariado de cambio de Markov, cuya finalidad es evaluar los cambios en cantidades y precios en distintas entidades federativas de México. Este modelo permite identificar y caracterizar dos regímenes: uno recesivo y otro expansivo. El objetivo del modelo es probar la hipótesis de que las gasolineras con mayor poder de mercado establecen acuerdos de colusión para fijar precios más altos durante los periodos de expansión económica.

Se observa que las gasolineras con mayor poder de mercado establecen acuerdos de colusión especialmente durante la expansión económica previa a la pandemia de COVID-19. Durante este período colusorio, se detecta una alta correlación de precios entre entidades federativas, menor variabilidad en los cambios de precios, ajustes menos frecuentes y de menor magnitud, y una ausencia de traspaso de las reducciones de costos internacionales al precio final. Estos patrones son consistentes con la coordinación establecida entre los vendedores para establecer precios artificialmente altos.

Se identifican diferencias significativas en la dinámica de precios entre los regímenes de demanda. Durante el período colusorio (expansión), las distribuciones de los cambios de precios exhiben características de asimetría y leptocurtosis, que contradice las previsiones del modelo de oligopolio no colusorio de (Wilson & Reynolds, 2005). Sin embargo, durante el régimen recesivo, se observa un período de normalidad, caracterizado por una mayor volatilidad de precios.

En resumen, la evidencia presentada respalda la hipótesis de que los agentes con mayor poder de mercado establecen acuerdos colusorios para fijar precios más altos durante los periodos de expansión económica, pero estos acuerdos se disipan debido al impacto de la recesión provocada por la pandemia de COVID-19. Los modelos de ciclos económicos y colusión, junto con el uso de técnicas estadísticas como el MSDR y los variance screens, son herramientas útiles para comprender el comportamiento estratégico de los competidores y su impacto en los precios durante diferentes etapas económicas.

Capítulo 4: Conclusiones y Propuestas

El objetivo de esta tesis es analizar el impacto de la competencia promovida por la reforma energética de 2013 sobre los precios del mercado mexicano de gasolina magna entre 2018 y 2021. La idea es evaluar los efectos contrarrestantes de la liberalización de precios sobre la estructura de mercado pre-monopólica. Para este propósito se examina la correlación entre la densidad de competidores y el precio medio en el mercado de gasolinas de México, mediante la prueba de dos hipótesis fundamentales. La primera establece que no hay una asociación evidente entre el número de competidores y el precio medio de la gasolina regular. La segunda hipótesis sostiene que los agentes con mayor poder de mercado tienden a establecer acuerdos de colusión que les otorgan la capacidad de fijar precios no competitivos.

En el tratamiento de la primera hipótesis se emplea un modelo de competencia monopolística (Carlson & McAfee, 1982), (Perloff & Salop, 1985) con el que se prueba la existencia de una relación compleja entre la cantidad de competidores y los precios. Y es que si bien se encuentra una ligera disminución en el precio y margen de beneficio promedio asociados con un aumento en la densidad de gasolineras, se requiere de una densidad excepcionalmente alta de gasolineras para tener un impacto significativo en los precios del mercado. Las estimaciones revelan que los agentes con mayor participación de mercado pueden fijar precios más altos, lo que subraya la influencia de las estructuras de mercado en la formación de precios.

Para el tratamiento de la segunda hipótesis, se adopta el modelo desarrollado por (Wilson & Reynolds, 2005) con el fin de analizar los ciclos económicos y la colusión. Los resultados proporcionan evidencia mixta, porque los agentes con mayor poder de mercado en el sector de gasolinas en México establecen acuerdos de colusión que les permiten fijar precios más altos, solo durante periodos de expansión económica. En esas fases del ciclo económico se observa una alta correlación de precios entre entidades federativas, menor variabilidad en los cambios de precios, ajustes menos frecuentes y de menor magnitud, y una ausencia de traspaso de las reducciones de costos internacionales al precio final. Estas condiciones colusorias cambian en periodos de crisis, como lo muestran los resultados del modelo durante la pandemia.

El uso combinado de los modelos y técnicas de estimación destaca por su originalidad en el contexto de la literatura sobre competencia en el mercado de gasolinas. A diferencia de los estudios revisados en el capítulo 1, en los que se

obvian las condiciones de competencia, esta tesis profundiza en las complejidades de la formación de precios al examinar la influencia diferenciada de la densidad de competidores y del poder de mercado sobre los ciclos económicos. De particular importancia es la contribución hecha en la prueba de la primera hipótesis, donde se introduce la innovación de clasificar estaciones por Grupo de Interés Económico, con la que se ofrece mejores perspectivas de análisis e la competencia real en el mercado de gasolinas (Larios Ferrer, Helu Jiménez, & Reyes García, 2020).

Las investigaciones internacionales utilizan, principalmente, el modelo de Bertrand para predecir el comportamiento de los competidores de precios en presencia de colusión, aunque no siempre con resultados concluyentes. La tesis aporta, en cambio, una visión más realista al considerar la presencia de prácticas colusorias y su impacto en la fijación de precios en el mercado de gasolinas en México. Su enfoque es aún más novedoso en el ámbito nacional, porque aquí la mayoría de los estudios se concentran en analizar las elasticidades de la demanda de gasolinas en diferentes periodos y regiones, sin abordar directamente la influencia del poder de mercado y de las conductas colusorias en la determinación de precios. De aquí que el contenido de este trabajo llene un vacío importante en la literatura local al revelar, sobre todo, la influencia del poder de mercado y de las practicas colusorias de las gasolineras en la fijación de precios del mercado mexicano de gasolinas.

Como en todo trabajo que incluye análisis estadístico, la tesis enfrenta algunas limitaciones informacionales. Entre estas limitaciones cabe mencionar la presencia de valores atípicos y la falta de reportes de precios por parte de agentes económicos en distintas fechas, que reducen las posibilidades de detección de prácticas colusorias. La falta de disponibilidad de precios de venta de primera mano y en terminales de almacenamiento dificulta el análisis de márgenes de beneficio posteriores a 2020. En particular, la carencia de información sobre precios de primera mano, márgenes en terminales o ventas por gasolinera impide el empleo de otros modelos, que permitirían evaluar la robustez de los resultados de forma más sólida.

Frente a estas limitaciones, es importante mejorar los procesos de recolección de datos para reducir los errores de captura y aumentar la supervisión de la Comisión Reguladora de Energía sobre las sanciones por incumplimiento de precios. La recomendación es crucial para garantizar la integridad y transparencia del mercado, así como para prevenir posibles prácticas colusorias que puedan distorsionar la competencia. También es recomendable considerar otras series que mejoren las estimaciones, como las relativas a los precios de comercialización. Es necesaria la transparencia de las series de comercializadores para fomentar la competencia y reducir las asimetrías informativas que pueden favorecer a ciertos actores del

mercado. Esta propuesta puede contribuir a un entorno más equitativo y competitivo para todos los participantes.

Bibliografía

- Alderighi, M., & Baudino, M. (2015). The pricing behavior of Italian gas stations: Some evidence from the Cuneo retail fuel market. *Energy Economics*, 33-46.
- Anderson, S., & De Palma, A. (2001). Product Diversity in Asymmetric Oligopoly: Is the Quality of Consumer Goods Too Low? *Journal of Industrial Economics*, 113-135.
- Bacon, R. (1991). Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Price to Cost Changes. *Energy Economic*, 211-218.
- Banco de México. (2019). *Informe Trimestral Enero - Marzo 2019*. Ciudad de México: Banco de México.
- Banco de México. (2019). *Reporte sobre las Economías Regionales Enero – Marzo 2019*. Ciudad de México: Banxico.
- Barron, J., Taylor, B., & Umbeck, J. (2004). Number of Sellers, Average Prices, and Price Dispersion. *International Journal of Industrial Organization*, 1041-1066.
- Byrne, D., & Roos, N. (2019). Learning to Coordinate: A Study in Retail Gasoline. *American Economic Review*, 591-619.
- Cámara de Diputados. (31 de 10 de 2013). *Gaceta Parlamentaria*. Obtenido de <http://gaceta.diputados.gob.mx/PDF/62/2013/oct/20131031-IX.pdf>
- Cardoso, L., Uchôa, F., & Gomez, R. (2020). Price effects of spatial competition in Brazilian gas stations.
- Carlson, J., & McAfee, R. (1982). Discrete equilibrium price dispersion: Extensions and technical details. *Institute Paper no. 812, Purdue University*.
- Centro de Estudios de las Finanzas Públicas. (2017). *Evolución de los Precios de las Gasolinas en México, 2016-2017*. Ciudad de México: Cámara de Diputados.
- Chamberlain, E. (1938). *The Theory of Monopolistic Competition*. Cambridge: Harvard University Press.
- Chesnes, M. (2016). Asymmetric Pass-Through in U.S. Gasoline Prices. *The Energy Journal*, 153-180.
- Clark, R., & Houde, J.-F. (2013). Collusion with Asymmetric Retailers: Evidence from a Gasoline Price-Fixing Case. *American Economic Journal: Microeconomics*, 97-123.
- COFECE. (2019). *Transición hacia Mercados Competidos de Energía: Gasolinas y Diésel*. Ciudad de México: Comisión Federal de Competencia Económica.
- Coglianesse, J., Davis, L., Kilian, L., & Stock, J. (2017). Anticipation, Tax Avoidance, and the Price Elasticity of Gasoline Demand. *Journal of Applied Econometrics*, 1-15.
- Crôte, A., Noland, R., & Graham, D. (2010). An analysis of gasoline demand elasticities at the national and local levels in Mexico. *Energy Policy*, 4445-4456.
- D'Agostino, R., Belanger, A., & D'Agostino, Jr., R. (1990). A suggestion for using powerful and informative tests of normality. *American Statistician*.

- Engel, C., & Hamilton, J. (1990). Long swings in the dollar: are they in the data and do the markets know it? *American Economic Review*, 689-713.
- Faustino-Cruz, E., & Ortiz-Arango, F. (2021). Relationships among gasoline prices of eight brands at the north of Mexico City. *PANORAMA ECONÓMICO*, 153–184.
- Ferrer, C., & Escalante, S. (2014). Demanda de gasolina en la zona metropolitana del Valle de México: análisis empírico de la reducción del subsidio. *Revista de Economía del Rosario*, 89-117.
- Galindo, L. (2005). Short-and Long-Run Demand for Energy in Mexico: A Cointegration Approach. *Energy Policy*, 1179-1185.
- Green, E., & Porter, R. (1984). Noncooperative collusion under imperfect price information. *Econometrica*, 87-100.
- Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *ECONOMETRICA*, 357-384.
- Hamilton, J. (1990). Analysis of time series subject to changes in regimes. *Journal of Econometrics*, 39-70.
- Harrington, J. (2005). Detecting Cartels. *The Johns Hopkins University, Department of Economics*.
- Harrington, J., & Chen, J. (2004). Cartel pricing dynamics with cost variability and endogenous buyer detection. *Working Paper, Johns Hopkins University*.
- Hernández, H. (2017). Determinación del Precio Precio de la Gasolina en México. *Petroquimex: La Revista de la Industria Petrolera*.
- Hosken, D., McMillan, R., & Taylor, C. (2008). Retail gasoline pricing: What do we know? *International Journal of Industrial Organization*, 1245-1436.
- Hotelling, H. (1929). Stability in Competition. *The Economic Journal*, 41-57.
- Houde, J.-F. (2012). Spatial Differentiation and Vertical Mergers in Retail Markets for Gasoline. *American Economic Review*, 2147-2182.
- Huber, P. J. (1967). The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, 221-233.
- Ibarra Salazar, J., & Sotres Cervantes, L. (2008). La demanda de gasolina en México El efecto en la frontera norte. *Frontera Norte*, 131-156.
- IMCO. (30 de 04 de 2018). *Instituto Mexicano para la Competitividad*. Obtenido de <https://imco.org.mx/quinto-taller-medios-una-agenda-climatica-vision-estado/>
- Larios Ferrer, J., Helu Jiménez, A., & Reyes García, J. (2020). ANÁLISIS DEL PODER DE DECISIÓN DE LOS PRINCIPALES GRUPOS DE INTERÉS ECONÓMICO (GIEs) DENTRO DEL MERCADO MEXICANO DE LAS GASOLINAS Y EL DIÉSEL AL MES DE ENERO DEL 2020. *Academia Journals*, 912-918.

- Levestein, M., & Suslow, V. (2006). What Determines Cartel Success? *Journal of Economic Literature*, 43-95.
- Lewis, M., & Howard, P. (2011). When Do Consumers Search? *Journal of Industrial Economics*, 457-483.
- Lucas, W., Mcare, S., & Bejarano, E. (2018). An Economic Perspective on Mexico's Nascent Deregulation of Retail Petroleum Markets. *Economics of Energy & Environmental Policy*, Vol.2.
- Manera, M., & Grasso, M. (2007). Asymmetric Error Correction Models for the Oil-Gasoline Price Relationship. *Energy Policy*, 156-177.
- Manuszak, M. (2010). Predicting the impact of upstream merger on downstream markets with an application to the retail gasoline industry. *International Journal of Industrial Organization*, 99-111.
- Maskin, E., & Tirole, J. (1988). A Theory of Dynamic Oligopoly, II: Price Competition, Kinked Demand Curves, and Edgeworth Cycles. *Econometrica*, 571-599.
- México CO2. (04 de 2020). *México CO2*. Obtenido de http://www.mexico2.com.mx/uploadsmexico/file/Impuesto%20al%20carbono%20en%20M%C3%A9xico_actualizaci%C3%B3n2020.pdf
- Netz, J., & Taylor, B. (2002). Maximum Or Minimum Differentiation? Location Patterns Of Retail Outlets. *Review of Economics and Statistics*, 162-175.
- Perdiguero, J., & Jiménez, J. (2009). ¿Competencia o colusión en el mercado de gasolina? Una aproximación a través del parámetro de conducta. *Revista de Economía Aplicada*, 27-45.
- Perloff, J., & Salop, S. (1985). Equilibrium with product differentiation. *The Review of Economic Studies*, 107-120.
- Pilart, I. C., Correljé, A., & Palacios, M. (2009). Competition, regulation, and pricing behaviour in the Spanish retail gasoline market. *Energy Policy*, 219-228.
- Plauchu Rosale, A., & Del Valle Molina, C. (2019). *Competencia espacial de estaciones de servicio en la Ciudad de México (tesina de maestría)*. Ciudad de México: CIDE.
- Resende, M. (2012). Non-Collusive Oligopoly and Business Cycle: Some Further Evidence. *Economics Bulletin*, 883-893.
- Resende, M. (2017). Profit Rate in the U.S., 1949-2007: a Markov Switching Assessment. *Discussion Paper 010 | 2017, Universidade Federal do Rio de Janeiro*.
- Reyes, O., Escalante, R., & Matas, A. (2010). La demanda de gasolinas en México: Efectos y alternativas ante el cambio climático. *Economía teoría y práctica*, 23-110.
- Royston, P. (1991). Comment on sg3.4 and an improved D'Agostino test. *Stata Technical Bulletin*, 110-112.
- SENER. (2018). Diagnóstico de la Industria de Petrolíferos 2018. 50-60.

- SENER. (2019). *Nuevos proyectos de Infraestructura de almacenamiento, distribución y transporte de petrolíferos*. Ciudad de México: SENER.
- SENER. (2019). *Prontuario mensual diciembre de Petrolíferos*. Ciudad de México: SENER.
- Shepard, A. (1991). Price Discrimination and Retail Configuration. *Journal of Political Economy*, 30-53.
- Spiegel, U. (1994). The Case of a "Giffen Good". *The Journal of Economic Education*, 137-147 .
- Tappata, M. (2009). "Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing. *RAND Journal of Economics*, Vol 40.
- Verlinda, J. (2008). Do Rockets Rise Faster and Feathers Fall Slower in an Atmosphere of Local Market Power? Evidence from the Retail Gasoline Market. *The Journal of Industrial Economics*, 581-612.
- Wang, Z. (2008). Collusive Communication and Pricing Coordination in a Retail Gasoline Market. *Review of Industrial Organization*, 35-52.
- White, H. L. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 817-838.
- Wilson, B., & Reynolds, S. (2005). Market power and price movements over the business cycle. *Journal of Industrial Economics*, 145-174.

$$\text{Anexo 1. Resultados de } \ln(p_i) = \alpha + \beta \ln(\text{densidad}_i) + \phi X_i + u_i \text{ y } u_i^2 = d + \gamma \ln(\text{densidad}_i) + v_i$$

Regresion log precio edomex

Random-effects GLS regression		Number of obs = 367,540			
Group variable: idcode		Number of groups = 1,028			
R-sq:					
within = 0.0000		Obs per group:	min = 13		
between = 0.5287			avg = 357.5		
overall = 0.3079			max = 472		
Wald chi2(101) = 2.09e+06		Prob > chi2 = 0.0000			
corr(u_i, X) = 0 (assumed)					
(Std. Err. adjusted for 1,028 clusters in idcode)					
lnatprecio	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ln3km	-.0012327	.0008293	-1.49	0.137	-.002858 .0003927
gls					
ADMINISTRADORA DE ACTIVOS Y SERVICIOS	.0331958	.0110295	3.01	0.003	.0115784 .0548131
ALES	.0306024	.009802	3.12	0.002	.0113909 .0498139
ALTAVILLA, S. A. DE C. V.	.039883	.0101023	3.95	0.000	.0200828 .0596832
BALLINAESCARTINA	.0351583	.0097266	3.61	0.000	.0160945 .0542221
BEGONIA	.0393777	.0100035	3.92	0.000	.0195705 .057834
BP CAPITAL	.0366346	.0101391	3.61	0.000	.0167624 .0565069
CANCHESDA	.0237224	.0099077	2.39	0.017	.0043036 .0431412
CANUTILLO	.0221523	.0098887	2.24	0.025	-.0028077 .0414973
CARMONA REYES	.0414427	.0103686	4.00	0.000	.021105 .061749
CENDON FERNANDEZ	.0298777	.0115688	2.58	0.010	.0072032 .0525521
CORPOGAS	.0465738	.0096821	4.81	0.000	.0275972 .0655503
CRIMER	.0146766	.0098801	1.53	0.126	-.0041001 .0345232
CUATROVIENTOS	.0224918	.0096764	2.32	0.020	.0032643 .0414572
CYMA	.0389529	.0098994	3.93	0.000	.0195505 .0583505
DECARPIO	.0338979	.0113563	2.98	0.003	.0116399 .0561558
DESECO	.0748472	.0098215	7.59	0.000	.0460992 .1028773
DESECHOS	.041282	.0105433	3.91	0.000	.0205783 .0619858
DIMECO	.0397808	.0098441	4.04	0.000	.0204868 .0590748
DLT	.0264029	.0105104	2.51	0.012	.0058028 .047003
DURANDURAN	.0412551	.0123387	3.34	0.001	.017075 .0654331
ECALO	.032432	.0100737	3.22	0.001	.012688 .052116
ECOCS	.0467508	.0165635	2.82	0.005	.014287 .0792146
ECOLOGICOS FIGUE	.0261143	.0098308	2.66	0.008	.0068462 .0453824
EL ONCE	.0181582	.0100792	1.80	0.072	-.0015966 .0347783
ELIA HER	.016137	.0139388	1.16	0.247	-.0118252 .0434565
FERTONIO	.0131269	.0116845	1.12	0.261	-.0097744 .0360282
FULLGAS	.0346374	.0122787	2.82	0.005	.0105716 .0587031
GAP	.0352736	.0098215	3.59	0.000	.0160239 .0545232
GAS XL	.0364382	.010682	3.41	0.001	.0150019 .0573744
GASOIL	.032394	.0098932	3.27	0.001	.0130038 .0517843
GASOSUR	.013504	.010377	1.30	0.193	-.0068345 .0338426
GORM	.0273538	.0097973	2.79	0.005	.0081535 .0465562
HEMAJO	.0306098	.0097566	3.14	0.002	.0134873 .0487333
HIDROSINA	.041735	.0097721	4.27	0.000	.0225821 .0608879
HOFRA	.0392461	.010895	3.60	0.000	.0178924 .0605998
INTERGASOLINERAS	.0325466	.0098989	3.25	0.001	.0129245 .0521086
JACOBO LE	.0281803	.0104804	2.69	0.007	.0076394 .0487193
JAISERVICIO	.0611903	.0102342	5.98	0.000	.0411317 .0812489
JAMENDEZ	.0779792	.0101776	7.66	0.000	.0580315 .097927
JOPARKS	.0453642	.0098589	4.73	0.000	.0265563 .0641316
LARA COVARRUBIAS	.0229271	.0097167	2.36	0.019	.0038828 .0415714
LEZAMA	.0236111	.009768	2.42	0.016	.0044661 .0427561
LUGO GAS	.0155917	.0097797	1.59	0.111	-.0035762 .0347597
LUNA GAS	.0193383	.0098078	1.95	0.051	-.0008073 .0387573
MABIAN	.0501079	.0098451	5.09	0.000	.0308119 .069404
MASCASOLINA	.042646	.0106907	3.99	0.000	.0216926 .0635995
MATA VARGAS	.0284705	.0123724	2.30	0.021	.0042211 .0527199
MCH SOLUCIONES	.0242435	.0101271	2.39	0.017	.0043948 .0440922
MELGAS	.0267731	.0099318	2.70	0.007	.0070071 .0462391
MEXIENERGI	.0412794	.0113595	3.63	0.000	.0190152 .0635436
MI GASOLINA	.0393792	.0099347	3.96	0.000	.0199075 .0588509
MICHELANGELO	.0189456	.0097849	1.94	0.053	-.0002405 .0381316
MODERNOSJILOTREPC	.0274773	.0101987	2.69	0.007	.0074882 .0474663
MORDUP	.0312663	.0097854	3.20	0.001	.0120872 .0504454
NEXUM	.026868	.0103932	2.59	0.010	.0064977 .0472383
NO APLICA	.0312466	.0098898	3.22	0.001	.0123243 .0503010
NOVOGAS	.0256993	.0101819	2.52	0.012	.005432 .0456553
NUEVOBC	.0478064	.0103009	4.64	0.000	.027617 .0679959
OCHOA FRAGOSO	.0419247	.0103734	4.04	0.000	.0215932 .0622562
OLEUM	.0355033	.0097596	3.64	0.000	.0163748 .0546318
OMEGA	.0629269	.010334	6.09	0.000	.0426669 .0831193
ORIGAS	.0245804	.0108928	2.26	0.024	.003231 .0459298
OXKOGAS	.0393376	.0101743	3.87	0.000	.0193964 .0592787
F&L	.023136	.0101568	2.32	0.021	.0036066 .0434206
PERC	.0426022	.0101357	4.20	0.000	.0227366 .0624677
PETRO SEVEN	.0339215	.0098869	3.43	0.001	.0145435 .0532995
RAMVAL	.0133001	.0098117	1.35	0.175	-.0059408 .032541
RECAR	.0343098	.009898	3.48	0.001	.0150414 .0533783
RED ENERGY	.0364615	.01055	3.46	0.001	.0157838 .0571391
SERVICGARDU	.0294596	.0097297	3.03	0.002	.0103897 .0485294
SERVICIO ORIENTAL	.0232915	.0110285	2.11	0.035	.001676 .0449069
SERVICIOS CENTRAL	.0211864	.0097177	2.18	0.029	.0021101 .0402027
SERVICIZCALI	.027124	.0098903	2.74	0.006	.0077393 .0465086
SERVIFALCIL	.0308861	.009823	3.14	0.002	.0116333 .0501388
SIRAGO	.0379782	.0099121	3.83	0.000	.0185509 .0574055
SSHERRANDEZ	.0062249	.0136903	0.45	0.649	-.0206075 .0380574
SSTOLUCA	.0356134	.0097959	3.64	0.000	.0164138 .054813
SUCESO	.0204479	.0097684	2.09	0.036	.0013021 .0395937
SUGARBU	.0352229	.0101475	3.47	0.001	.015334 .0551117
TEOLOYUCAN NUEVO	.0244736	.0095241	2.56	0.010	.0057479 .0431992
TECALUCAN	.0492354	.0103394	4.75	0.000	.0289314 .0695394
VASA	.0301722	.0105749	2.85	0.004	.0094458 .0508987
XOCHIACA	.025031	.0097047	2.58	0.010	.0060101 .0440518
otros1_edomex	.0363541	.0101667	3.58	0.000	.0164278 .0562804
tax					
AZCAPOTZALCO	.0213277	.0012988	16.42	0.000	.0187821 .0238733
BARRANCA DEL MERTO	.0297805	.002455	12.70	0.000	.0251834 .0343777
CUAUTLA	.0026403	.0036971	0.71	0.475	-.004606 .0098865
CUERNAVACA	-.0025955	.0079832	-0.33	0.745	-.0182423 .0130514
PACHUCA	-.0055817	.0078593	-0.71	0.478	-.0209857 .0098222
PUEBLA	-.0043297	.0048313	-0.89	0.372	-.0138381 .0051788
SAN JUAN IXHUATEPEC	.0160137	.0012076	13.26	0.000	.0133667 .0186805
TOLUCA	-.002455	.0014539	-1.69	0.091	-.0053046 .0003947
TULA	-.0095076	.0027564	-3.45	0.001	-.01491 .00041051
marca_combustible					
EXXON MOBIL	-.0101214	.0039929	-2.53	0.011	-.0179474 .0022954
G50	-.0024812	.002897	-0.86	0.392	-.0081593 .0031968
GULF	-.0039983	.0055129	-0.70	0.483	-.0104834 .0024894
PEMEX	.0080224	.0023788	3.37	0.001	.0012688 .0148601
REPSOL	-.0013782	.0030299	-0.45	0.649	-.0073168 .0045603
SHELL	-.0078127	.0041119	-1.90	0.058	-.0158859 .0002605
TOTAL	-.0025087	.0040533	-0.62	0.536	-.010453 .0054356
_cons	2.957991	.0099862	296.21	0.000	2.938448 2.977564
sigma_u	.01385326				
sigma_e	.01640333				
rho	.41631274				(fraction of variance due to u_i)

Regresión residuales (de log precio) vs log3km.edomex

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	367,540
Model	.010097037	1	.010097037	F(1, 367538)	=	5315.30
Residual	.698182224	367,538	1.8996e-06	Prob > F	=	0.0000
Total	.70827926	367,539	1.9271e-06	R-squared	=	0.0143
				Adj R-squared	=	0.0143
				Root MSE	=	.00138

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0001716	2.35e-06	-72.91	0.000	-.0001762	-.000167
_cons	.0005347	5.62e-06	95.23	0.000	.0005237	.0005458

Reg logprecio vs log3km cdmx

```
. xtreg lnat_precio ln3km i.gie i.tar i.marca_combustible, re vce(robust)
note: 4.marca_combustible omitted because of collinearity
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   148,287
Group variable: idcode                  Number of groups =     363
```

```
R-sq:                                     Obs per group:
    within = 0.0000                        min =           42
    between = 0.4827                       avg =          408.5
    overall = 0.1235                       max =           473
```

```
Wald chi2(28) = 28619.13
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Prob > chi2    = 0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 363 clusters in idcode)

lnat_precio	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0018371	.0005734	-3.20	0.001	-.0029611	-.0007132
gie						
CORPOGAS	-.0005441	.0018146	-0.30	0.764	-.0041005	.0030124
CYMA	-.0072196	.0027309	-2.64	0.008	-.0125722	-.0018671
EFICIENTES	-.0090227	.0029319	-3.08	0.002	-.0147691	-.0032764
ESCOLOGICAS	-.0010473	.0036402	-0.29	0.774	-.0081818	.0060873
GAP	-.0026203	.0029225	-0.90	0.370	-.0083482	.0031077
GRUPO FAR	-.0532533	.0022298	-23.88	0.000	-.0576236	-.0488829
HIDROSINA	-.0052859	.0019506	-2.71	0.007	-.009109	-.0014628
MEGAGAS	-.0056053	.0057883	-0.97	0.333	-.0169501	.0057395
MEIGAS	-.0104923	.0031693	-3.31	0.001	-.0167039	-.0042806
MEXIENERGI	-.0128541	.0048214	-2.67	0.008	-.0223039	-.0034044
MI GASOLINA	-.0054331	.0024186	-2.25	0.025	-.0101735	-.0006928
NO APLICA	-.0072756	.0016638	-4.37	0.000	-.0105367	-.0040145
NUEVOBC	-.0094996	.0020033	-4.74	0.000	-.013426	-.0055731
OLYCORP	-.023036	.0018968	-12.14	0.000	-.0267537	-.0193184
P&L	-.0091652	.0011657	-7.86	0.000	-.011145	-.0068804
PERC	-.0064543	.0032354	-1.99	0.046	-.0127956	-.0001129
PETRO SEVEN	-.0133797	.0034464	-3.88	0.000	-.0201346	-.0066249
SIMPA	-.0284651	.0020055	-14.19	0.000	-.0323958	-.0245344
SIRAGO	.0013254	.0020339	0.65	0.515	-.002661	.0053117
otros_1	-.0104284	.0026821	-3.89	0.000	-.0156853	-.0051715
tar						
AZCAPOTZALCO	-.0004173	.0013023	-0.32	0.749	-.0029698	.0021352
BARRANCA DEL MUERTO	.0055839	.0008266	6.76	0.000	.0039637	.007204
SAN JUAN IXHUATEPEC	-.0005177	.0016693	-0.31	0.756	-.0037895	.0027541
marca_combustible						
G500	-.0061418	.0024518	-2.51	0.012	-.0109472	-.0013365
PEMEX	-.0072569	.0017298	-4.20	0.000	-.0106473	-.0038665
REPSOL	0	(omitted)				
SHELL	-.0057826	.0026703	-2.17	0.030	-.0110164	-.0005488
TOTAL	-.0034751	.0023125	-1.50	0.133	-.0080075	.0010573
_cons	3.022528	.0012987	2327.39	0.000	3.019983	3.025074
sigma_u	.00731595					
sigma_e	.01693061					
rho	.157343	(fraction of variance due to u_i)				

Residuales de logprecio cdmx

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS			
Model	2.3058e-08	1	2.3058e-08	Number of obs	=	148,287
Residual	.001812731	148,285	1.2225e-08	F(1, 148285)	=	1.89
Total	.001812754	148,286	1.2225e-08	Prob > F	=	0.1696
				R-squared	=	0.0000
				Adj R-squared	=	0.0000
				Root MSE	=	.00011

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln3km	6.26e-07	4.56e-07	1.37	0.170	-2.67e-07	1.52e-06
_cons	.0000455	1.07e-06	42.51	0.000	.0000434	.0000476

Reg logprecio vs log3km, queretaro

```
. xtreg lnatprecio ln3km i.gie i.tar i.marca, re vce(robust)
note: 2.marca omitted because of collinearity
```

Random-effects GLS regression
Group variable: idcode

Number of obs = 117,669
Number of groups = 289

R-sq:

within = 0.0000
between = 0.3550
overall = 0.1786

Obs per group:

min = 23
avg = 407.2
max = 472

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(32) = .
Prob > chi2 = .

(Std. Err. adjusted for 289 clusters in idcode)

lnatprecio	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0031387	.0007436	-4.22	0.000	-.0045962	-.0016813
gie						
ATENCION RPIDA	.0184485	.0110938	1.66	0.096	-.0032949	.0401919
CENDON FERNANDEZ	.0098725	.0100149	0.99	0.324	-.0097563	.0295013
CENTERGAS	.0173353	.0092572	1.87	0.061	-.0008085	.0354791
CIG	.0261417	.0092176	2.84	0.005	.0080755	.0442079
COMBUCENTER	.0154379	.010081	1.53	0.126	-.0043205	.0351963
FULLGAS	.0124627	.0095202	1.31	0.191	-.0061966	.031122
GABINO DELFINO	.0191707	.0092746	2.07	0.039	.0009928	.0373486
GASMART	.0290065	.0102092	2.84	0.004	.0089968	.0490162
GASOSIETE	.0192379	.0093132	2.07	0.039	.0009843	.0374914
GOCALVI	.0151125	.0103783	1.46	0.145	-.0052285	.0354535
HIDROSINA	.0136975	.0107123	1.28	0.201	-.0072983	.0346932
JALPAN	.024683	.0103222	2.39	0.017	.0044518	.0449142
MEXIENERGI	.0329494	.0093386	3.53	0.000	.014646	.0512529
MI GASOLINA	.020956	.009489	2.21	0.027	.0023579	.0395542
NO APLICA	.0156504	.0092661	1.69	0.091	-.0025108	.0338115
NOVGAS	.023385	.0093741	2.49	0.013	.0050122	.0417579
OLEUM	.0181111	.0094022	1.93	0.054	-.0003169	.0365392
ORSAN	.0300247	.0092649	3.24	0.001	.0118658	.0481836
OXXOGAS	.0239667	.0092231	2.60	0.009	.0058897	.0420437
PERC	.0227798	.0094352	2.41	0.016	.0042871	.0412725
PETROSAB	.0254378	.0097264	2.62	0.009	.0063744	.0445013
PETRUM	.0205183	.0095843	2.14	0.032	.0017333	.0393032
PLAZA CIRCUNVALACI	.0239259	.009386	2.55	0.011	.0055296	.0423222
PROGAS	.0187299	.0093913	1.99	0.046	.0003232	.0371365
SERVIFÁCIL	.0176267	.0091932	1.92	0.055	-.0003917	.0356452
otros1_quer	.0149417	.0101406	1.47	0.141	-.0049336	.034817
tar						
VALLES	-.0143869	.0047689	-3.02	0.003	-.0237337	-.0050401
marca						
CHEVRON	0	(omitted)				
EXXON MOBIL	-.0114897	.0023395	-4.91	0.000	-.0160751	-.0069043
G500	-.0008024	.0034278	-0.23	0.815	-.0075208	.0059161
PEMEX	-.0118535	.0020118	-5.89	0.000	-.0157965	-.0079104
SHELL	-.0110678	.0027774	-3.98	0.000	-.0165115	-.0056241
TOTAL	.0043336	.0051173	0.85	0.397	-.005696	.0143632
_cons	2.982995	.0096086	310.45	0.000	2.964162	3.001827
sigma_u	.01028056					
sigma_e	.01236371					
rho	.40877745	(fraction of variance due to u _i)				

Regresiduales logprecio quereta

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	117,669
Model	9.8314e-07	1	9.8314e-07	F(1, 117667)	=	24.49
Residual	.004724257	117,667	4.0149e-08	Prob > F	=	0.0000
Total	.00472524	117,668	4.0157e-08	R-squared	=	0.0002
				Adj R-squared	=	0.0002
				Root MSE	=	.0002

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln3km	-2.66e-06	5.38e-07	-4.95	0.000	-3.71e-06 -1.61e-06
_cons	.0000874	1.32e-06	66.45	0.000	.0000848 .00009

Reg logprecio vs log3km hidalgo

```
. xtreg lnatprecio ln3km i.gie i.tar i.marca, re vce(robust)
note: 10.marca omitted because of collinearity
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   119,537
Group variable: idcode                  Number of groups =    284
```

```
R-sq:                                     Obs per group:
within = 0.0000                           min =           62
between = 0.3540                          avg =          420.9
overall = 0.1842                           max =           472
```

```
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Wald chi2(39)   =           .
                                                Prob > chi2     =           .
```

(Std. Err. adjusted for 284 clusters in idcode)

lnatprecio	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0047492	.0009463	-5.02	0.000	-.0066038	-.0028946
gie						
AGUABLANCA	-.0357048	.002705	-13.20	0.000	-.0410065	-.0304032
APULCO	-.032282	.0036245	-8.91	0.000	-.0393858	-.0251782
ARIEL	-.0313832	.0040702	-7.71	0.000	-.0393606	-.0234058
CECAPIEM	-.0158057	.0070095	-2.25	0.024	-.029544	-.0020673
CHACON	-.0223957	.0058201	-3.85	0.000	-.0338029	-.0109885
COMBUSTIBLES LOS ANGELES	-.0133522	.0033045	-4.04	0.000	-.019829	-.0068754
EL CRUCERO	-.0312783	.0048959	-6.39	0.000	-.0408741	-.0216825
EL ONCE	-.0370405	.0039183	-9.45	0.000	-.0447202	-.0293607
FLORES BARRERA	-.0098151	.0072807	-1.35	0.178	-.024085	.0044548
GERTELL	-.0021602	.0114873	-0.19	0.851	-.0246749	.0203544
GESA	-.0228614	.0044026	-5.19	0.000	-.0314904	-.0142324
HENOCH	-.0052734	.0052724	-1.00	0.317	-.0156071	.0050603
HIDALGUENSES	-.0326383	.0042981	-7.59	0.000	-.0410625	-.0242141
HIDROSINA	-.0223726	.0044595	-5.02	0.000	-.0311131	-.0136321
JOCARAN	-.0389975	.0047231	-8.26	0.000	-.0482546	-.0297405
LUGO GAS	-.0298977	.0049475	-6.04	0.000	-.0395946	-.0202008
MEIGAS	-.0245305	.0078279	-3.13	0.002	-.0398728	-.0091881
MI GASOLINA	-.0045138	.007419	-0.61	0.543	-.0190547	.0100271
NO APLICA	-.0211048	.0034465	-6.12	0.000	-.0278598	-.0143499
ORSAN	-.0353551	.0058901	-6.00	0.000	-.0468996	-.0238107
OXOGAS	-.0218215	.0040974	-5.33	0.000	-.0298523	-.0137906
PERC	-.0081077	.0052149	-1.55	0.120	-.0183288	.0021134
PETREOS	-.0128342	.0035521	-3.61	0.000	-.0197961	-.0058722
PLUSTEPEJI	-.0371128	.0037659	-9.86	0.000	-.0444937	-.0297318
SERVIFÁCIL	-.0105906	.0097325	-1.09	0.277	-.029666	.0084847
TELLEZROMERO	-.0146555	.003109	-4.71	0.000	-.0207489	-.008562
USPROFESIONALES	-.0440859	.0048142	-9.16	0.000	-.0535216	-.0346502
ZIMAP	-.0183025	.0041005	-4.46	0.000	-.0263394	-.0102655
otros1_hidalgo	-.0178227	.00537	-3.32	0.001	-.0283478	-.0072977
tar						
POZA RICA	.0025917	.002176	1.19	0.234	-.0016732	.0068566
SAN JUAN IXHUATEPEC	.0246561	.0043258	5.70	0.000	.0161777	.0331345
TULA	.0026295	.002666	0.99	0.324	-.0025958	.0078547
VALLES	.0052256	.0033134	1.58	0.115	-.0012684	.0117197
marca						
BP (BRITISH PETROLEUM)	.008837	.0055195	1.60	0.109	-.0019811	.0196551
CHEVRON	-.016158	.0044831	-3.60	0.000	-.0249447	-.0073713
EXXON MOBIL	.0152167	.0053517	2.84	0.004	.0047275	.0257059
G500	.0136593	.0066716	2.05	0.041	.0005833	.0267354
PEMEX	.0060516	.0036955	1.64	0.102	-.0011914	.0132946
REPSOL	.0009772	.0030978	0.32	0.752	-.0050944	.0070489
SHELL	.0006567	.0077036	0.09	0.932	-.014442	.0157554
SORIANA	.0034581	.0040309	0.86	0.391	-.0044423	.0113585
TOTAL	0	(omitted)				
_cons	2.970747	.0026951	1102.28	0.000	2.965464	2.976029
sigma_u	.01434477					
sigma_e	.0164444					
rho	.43212193	(fraction of variance due to u_i)				

RESIDUALES LOGPRECIO HIDALGO

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	119,537
Model	.000216044	1	.000216044	F(1, 119535)	=	2661.54
Residual	.009702987	119,535	8.1173e-08	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0218
				Adj R-squared	=	0.0218
Total	.009919031	119,536	8.2979e-08	Root MSE	=	.00028

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln3km	-.0000419	8.11e-07	-51.59	0.000	-.0000434 - .0000403
_cons	.0002309	1.41e-06	163.30	0.000	.0002282 .0002337

Reg logpreciovs log3km, puebla

Random-effects GLS regression
 Group variable: idcode

Number of obs = 192,669
 Number of groups = 472

R-sq:

within = 0.0000
 between = 0.4003
 overall = 0.1709

Obs per group:

min = 8
 avg = 408.2
 max = 472

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(43) = .
 Prob > chi2 = .

(Std. Err. adjusted for 472 clusters in idcode)

lnatprecio	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0042605	.0005109	-8.34	0.000	-.0052619	-.0032592
gie						
ATEMPAN	-.002936	.0167052	-0.18	0.860	-.0356776	.0298057
BP CAPITAL	-.0109865	.0174991	-0.63	0.530	-.0452841	.023311
CARRETO	.0036625	.0165625	0.22	0.825	-.0287995	.0361245
CATALINA	-.0103889	.0168477	-0.62	0.537	-.0434097	.0226319
DUALGAS	-.02576	.0165966	-1.55	0.121	-.0582889	.0067688
EUCOMB	-.0064282	.0168303	-0.38	0.703	-.0394149	.0265586
GRUPO GEMMA	-.0039658	.016625	-0.24	0.811	-.0365501	.0286186
HIDROSINA	-.0057079	.016612	-0.34	0.731	-.0382667	.0268509
INOVASION	-.0155274	.016563	-0.94	0.349	-.0479902	.0169354
IVANJAIR	.0099437	.0168632	0.59	0.555	-.0231076	.0429951
JCHDZ	-.0085528	.0165649	-0.52	0.606	-.0410194	.0239138
JOSE ROMERO	.0122074	.016576	0.74	0.461	-.0202809	.0446957
JSROMERO	.0101124	.016636	0.61	0.543	-.0224936	.0427185
LCHIGNAHUAPAN	-.0122069	.0166201	-0.73	0.463	-.0447816	.0203679
LOS SANTOS	-.0160249	.0167702	-0.96	0.339	-.0488938	.016844
MATAMOROS29	-.0144768	.0166215	-0.87	0.384	-.0470543	.0181007
MERCEDESROMERO	-.0088223	.0167045	-0.53	0.597	-.0415626	.023918
MI GASOLINA	-.0020347	.0166217	-0.12	0.903	-.0346127	.0305432
MORPAR	-.0070837	.016949	-0.42	0.676	-.0403031	.0261358
NACOZARI	-.0149549	.0171841	-0.87	0.384	-.0486352	.0187254
NO APLICA	-.0075239	.0165749	-0.45	0.650	-.0400101	.0249622
OKTAN	-.0141121	.0170038	-0.83	0.407	-.0474739	.0192148
OLXO	-.02857	.0166211	-1.72	0.086	-.0611467	.0040068
POZOS	-.0149845	.0166746	-0.90	0.369	-.0476662	.0176972
SANJERONIMO	-.010158	.0165729	-0.61	0.540	-.0426403	.0223242
TEPEACA	.0054687	.0165625	0.33	0.741	-.0269933	.0379306
TOLEDO	.0007559	.0166785	0.05	0.964	-.0319333	.0334452
TUGASOLINERÁ	-.0147622	.0166557	-0.89	0.375	-.0474068	.0178824
VFN COMBUSTIBLES	-.0047787	.0167147	-0.29	0.775	-.0375388	.0279815
WURTS	-.0071035	.0167472	-0.42	0.671	-.0399274	.0257203
ZACATLAN	-.0122912	.0165937	-0.74	0.459	-.0448142	.0202319
otrosl_pueb	-.0075368	.0166094	-0.45	0.650	-.0400906	.025017
tar						
PACHUCA	-.0083051	.0058076	-1.43	0.153	-.0196877	.0030776
PEROTE	-.0025033	.006073	-0.41	0.680	-.0144063	.0093996
PUEBLA	-.0108057	.0055852	-1.93	0.053	-.0217526	.0001412
TEHUACAN	-.00258	.0059552	-0.43	0.665	-.014252	.009092
marca						
COSTCO	-.0376822	.0028332	-13.30	0.000	-.0432351	-.0321293
EXXON MOBIL	-.004683	.0021934	-2.13	0.033	-.0089821	-.0003839
FREE ENERGY	-.0247594	.0028866	-8.58	0.000	-.0304171	-.0191018
G500	-.0080114	.0025249	-3.17	0.002	-.0129601	-.0030628
GEMMA	-.0081311	.0022658	-3.59	0.000	-.012572	-.0036903
GULF	-.0071667	.0033644	-2.13	0.033	-.0137607	-.0005727
PEMEX	-.0089701	.001906	-4.71	0.000	-.0127057	-.0052345
REPSOL	-.0063437	.0041231	-1.54	0.124	-.0144249	.0017374
SHELL	-.0051477	.0023071	-2.23	0.026	-.0096695	-.000626
TOTAL	-.0043518	.0026068	-1.67	0.095	-.009461	.0007574
_cons	2.988962	.0167303	178.66	0.000	2.956172	3.021753
sigma_u	.01044315					
sigma_e	.0144986					
rho	.34159101	(fraction of variance due to u_i)				

Residuales logprecio, puebla

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	192,669
Model	.000429408	1	.000429408	F(1, 192667)	=	11114.10
Residual	.007443939	192,667	3.8636e-08	Prob > F	=	0.0000
Total	.007873347	192,668	4.0865e-08	R-squared	=	0.0545
				Adj R-squared	=	0.0545
				Root MSE	=	.0002

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0000449	4.26e-07	-105.42	0.000	-.0000457	-.0000441
_cons	.00016	7.80e-07	205.18	0.000	.0001585	.0001616

Reg logprecio vs log3km, Guanajuato

Random-effects GLS regression
Group variable: idcode

Number of obs = 245,054
Number of groups = 603

R-sq:

within = 0.0000
between = 0.6090
overall = 0.3723

Obs per group:

min = 13
avg = 406.4
max = 472

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(50) = .
Prob > chi2 = .

(Std. Err. adjusted for 603 clusters in idcode)

lnatprecio	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0026603	.0005853	-4.55	0.000	-.0038074	-.0015132
gie						
BUGATTI	-.0373349	.0030693	-12.16	0.000	-.0433506	-.0313192
CAR-GAS	-.0346536	.0019325	-17.93	0.000	-.0384412	-.0308666
CARGO GAS	.0021381	.0057105	0.37	0.708	-.0090542	.0133304
CHOPA	-.0094185	.0022595	-4.17	0.000	-.013847	-.004999
COMBU-EXPRESS	.0007066	.004454	0.16	0.874	-.008023	.0094363
CRUZ AGUILERA	-.0237184	.0014481	-16.38	0.000	-.0265566	-.0208802
DIST SALAMANCA	-.0118118	.0029157	-4.05	0.000	-.0175266	-.0060971
DIVEROSCENRO	-.0322475	.0017564	-18.36	0.000	-.03559	-.0288049
DON BOSCO	-.0021284	.0017214	-1.24	0.216	-.0055024	.0012456
EFICIENTES	-.0116619	.0059911	-1.95	0.052	-.0234042	.0000803
EL AGUILA	-.003641	.001046	-3.48	0.000	-.0056912	-.0015908
ENERGIKO	-.0006453	.0027904	-0.23	0.817	-.0061143	.0048238
EXPRESS BAJIO	-.0100277	.0054401	-1.84	0.065	-.0206902	.0006348
FORRES	-.0098393	.0024606	-4.00	0.000	-.014662	-.0050166
FULLGAS	-.022547	.0022729	-9.92	0.000	-.0270019	-.0180922
GARBRI	-.0189256	.0030399	-6.23	0.000	-.0248838	-.0129674
GASMART	-.0047609	.002081	-2.29	0.022	-.0088397	-.0006822
GASOMAX	-.0117544	.0089121	-1.32	0.187	-.0292218	.0057129
GUILLERMOANAYA	-.0156518	.0019329	-8.10	0.000	-.0194403	-.0118633
HIDROSINA	-.014344	.005009	-2.86	0.004	-.0241615	-.0045265
JJVAZUEZ	-.0404489	.004016	-10.07	0.000	-.0483202	-.0325776
LIBRAMIENTO NORTE	-.0133646	.0023232	-5.75	0.000	-.0179179	-.0088112
LOMELIN ALBA	.0038885	.0016783	2.32	0.021	.0005991	.007178
LUGO GAS	-.0296518	.0008468	-35.02	0.000	-.0313115	-.027992
MEGAGAS	.0074468	.0021287	3.50	0.000	.0032746	.011619
MINILERMA	-.0128608	.0041767	-3.08	0.002	-.0210469	-.0046747
MIR-SOT	-.0200275	.0021469	-9.33	0.000	-.0242352	-.0158197
NO APLICA	-.0077797	.0015262	-5.10	0.000	-.0107709	-.0047884
NOVOGAS	-.0053637	.003109	-1.73	0.084	-.0114572	.0007298
OCTANO	.0016814	.0013787	1.22	0.223	-.0010208	.0043835
OLEUM	-.0118597	.0036043	-3.29	0.001	-.018924	-.0047953
ORSAN	-.0113146	.0040649	-2.78	0.005	-.0192817	-.0033475
OXOGAS	.0001022	.0014974	0.07	0.946	-.0028327	.0030371
PERC	.0067318	.0042043	1.60	0.109	-.0015084	.014972
PETRO FUELS	-.0061043	.0057278	-1.07	0.287	-.0173306	.005122
PIONEROS	.0090949	.0073894	1.23	0.218	-.0053881	.0235779
RIOS SALINAS	.0143273	.0008117	17.65	0.000	.0127365	.0159181
TOPGAS	-.0019477	.0035267	-0.55	0.581	-.0088599	.0049645
otros1_guan	-.008132	.0047793	-1.70	0.089	-.0174992	.0012353
tar						
IRAPUATO	.0138269	.0015478	8.93	0.000	.0107933	.0168604
LEON	.0213585	.0017831	11.98	0.000	.0178638	.0248533
QUERETARO	-.0152982	.0038947	-3.93	0.000	-.0229317	-.0076648
marca						
BP (BRITISH PETROLEUM)	.0642968	.0023242	27.66	0.000	.0597414	.0688522
CHEVRON	.0635649	.0018265	34.80	0.000	.0599851	.0671447
COSTCO	.0193885	.0053111	3.65	0.000	.008979	.029798
EXXON MOBIL	.0541516	.0019813	27.33	0.000	.0502682	.0580349
G500	.0665228	.0022464	29.61	0.000	.0621199	.0709258
GULF	.050078	.0034006	14.73	0.000	.043413	.056743
PEMEX	.0482099	.0013189	36.55	0.000	.045625	.0507949
REPSOL	.0422682	.004049	10.44	0.000	.0343323	.050204
SHELL	.0307814	.0024724	12.45	0.000	.0259356	.0356272
TOTAL	.0505043	.0053246	9.49	0.000	.0400683	.0609403
WINDSTAR	.0662836	.0004057	163.39	0.000	.0654885	.0670787
_cons	2.951275	.0025931	1138.12	0.000	2.946193	2.956358
sigma_u	.01267164					
sigma_e	.01658991					
rho	.36845352	(fraction of variance due to u_i)				

Residuales logprecio Guanajuato

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	245,054
Model	.000853012	1	.000853012	F(1, 245052)	=	14342.16
Residual	.014574671	245,052	5.9476e-08	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0553
				Adj R-squared	=	0.0553
Total	.015427683	245,053	6.2957e-08	Root MSE	=	.00024

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln3km	-.0000527	4.40e-07	-119.76	0.000	-.0000536 - .0000518
_cons	.0002441	1.06e-06	230.88	0.000	.0002421 .0002462

Anexo 2. Resultados de $\ln(\text{margen}_i) = \alpha + \beta \ln(\text{densidad}_i) + \emptyset X_i + u_i$ y $u_i^2 = d + \gamma \ln(\text{densidad}_i) + v_i$

Regresion logmargen edomex

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	366,969		
Group Variable: idcode		Number of groups	=	1,027		
R-sq:						
within	=	0.0000	min	=	13	
between	=	0.5286	avg	=	357.3	
overall	=	0.2594	max	=	472	
corr(u_1, X)		=	0 (assumed)			
		Wald chi2(101)	=	7.13e+06		
		Prob > chi2	=	0.0000		
(Std. Err. adjusted for 1,027 clusters in idcode)						
	lnatmargen	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	ln3km	-.0117708	.0069942	-1.70	0.090	-.0253768 .0018352
gls						
ADMINISTRADORA DE ACTIVOS Y SERVICIOS		.5850897	.1478574	3.96	0.000	.2952945 .8748849
AILES		.5506632	.1379739	3.99	0.000	.2802393 .821087
ALTAVILLA, S. A. DE C. V.		.6489764	.1408614	4.61	0.000	.3728932 .9250597
BALLINAESSCARTINA		.5684937	.1384107	4.11	0.000	.2972136 .8397737
BEGONIA		.6354745	.1398767	4.54	0.000	.3613273 .9096218
BP CAPITAL		.6072691	.1413425	4.30	0.000	.3302429 .8842952
CANCHEEDA		.4679344	.138963	3.37	0.001	.1955718 .740297
CANUTILLO		.4185024	.1417703	2.95	0.003	.1406377 .6963672
CARMONA REYES		.6421853	.1456929	4.41	0.000	.3566325 .9287748
CENDON FERNANDEZ		.5286511	.1515309	3.49	0.000	.2316559 .8256463
CORPOGAS		.7177951	.1376219	5.22	0.000	.4480611 .987529
CRIMER		.3037724	.1361775	2.23	0.026	.0365884 .5701586
CUATROVIENTOS		.4123418	.1380678	2.99	0.003	.1417339 .6829497
CYMA		.6234957	.1397797	4.46	0.000	.3495324 .897459
DECARPIO		.5782861	.1528729	3.78	0.000	.2786608 .8779114
DESEO		.5338292	.1677647	5.89	0.000	.6250164 1.282642
DESESCHOS		.6540546	.1438832	4.55	0.000	.3720487 .9360605
DIMECO		.6460129	.1396868	4.62	0.000	.3722318 .919794
DLT		.5006446	.1406409	3.56	0.000	.2173737 .7839134
DURANDURAN		.6232523	.1629803	3.82	0.000	.3038168 .9426878
ECALO		.5782867	.141427	4.09	0.000	.3010948 .8554785
ECOS		.6232523	.1406409	4.41	0.000	.3170051 1.00055
ECOLOGICOS FIGUE		.4672835	.1408554	3.32	0.001	.191212 .743355
EL ONCE		.3266787	.1424872	2.29	0.022	.0474089 .6059485
ELTA HER		.3687038	.1737693	2.12	0.034	.0281222 .7092854
FERTONLO		.2169077	.1490298	1.42	0.152	-.1623509 .5861663
FULLGAS		.5570183	.1539453	3.62	0.000	.2552911 .8587456
GAP		.5914674	.1389607	4.26	0.000	.3191094 .8638253
GAS XL		.6140742	.1407749	4.27	0.000	.3323133 .8958171
GASOIL		.5746034	.1392758	4.13	0.000	.3016278 .847579
GASOSOL		.3060035	.1525104	2.01	0.045	.0070885 .6049185
GORM		.4711448	.1539377	3.38	0.001	.1979687 .7443272
HERNAJO		.5380318	.1381784	3.89	0.000	.2672071 .8088566
HIDROSINA		.6591071	.1386014	4.76	0.000	.3874533 .9307609
HOPRA		.6275096	.1476094	4.25	0.000	.3382005 .9168187
INTERGASOLINERAS		.5460523	.1406409	3.89	0.000	.2874012 .8337033
JACOBO LF		.5170269	.1437736	3.60	0.000	.2352357 .7988181
JAISERVICIO		.8303193	.1400048	5.93	0.000	.5559149 1.104724
JAMENEZ		.9607511	.1399897	6.86	0.000	.6863817 1.235112
JCARLS		.724886	.136746	5.30	0.000	.4604688 .9965032
LARA COVARRUBIAS		.4160663	.1383355	3.01	0.003	.1449336 .6871989
LEZAMA		.4683478	.1381138	3.39	0.001	.1976498 .7390459
LUGO GAS		.3488966	.139256	2.50	0.012	.0757702 .6220231
LUNA GAS		.4049707	.1393108	2.91	0.004	.1319266 .6780348
MABIAN		.718001	.1378976	5.21	0.000	.4477267 .9882752
MASGASOLINA		.6824159	.1436011	4.75	0.000	.4009628 .9638689
MATA VARGAS		.5066445	.1629216	3.10	0.002	.1867452 .8265437
MCH SOLUCIONES		.4488403	.1385366	3.24	0.001	.1773136 .720367
MRIAS		.4749171	.1407121	3.38	0.001	.1991265 .7507076
MEXIENERGI		.6250425	.1514083	4.13	0.000	.3282878 .9217972
MI GASOLINA		.6239545	.139434	4.47	0.000	.3506689 .8972401
MIGUELANGEL		.3800288	.1379921	2.75	0.006	.1095692 .6504884
MODERNOSIILOTEPEC		.5045391	.1422439	3.55	0.000	.2574462 .7833321
MORQUE		.5442842	.1430341	3.80	0.000	.2999833 .831757
NEXUM		.4586884	.1430504	3.21	0.001	.1783148 .7390619
NO APLICA		.5317789	.1379195	3.86	0.000	.2614616 .8020962
NOVOGAS		.4786356	.1598726	3.34	0.000	.1839115 .7732597
NUEVOBC		.7061808	.1403738	5.03	0.000	.4310533 .9813083
OCHOA FRAGOSO		.6688297	.142589	4.69	0.000	.3893604 .9482989
OLBUM		.6083985	.1389576	4.36	0.000	.3304342 .8777469
OMEGA		.8664907	.1430789	6.06	0.000	.5860611 1.146495
ORIGAS		.4687233	.1522291	3.08	0.002	.1703598 .7670869
OKXOGAS		.6065835	.1418632	4.28	0.000	.3285368 .8846301
P&I		.4460841	.1429435	3.12	0.002	.165916 .7262521
PERC		.6709363	.1417255	4.73	0.000	.3931595 .9487131
PETRO SEVEN		.5850841	.1390243	4.21	0.000	.3126013 .8575668
RAMVAL		.3164392	.1417679	2.23	0.026	.0385782 .5942991
SERVIPACCIL		.5351156	.1395763	3.83	0.000	.2615511 .8096801
RED ENERGY		.5873489	.1460524	4.02	0.000	.3010914 .8736063
SERVICGARDU		.5481197	.1380728	3.97	0.000	.277502 .8187374
SERVICIO ORIENTAL		.453475	.1533112	2.92	0.004	.1490706 .7578794
SERVICIOS CENTRAL		.439409	.1384637	3.17	0.002	.1680251 .7107929
SERVICISCALLI		.4977276	.1398857	3.56	0.000	.2235566 .7718987
SIRAGO		.6318901	.1409671	4.48	0.000	.3555997 .9081804
SSHERRANDEZ		.1677555	.2186944	0.77	0.443	-.2608777 .5963886
SSOLOUCA		.592798	.1393116	4.26	0.000	.3197522 .8658437
SUCESO		.4010836	.1408628	2.85	0.004	.1249976 .6771696
SUGARSU		.5968766	.1413899	4.22	0.000	.3197574 .8739957
TEOLOYUCAN NUEVO		.4683984	.1362996	3.44	0.001	.201256 .7355408
TEXCALUCAN		.7351205	.1406287	5.23	0.000	.4594933 1.010748
VASA		.5494939	.1437583	3.82	0.000	.2677329 .831255
XOCHIACA		.4105929	.1382293	2.97	0.003	.1396684 .6815174
otroal_edomex		.5967757	.1424025	4.19	0.000	.3176719 .8758795
tar						
AZCAPOTZALCO		.3054264	.0159825	19.11	0.000	.2741012 .3367516
BARRANCA DEL MUERTO		.3370272	.0290728	11.59	0.000	.2800456 .3940089
CUAUTLA		.2804397	.0426896	6.57	0.000	.1967697 .3641097
CUERNAVACA		.2922126	.0906529	3.22	0.001	.1145361 .4698891
PACHUCA		.3383189	.0917331	3.69	0.000	.1985253 .5181125
PUEBLA		.2972099	.0500447	5.94	0.000	.1991242 .3952956
SAN JUAN IXHUATEPEC		.1905433	.0167262	11.39	0.000	.1577606 .223326
TOLUCA		.2508957	.0173209	14.49	0.000	.2169472 .2848441
TULA		.3604956	.0261633	13.78	0.000	.3092164 .4117748
marca_combustible						
EXXON MOBIL		-.1102088	.0498828	-2.21	0.027	-.2078699 -.0125476
GOLO		-.0196783	.0395956	-0.5	0.584	-.0901142 .0507946
GULF		-.0564847	.1441984	-0.39	0.695	-.3391084 .226139
PEMEX		-.0841873	.0276202	-3.05	0.002	-.1383219 -.0300527
REPSOL		.0035894	.0335906	0.1	0.919	-.0656975 .0120252
SHELL		-.07863	.0462535	-1.70	0.089	-.1692852 .0120252
TOTAL		-.0402034	.0433305	-0.93	0.353	-.1250797 .0446728
_cons						
		-.1098856	.1409959	-0.78	0.436	-.3862325 .1664613
sigma_u		.14182522				
sigma_e		.20053526				
rho		.33341285				(fraction of variance due to u_1)

Residuales de logmargen vslog3km

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	366,969
Model	9.56028963	1	9.56028963	F(1, 366967)	=	8581.22
Residual	408.83576	366,967	.001114094	Prob > F	=	0.0000
Total	418.396049	366,968	.001140143	R-squared	=	0.0228
				Adj R-squared	=	0.0228
				Root MSE	=	.03338

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln3km	-.0052968	.0000572	-92.63	0.000	-.0054089 -.0051848
_cons	.0265522	.0001365	194.49	0.000	.0262846 .0268198

Regresiduales margen cdmx

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	148,284
Model	.022342736	1	.022342736	F(1, 148282)	=	127.17
Residual	26.052484	148,282	.000175696	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0009
				Adj R-squared	=	0.0009
Total	26.0748267	148,283	.000175845	Root MSE	=	.01326

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln3km	.0006158	.0000546	11.28	0.000	.0005088	.0007229
_cons	.003909	.0001284	30.44	0.000	.0036573	.0041607

Residuales logmargen, queretero

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	117,669
Model	.518643832	1	.518643832	F(1, 117667)	=	227.59
Residual	268.145263	117,667	.002278848	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0019
				Adj R-squared	=	0.0019
Total	268.663906	117,668	.002283237	Root MSE	=	.04774

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln3km	.0019327	.0001281	15.09	0.000	.0016816 .0021838
_cons	.010389	.0003134	33.15	0.000	.0097747 .0110032

Logmargen vslog3km, hidalgo

```
. xtreg lnatmargen ln3km i.gie i.tar i.marca, re vce(robust)
note: 10.marca omitted because of collinearity
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   119,479
Group variable: idcode                  Number of groups =    284
```

```
R-sq:                                     Obs per group:
  within = 0.0000                          min =          62
  between = 0.3985                          avg =         420.7
  overall = 0.2198                          max =          472
```

```
Wald chi2(39) = .
Prob > chi2 = .
```

```
corr(u_i, X) = 0 (assumed)
```

(Std. Err. adjusted for 284 clusters in idcode)

lnatmargen	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0558782	.0122928	-4.55	0.000	-.0799716	-.0317848
gie						
AGUABLANCA	-.4200819	.0368982	-11.38	0.000	-.4924011	-.3477626
APULCO	-.3792513	.0466207	-8.13	0.000	-.4706261	-.2878765
ARIEL	-.3965127	.05717	-6.94	0.000	-.5085638	-.2844616
CECAPIEM	-.2023596	.0873036	-2.32	0.020	-.3734716	-.0312477
CHACON	-.2733292	.0725553	-3.77	0.000	-.4155351	-.1311234
COMBUSTIBLES LOS ANGELES	-.1746202	.0418077	-4.18	0.000	-.2565617	-.0926787
EL CRUCERO	-.3943899	.0711912	-5.54	0.000	-.533922	-.2548578
EL ONCE	-.5124412	.0539001	-9.51	0.000	-.6180833	-.4067999
FLORES BARRERA	-.1237742	.0788067	-1.57	0.116	-.2782326	.0306841
GERTELL	-.0579335	.1334954	-0.43	0.664	-.3195797	.2037128
GESA	-.2703277	.0598155	-4.52	0.000	-.3875639	-.1530914
HENOCH	-.0370171	.0702533	-0.53	0.598	-.174711	.1006769
HIDALGUENSES	-.4077862	.0537048	-7.59	0.000	-.5130457	-.3025267
HIDROSINA	-.2638969	.0594553	-4.44	0.000	-.3804271	-.1473667
JOCARAN	-.5006773	.060611	-8.26	0.000	-.6194726	-.381882
LUGO GAS	-.3683577	.0653534	-5.64	0.000	-.496448	-.2402673
MEIGAS	-.3287938	.1124219	-2.92	0.003	-.5491368	-.1084509
MI GASOLINA	-.0757203	.0914013	-0.83	0.407	-.2548635	.1034229
NO APLICA	-.2740818	.0471875	-5.81	0.000	-.3665676	-.1815959
ORSAN	-.438067	.0806578	-5.43	0.000	-.5961534	-.2799806
OXOGAS	-.2448955	.0548605	-4.46	0.000	-.3524201	-.1373709
PERC	-.1265613	.0639457	-1.98	0.048	-.2518926	-.0012299
PETREOS	-.1421277	.0485084	-2.93	0.003	-.2372025	-.0470529
PLUSTEPEJI	-.4515707	.0494654	-9.13	0.000	-.5485211	-.3546203
SERVIFÁCIL	-.1279509	.1142717	-1.12	0.263	-.3519193	.0960175
TELLEZROMERO	-.1665581	.0406604	-4.10	0.000	-.246251	-.0868653
USPROFESIONALES	-.5460538	.0624388	-8.75	0.000	-.6684316	-.4236759
ZIMAP	-.2275377	.0534281	-4.26	0.000	-.3322548	-.1228206
otros1_hidalgo	-.2147985	.0672267	-3.20	0.001	-.3465603	-.0830366
tar						
POZA RICA	.2224537	.0273685	8.13	0.000	.1688124	.276095
SAN JUAN IXHUATEPEC	-.151452	.0589814	-2.57	0.010	-.2670533	-.0358507
TULA	.1310705	.0319906	4.10	0.000	.0683701	.193771
VALES	.221699	.0384863	5.76	0.000	.1462673	.2971307
marca						
BP (BRITISH PETROLEUM)	.1003371	.0708291	1.42	0.157	-.0384854	.2391596
CHEVRON	-.1996909	.0608893	-3.28	0.001	-.3190318	-.08035
EXXON MOBIL	.2083117	.0694024	3.00	0.003	.0722856	.3443378
G500	.1977021	.0829641	2.38	0.017	.0350954	.3603089
PEMEX	.0801078	.051557	1.55	0.120	-.020942	.1811577
REPSOL	.0266098	.0428057	0.62	0.534	-.057288	.1105075
SHELL	.0510307	.0968219	0.53	0.598	-.1387368	.2407982
SORIANA	.0099372	.0546258	0.18	0.856	-.0971274	.1170018
TOTAL	0	(omitted)				
_cons	.6205433	.0366546	16.93	0.000	.5487017	.692385
sigma_u	.17838217					
sigma_e	.1960811					
rho	.45284056	(fraction of variance due to u_i)				

Residuales logmargen hidalgo

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS			
Model	5.84889984	1	5.84889984	Number of obs	=	119,479
Residual	304.935156	119,477	.00255225	F(1, 119477)	=	2291.66
Total	310.784056	119,478	.002601182	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0188
				Adj R-squared	=	0.0188
				Root MSE	=	.05052

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0068885	.0001439	-47.87	0.000	-.0071705	-.0066064
_cons	.0365588	.0002508	145.74	0.000	.0360672	.0370505

Reg logmargen vs log3km puebla

Random-effects GLS regression
Group variable: idcode

Number of obs = 192,629
Number of groups = 472

R-sq:

within = 0.0000
between = 0.4244
overall = 0.1557

Obs per group:

min = 8
avg = 408.1
max = 472

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(43) = .
Prob > chi2 = .

(Std. Err. adjusted for 472 clusters in idcode)

lnatmargen	Robust			P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z			
ln3km	-.0563243	.0063315	-8.90	0.000	-.0687338	-.0439149
gie						
ATEMPAN	-.0094035	.1805688	-0.05	0.958	-.3633119	.3445048
BP CAPITAL	-.1497516	.1923734	-0.78	0.436	-.5267965	.2272933
CARRETO	.0411508	.1784977	0.23	0.818	-.3086983	.3909998
CATALINA	-.1051959	.1826764	-0.58	0.565	-.4632351	.2528432
DUALGAS	-.3215993	.1794637	-1.79	0.073	-.6733417	.0301432
EUCOMB	-.0477615	.1824587	-0.26	0.794	-.405374	.3098511
GRUPO GEMMA	-.0435821	.179317	-0.24	0.808	-.395037	.3078728
HIDROSINA	-.0457551	.1790704	-0.26	0.798	-.3967266	.3052164
INOVASION	-.1774648	.1785134	-0.99	0.320	-.5273445	.172415
IVANJAIR	.1184141	.1820255	0.65	0.515	-.2383494	.4751776
JCHDZ	-.0803649	.1785538	-0.45	0.653	-.4303239	.269594
JOSE ROMERO	.1650541	.1786663	0.92	0.356	-.1851255	.5152337
JSROMERO	.1372079	.1796677	0.76	0.445	-.2149342	.4893501
LCHIGNAHUAPAN	-.084033	.1814663	-0.46	0.643	-.4397003	.2716344
LOS SANTOS	-.185429	.1813686	-1.02	0.307	-.540905	.1700469
MATAMOROS29	-.1837187	.1795792	-1.02	0.306	-.5356874	.16825
MERCEDESROMERO	-.0824675	.1800705	-0.46	0.647	-.4353992	.2704643
MI GASOLINA	-.0066351	.1794585	-0.04	0.971	-.3583673	.345097
MORPAR	-.0728357	.1849503	-0.39	0.694	-.4353316	.2896603
NACOZARI	-.2262911	.187109	-1.21	0.227	-.5930179	.1404357
NO APLICA	-.088494	.1786639	-0.50	0.620	-.4386688	.2616808
OKTAN	-.1530865	.1855988	-0.82	0.409	-.5168535	.2106806
OLXO	-.3673422	.1794069	-2.05	0.041	-.7189733	-.0157112
POZOS	-.1685444	.1805954	-0.93	0.351	-.5225048	.185416
SANJERONIMO	-.0938039	.1785292	-0.53	0.599	-.4437148	.2561069
TEPEACA	.0774322	.1784977	0.43	0.664	-.2724167	.4272812
TOLEDO	.0321498	.1802587	0.18	0.858	-.3211507	.3854503
TUGASOLINERÁ	-.1803963	.1801759	-1.00	0.317	-.5335346	.172742
VFN COMBUSTIBLES	-.0502943	.1811408	-0.28	0.781	-.4053237	.3047352
WURTS	-.0701166	.1822998	-0.38	0.701	-.4274176	.2871844
ZACATLAN	-.1189044	.1789486	-0.66	0.506	-.4696372	.2318284
otros1_pueb	-.081015	.1789969	-0.45	0.651	-.4318424	.2698124
tar						
PACHUCA	.0192488	.0633272	0.30	0.761	-.1048702	.1433679
PEROTE	.1554501	.0659258	2.36	0.018	.026238	.2846623
PUEBLA	-.003488	.0585523	-0.06	0.952	-.1182484	.1112725
TEHUACAN	.0844635	.0624735	1.35	0.176	-.0379822	.2069093
marca						
COSTCO	-.731479	.0308796	-23.69	0.000	-.7920019	-.6709561
EXXON MOBIL	-.0653802	.0275388	-2.37	0.018	-.1193552	-.0114052
FREE ENERGY	-.3915985	.0324727	-12.06	0.000	-.4552439	-.3279531
G500	-.0963912	.0303288	-3.18	0.001	-.1558345	-.0369479
GEMMA	-.1102993	.0262028	-4.21	0.000	-.1616559	-.0589428
GULF	-.0866047	.0411476	-2.10	0.035	-.1672524	-.005957
PEMEX	-.1189222	.021654	-5.49	0.000	-.1613632	-.0764812
REPSOL	-.0980436	.0521707	-1.88	0.060	-.2002964	.0042092
SHELL	-.0710851	.0280062	-2.54	0.011	-.1259763	-.0161939
TOTAL	-.0589486	.0338669	-1.74	0.082	-.1253266	.0074293
_cons	.6865991	.1802375	3.81	0.000	.3333401	1.039858
sigma_u	.12538674					
sigma_e	.20173816					
rho	.27865654	(fraction of variance due to u_i)				

Residuales logmargen, puebla

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	192,629
Model	4.01690097	1	4.01690097	F(1, 192627)	=	7023.56
Residual	110.166884	192,627	.000571918	Prob > F	=	0.0000
Total	114.183785	192,628	.000592768	R-squared	=	0.0352
				Adj R-squared	=	0.0352
				Root MSE	=	.02391

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln3km	-.0043418	.0000518	-83.81	0.000	-.0044433 - .0042402
_cons	.0203277	.0000949	214.22	0.000	.0201417 .0205137

Reg logmargen vslog3km, guanaja

Random-effects GLS regression
Group variable: idcode

Number of obs = 244,909
Number of groups = 603

R-sq:

within = 0.0000
between = 0.6200
overall = 0.3649

Obs per group:

min = 13
avg = 406.2
max = 472

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(50) = .
Prob > chi2 = .

(Std. Err. adjusted for 603 clusters in idcode)

lnatmargen	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln3km	-.0256559	.006498	-3.95	0.000	-.0383918	-.01292
gie						
BUGATTI	-.5193566	.050524	-10.28	0.000	-.6183818	-.4203314
CAR-GAS	-.3699509	.0221501	-16.70	0.000	-.4133643	-.3265374
CARGO GAS	.0964978	.0733302	1.32	0.188	-.0472268	.2402225
CHOPA	-.0736926	.0217193	-3.39	0.001	-.1162616	-.0311237
COMBU-EXPRESS	.0350924	.0579933	0.61	0.545	-.0785723	.1487571
CRUZ AGUILERA	-.2338493	.017565	-13.31	0.000	-.2682762	-.1994225
DIST SALAMANCA	-.0787033	.0324821	-2.42	0.015	-.142367	-.0150396
DIVEROSCENRO	-.4802198	.0235697	-20.37	0.000	-.5264156	-.434024
DON BOSCO	-.0017062	.0185754	-0.09	0.927	-.0381134	.0347009
EFICIENTES	-.0982307	.0673826	-1.46	0.145	-.2302982	.0338368
EL AGUILA	.019792	.0140884	1.40	0.160	-.0078207	.0474047
ENERGIKO	.0067574	.0293444	0.23	0.818	-.0507567	.0642714
EXPRESS BAJIO	-.0450491	.0713014	-0.63	0.528	-.1847972	.094699
FORRES	-.0857291	.024012	-3.57	0.000	-.1327917	-.0386665
FULLGAS	-.2227281	.0250146	-8.90	0.000	-.2717558	-.1737003
GARBRI	-.1770298	.0342247	-5.17	0.000	-.244109	-.1099506
GASMART	-.0541206	.0225281	-2.40	0.016	-.09982748	-.0099664
GASOMAX	-.0624943	.1055352	-0.59	0.554	-.2693394	.1443509
GUILLEMOANAYA	-.0423065	.0228956	-1.85	0.065	-.087181	.0025681
HIDROSINA	-.135526	.0517392	-2.62	0.009	-.2369329	-.0341191
JVJAZUEZ	-.5398713	.0504407	-10.70	0.000	-.6387332	-.4410094
LIBRAMIENTO NORTE	-.1117957	.0222114	-5.03	0.000	-.1553293	-.0682621
LOMELIN ALBA	.0484302	.0184318	2.63	0.009	.0123045	.0845558
LUGO GAS	-.3057809	.0123447	-24.77	0.000	-.329976	-.2815859
MEGAGAS	.0924467	.0228334	4.05	0.000	.0476941	.1371993
MINILERMA	-.1250492	.0384579	-3.25	0.001	-.2004252	-.0496731
MIR-SOT	-.1685703	.02457	-6.86	0.000	-.2167266	-.1204141
NO APLICA	-.0676109	.0179236	-3.77	0.000	-.1027404	-.0324814
NOVOGAS	-.0127289	.0340042	-0.37	0.708	-.0793758	.053918
OCTANO	-.0149844	.0172235	-0.87	0.384	-.0487419	.018773
OLEUM	-.0848901	.0393698	-2.16	0.031	-.1620535	-.0077266
ORSAN	-.0824036	.048094	-1.71	0.087	-.1766662	.0118589
OXOGAS	.0175746	.0168276	1.04	0.296	-.015407	.0505561
PERC	.1198894	.0494856	2.42	0.015	.0228995	.2168794
PETRO FUELS	-.0086216	.0701212	-0.12	0.902	-.1460566	.1288134
PIONEROS	.1085125	.0576998	1.88	0.060	-.0045771	.2216021
RIOS SALINAS	.1169516	.0120267	9.72	0.000	.0933797	.1405236
TOPGAS	-.0087259	.036689	-0.24	0.812	-.080635	.0631833
otros1_guan	-.0836839	.0580832	-1.44	0.150	-.1975249	.0301571
tar						
IRAPUATO	.1665103	.0176067	9.46	0.000	.1320018	.2010189
LEON	.2319743	.0196448	11.81	0.000	.1934712	.2704773
QUERETARO	-.144185	.0476714	-3.02	0.002	-.2376193	-.0507507
marca						
BP (BRITISH PETROLEUM)	.7341974	.0194429	37.76	0.000	.69609	.7723049
CHEVRON	.7333063	.0194725	37.66	0.000	.695141	.7714717
COSTCO	.1088446	.0624392	1.74	0.081	-.013534	.2312231
EXXON MOBIL	.6391712	.0229563	27.84	0.000	.5941776	.6841648
G500	.8168616	.0421708	19.37	0.000	.7342084	.8995149
GULF	.6102974	.0328991	18.55	0.000	.5458163	.6747785
PEMEX	.5806205	.013489	43.04	0.000	.5541825	.6070586
REPSOL	.5121672	.0537891	9.52	0.000	.4067425	.6175919
SHELL	.4161099	.0254948	16.32	0.000	.3661409	.4660788
TOTAL	.5734719	.0699029	8.20	0.000	.4364648	.710479
WINDSTAR	.7563057	.0045041	167.92	0.000	.7474779	.7651336
_cons	.0846104	.0280929	3.01	0.003	.0295493	.1396715
sigma_u	.13932505					
sigma_e	.19212358					
rho	.34464591	(fraction of variance due to u_i)				

Reg residuales logmargen, guanaja

. reg resid2 ln3km

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	244,909
Model	16.3373737	1	16.3373737	F(1, 244907)	=	12991.87
Residual	307.972293	244,907	.001257507	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0504
				Adj R-squared	=	0.0504
Total	324.309667	244,908	.00132421	Root MSE	=	.03546

resid2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln3km	-.0072964	.000064	-113.98	0.000	-.0074219 -.0071709
_cons	.031808	.0001538	206.86	0.000	.0315066 .0321093

Anexo 3. Elasticidades precio-demanda por entidad federativa (oct-2028 a enero 2021)

```
. reg logCDMX_l logCDMX_p , robust
```

```
Linear regression      Number of obs      =      825
                      F(1, 823)              =     950.36
                      Prob > F            =     0.0000
                      R-squared           =     0.5773
                      Root MSE         =     .17627
```

logCDMX_l	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logCDMX_p	2.997785	.0972425	30.83	0.000	2.806913	3.188658
_cons	6.652841	.2899754	22.94	0.000	6.083663	7.22202

```
. reg logGuanajuato_l logHidalgo_p , robust
```

```
Linear regression      Number of obs      =      825
                      F(1, 823)              =     212.04
                      Prob > F            =     0.0000
                      R-squared           =     0.1948
                      Root MSE         =     .11707
```

logGuanaju~l	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logHidalgo_p	.7838717	.0538321	14.56	0.000	.6782074	.8895361
_cons	12.97252	.1567369	82.77	0.000	12.66487	13.28017

```
. reg logHidalgo_l logHidalgo_p , robust
```

```
Linear regression                Number of obs    =      825
                                F(1, 823)       =     133.22
                                Prob > F              =      0.0000
                                R-squared              =      0.1189
                                Root MSE            =      .17942
```

logHidalgo_l	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
logHidalgo_p	.8973295	.0777446	11.54	0.000	.7447284	1.049931
_cons	11.93119	.2253615	52.94	0.000	11.48884	12.37355

```
. reg logMéxico_l logMéxico_P , robust
```

```
Linear regression                Number of obs    =      825
                                F(1, 823)       =     584.27
                                Prob > F              =      0.0000
                                R-squared              =      0.4954
                                Root MSE            =      .12232
```

logMéxico_l	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
logMéxico_P	1.641489	.0679096	24.17	0.000	1.508193	1.774786
_cons	11.32672	.2012127	56.29	0.000	10.93177	11.72167

```
. reg logPuebla_l logPuebla_P , robust
```

```
Linear regression                Number of obs    =      825
                                F(1, 823)       =     417.63
                                Prob > F              =      0.0000
                                R-squared              =      0.3873
                                Root MSE            =      .16926
```

logPuebla_l	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
logPuebla_P	1.888468	.0924092	20.44	0.000	1.707082	2.069853
_cons	9.592984	.2710782	35.39	0.000	9.060898	10.12507

```
. reg logQuerétaro_l logQuerétaro_P , robust
```

```
Linear regression                Number of obs    =      825
                                F(1, 823)       =     399.00
                                Prob > F              =      0.0000
                                R-squared              =      0.3508
                                Root MSE            =      .13941
```

logQuerétaro_l	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
logQuerétaro_P	1.33564	.0668655	19.98	0.000	1.204393	1.466887
_cons	10.74222	.1971135	54.50	0.000	10.35531	11.12912

```
.
```

Anexo 4 Pruebas de raíz unitaria de ADF

```
. dfuller CDMX_p
Dickey-Fuller test for unit root                Number of obs   =      824

              Test              Interpolated Dickey-Fuller
              Statistic          1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Value              Value              Value              Value
-----
Z(t)          -0.472             -3.430             -2.860             -2.570
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8974
. dfuller d1CDMX_p
Dickey-Fuller test for unit root                Number of obs   =      824

              Test              Interpolated Dickey-Fuller
              Statistic          1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Value              Value              Value              Value
-----
Z(t)          -11.621            -3.430             -2.860             -2.570
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller Guanajuato_p
Dickey-Fuller test for unit root                Number of obs   =      824

              Test              Interpolated Dickey-Fuller
              Statistic          1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Value              Value              Value              Value
-----
Z(t)          -0.452             -3.430             -2.860             -2.570
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9010
. dfuller d1Guanajuato_p
Dickey-Fuller test for unit root                Number of obs   =      824

              Test              Interpolated Dickey-Fuller
              Statistic          1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Value              Value              Value              Value
-----
Z(t)          -9.343             -3.430             -2.860             -2.570
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller Hidalgo_p
Dickey-Fuller test for unit root                Number of obs   =      824

              Test              Interpolated Dickey-Fuller
              Statistic          1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Value              Value              Value              Value
-----
Z(t)          -0.712             -3.430             -2.860             -2.570
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8437
. dfuller d1Hidalgo_p
Dickey-Fuller test for unit root                Number of obs   =      824

              Test              Interpolated Dickey-Fuller
              Statistic          1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Value              Value              Value              Value
-----
Z(t)          -10.238            -3.430             -2.860             -2.570
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```


Anexo 5. Estimaciones para el modelo de Markov bivariado, asumiendo varianzas distintas

Diferencias precios

Markov-switching dynamic regression						
Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021		No. of obs		=	825	
Number of states = 2		AIC		=	-4.7638	
Unconditional probabilities: transition		HQIC		=	-4.7506	
		SBIC		=	-4.7295	
Log likelihood = 1971.0495						
d1CDMX_p	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-.0000393	.0004531	-0.09	0.931	-.0009274	.0008488
State2 _cons	-.0048814	.0075523	-0.65	0.518	-.0196836	.0099208
sigma1	.0094764	.0008365			.0079709	.0112662
sigma2	.1085256	.0069312			.0957566	.1229973
p11	.9235616	.0157989			.8862628	.9493281
p21	.2243188	.0362884			.1611858	.3032404

Anexo 6. Estimaciones para el modelo de Markov bivariado, asumiendo misma varianza

Diferencias precios

Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021		No. of obs	=	825		
Number of states = 2		AIC	=	-3.5435		
Unconditional probabilities: transition		HQIC	=	-3.5325		
Log likelihood = 1466.692		SBIC	=	-3.5149		
d1CDMX_p	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-.3304465	.0167734	-19.70	0.000	-.3633218	-.2975711
State2 _cons	.003295	.0014029	2.35	0.019	.0005455	.0060446
sigma	.0395264	.0010004			.0376136	.0415365
p11	.693414	.1428092			.377426	.8940454
p21	.0042288	.0024282			.0013697	.0129786

Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021		No. of obs	=	825		
Number of states = 2		AIC	=	-3.8851		
Unconditional probabilities: transition		HQIC	=	-3.8742		
Log likelihood = 1607.6102		SBIC	=	-3.8565		
d1Guanajua~p	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-.2902203	.0090461	-32.08	0.000	-.3079504	-.2724903
State2 _cons	.0033804	.0011717	2.89	0.004	.001084	.0056769
sigma	.0333601	.0008214			.0317883	.0350095
p11	.7834695	.1103656			.5027278	.928315
p21	.0037011	.0021332			.001194	.0114125

Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021	No. of obs	=	825			
Number of states = 2	AIC	=	-3.5977			
Unconditional probabilities: transition	HQIC	=	-3.5868			
	SBIC	=	-3.5691			
Log likelihood = 1489.057						
dIHidalgo_p	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-.2925989	.0124304	-23.54	0.000	-.316962	-.2682357
State2 _cons	.0033586	.0013456	2.50	0.013	.0007212	.005996
sigma	.0382785	.0009519			.0364575	.0401905
p11	.7017134	.1301631			.410147	.88838
p21	.0048128	.0024567			.0017666	.0130431

Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021	No. of obs	=	825			
Number of states = 2	AIC	=	-3.8127			
Unconditional probabilities: transition	HQIC	=	-3.8017			
	SBIC	=	-3.7841			
Log likelihood = 1577.732						
dIMéxico_P	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-.3032334	.0129439	-23.43	0.000	-.3286031	-.2778638
State2 _cons	.003102	.0012228	2.54	0.011	.0007053	.0054987
sigma	.0346387	.0008533			.033006	.0363521
p11	.759949	.1210453			.4630442	.9207727
p21	.0036786	.00212			.0011868	.0113423

Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021	No. of obs	=	825			
Number of states = 2	AIC	=	-3.9032			
Unconditional probabilities: transition	HQIC	=	-3.8922			
	SBIC	=	-3.8746			
Log likelihood = 1615.057						
dlPuebla_P	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-.2600125	.0093604	-27.78	0.000	-.2783585	-.2416664
State2 _cons	.003231	.001175	2.75	0.006	.0009279	.005534
sigma	.0333209	.0008289			.0317353	.0349856
p11	.8550328	.0934884			.5735533	.9627772
p21	.002672	.0018887			.0006675	.0106323

Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021	No. of obs	=	825			
Number of states = 2	AIC	=	-3.7914			
Unconditional probabilities: transition	HQIC	=	-3.7804			
	SBIC	=	-3.7628			
Log likelihood = 1568.9445						
dlQuerétar~P	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-.2651157	.0097642	-27.15	0.000	-.2842533	-.2459781
State2 _cons	.0035599	.0012414	2.87	0.004	.0011269	.0059929
sigma	.0350979	.0008942			.0333883	.036895
p11	.8420273	.095482			.5662325	.9560721
p21	.0032208	.0021364			.0008761	.011767

Diferencias cantidades

Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021	No. of obs	=	825			
Number of states = 2	AIC	=	29.9646			
Unconditional probabilities: transition	HQIC	=	29.9755			
	SBIC	=	29.9931			
Log likelihood = -12355.377						
d1CDMX_1	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-290637.1	36566.28	-7.95	0.000	-362305.7	-218968.6
State2 _cons	1010188	102657.4	9.84	0.000	808983.2	1211393
sigma	596671.7	19344.71			559936.2	635817.2
p11	.7222254	.0533422			.6069211	.8140684
p21	.9832045	.0135991			.920973	.9966108

Sample: 10/2/2018 - 1/3/2021	No. of obs	=	825			
Number of states = 2	AIC	=	29.3201			
Unconditional probabilities: transition	HQIC	=	29.3311			
	SBIC	=	29.3487			
Log likelihood = -12089.556						
d1Guanajua~1	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
State1 _cons	-385007.5	97348.8	-3.95	0.000	-575807.6	-194207.3
State2 _cons	324622.9	68711.27	4.72	0.000	189951.2	459294.5
sigma	461249.5	17332.65			428499	496503.1
p11	.1574639	.1581595			.0177447	.6591084
p21	.7100797	.1819274			.3023191	.9326308

No se puede estimar diferencia de litros en Hidalgo, México y Puebla

Anexo 7. Pruebas de diferencias de medias

```
. ttest dlCDMX_p, by( estado_cdmxp)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	815	.0018737	.0015442	.0440853	-.0011575	.0049049
2	10	-.2574878	.0559878	.1770489	-.384141	-.1308346
combined	825	-.0012701	.0019287	.0553965	-.0050557	.0025156
diff		.2593615	.0151421		.2296398	.2890833

diff = mean(1) - mean(2) t = 17.1285
 Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
 Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

```
. ttest dlCDMX_l, by( estado_cdmxl)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	732	33921.78	30026.2	812373.9	-25026.1	92869.65
2	93	-304204.7	69703.29	672194.2	-442641.5	-165768
combined	825	-4194.302	28012.21	804589.5	-59177.99	50789.39
diff		338126.5	87840.19		165709.4	510543.7

diff = mean(1) - mean(2) t = 3.8493
 Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
 Pr(T < t) = 0.9999 Pr(|T| > |t|) = 0.0001 Pr(T > t) = 0.0001

```
. ttest dlGuanajuato_p , by( estado_guadp)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	813	.0022345	.0012007	.0342346	-.0001222	.0045913
2	12	-.2611173	.050098	.1735447	-.3713823	-.1508522
combined	825	-.001596	.0017589	.0505205	-.0050485	.0018564
diff		.2633518	.0114815		.2408153	.2858883

diff = mean(1) - mean(2) t = 22.9370
Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

```
. ttest dlGuanajuato_l , by( estado_guadl)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	640	78381.21	23394.72	591844.9	32441.38	124321
2	185	-271584.9	33070.64	449809.3	-336831.3	-206338.5
combined	825	-96.04254	20245.43	581505.8	-39834.73	39642.65
diff		349966.1	47013.15		257686.3	442245.9

diff = mean(1) - mean(2) t = 7.4440
Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

```
. ttest dlHidalgo_p , by( estado_hidp)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	815	.0013555	.0015988	.0456418	-.0017827	.0044937
2	10	-.2232487	.0408472	.1291702	-.3156515	-.1308459
combined	825	-.001367	.001857	.0533379	-.005012	.002278
diff		.2246042	.0150677		.1950285	.2541799

diff = mean(1) - mean(2) t = 14.9063
 Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
 Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

```
. ttest dlMéxico_P, by( estado_edomexp )
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	814	.0020047	.0013455	.0383885	-.0006364	.0046458
2	11	-.2650671	.0401126	.1330384	-.3544435	-.1756907
combined	825	-.0015562	.0017781	.0510714	-.0050463	.0019339
diff		.2670719	.0124075		.2427178	.2914259

diff = mean(1) - mean(2) t = 21.5250
 Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
 Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

```
. ttest dlPuebla_P , by( estado_puebp)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	810	.0028125	.0011562	.0329071	.000543	.0050821
2	15	-.2398681	.031051	.12026	-.3064658	-.1732703
combined	825	-.0015998	.0016919	.0485952	-.0049207	.001721
diff		.2426806	.0094331		.2241649	.2611963

diff = mean(1) - mean(2) t = 25.7266
 Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
 Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

```
. ttest dlQuerétaro_P , by( estado_querp)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	810	.0026413	.0012333	.0350998	.0002205	.0050621
2	15	-.2458155	.0372261	.144176	-.3256575	-.1659735
combined	825	-.0018761	.0017977	.0516338	-.0054046	.0016525
diff		.2484568	.0103073		.2282251	.2686885

diff = mean(1) - mean(2) t = 24.1049
 Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
 Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

```
. ttest dlQuerétaro_1 , by( estado_quer1)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	648	56370.57	15683.11	399226.9	25574.62	87166.52
2	177	-208685.3	18836.46	250602.8	-245859.7	-171510.9
combined	825	-495.9606	13502.56	387831.5	-26999.42	26007.5
diff		265055.9	31588.96		203051.5	327060.3

diff = mean(1) - mean(2) t = 8.3908
Ho: diff = 0 degrees of freedom = 823

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

Anexo 8. Pruebas de diferencias de varianzas

```
. sdtest dlCDMX_p, by( estado_cdmxp)
```

Variance ratio test

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	815	.0018737	.0015442	.0440853	-.0011575	.0049049
2	10	-.2574878	.0559878	.1770489	-.384141	-.1308346
combined	825	-.0012701	.0019287	.0553965	-.0050557	.0025156

ratio = sd(1) / sd(2) f = 0.0620
 Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 814, 9

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
 Pr(F < f) = 0.0000 2*Pr(F < f) = 0.0000 Pr(F > f) = 1.0000

```
. sdtest dlGuanajuato_p , by( estado_guadp )
```

Variance ratio test

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	813	.0022345	.0012007	.0342346	-.0001222	.0045913
2	12	-.2611173	.050098	.1735447	-.3713823	-.1508522
combined	825	-.001596	.0017589	.0505205	-.0050485	.0018564

ratio = sd(1) / sd(2) f = 0.0389
 Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 812, 11

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
 Pr(F < f) = 0.0000 2*Pr(F < f) = 0.0000 Pr(F > f) = 1.0000

```
. sdtest dlHidalgo_p , by( estado_hidp )
```

Variance ratio test

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	815	.0013555	.0015988	.0456418	-.0017827	.0044937
2	10	-.2232487	.0408472	.1291702	-.3156515	-.1308459
combined	825	-.001367	.001857	.0533379	-.005012	.002278

ratio = sd(1) / sd(2) f = 0.1249
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 814, 9

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0000 2*Pr(F < f) = 0.0000 Pr(F > f) = 1.0000

```
. sdtest dlMéxico_P , by( estado_edomexp )
```

Variance ratio test

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	814	.0020047	.0013455	.0383885	-.0006364	.0046458
2	11	-.2650671	.0401126	.1330384	-.3544435	-.1756907
combined	825	-.0015562	.0017781	.0510714	-.0050463	.0019339

ratio = sd(1) / sd(2) f = 0.0833
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 813, 10

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0000 2*Pr(F < f) = 0.0000 Pr(F > f) = 1.0000

```
. sdtest dlPuebla_P , by( estado_puebp )
```

Variance ratio test

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	810	.0028125	.0011562	.0329071	.000543	.0050821
2	15	-.2398681	.031051	.12026	-.3064658	-.1732703
combined	825	-.0015998	.0016919	.0485952	-.0049207	.001721

ratio = sd(1) / sd(2) f = 0.0749
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 809, 14

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0000 2*Pr(F < f) = 0.0000 Pr(F > f) = 1.0000

```
. sdtest dlQuerétaro_P , by( estado_querp )
```

Variance ratio test

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	810	.0026413	.0012333	.0350998	.0002205	.0050621
2	15	-.2458155	.0372261	.144176	-.3256575	-.1659735
combined	825	-.0018761	.0017977	.0516338	-.0054046	.0016525

ratio = sd(1) / sd(2) f = 0.0593
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 809, 14

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0000 2*Pr(F < f) = 0.0000 Pr(F > f) = 1.0000

Anexo 9. Pruebas de Normalidad

```
. swilk d1CDMX_p
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1CDMX_p	815	0.59724	210.869	13.140	0.00000

```
. sktest d1CDMX_p
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1CDMX_p	815	0.0000	0.0000	.	0.0000

```
. swilk d1CDMX_p
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1CDMX_p	10	0.89593	1.604	0.850	0.19753

```
. sktest d1CDMX_p
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1CDMX_p	10	0.3881	0.7248	0.95	0.6207

```
. swilk d1Guanajuato_p
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1Guanajua~p	813	0.74001	135.815	12.059	0.00000

```
. sktest d1_logGuanajuato_p
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1_logGuan~p	813	0.0000	0.0000	.	0.0000

```
. swilk d1Guanajuato_p
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1Guanajua~p	12	0.92134	1.314	0.532	0.29719

```
. sktest d1_logGuanajuato_p
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
d1_logGuan~p	12	0.6233	0.2604	1.74	0.4197

```
. swilk d1Hidalgo_p
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1Hidalgo_p	10	0.94313	0.876	-0.223	0.58837

```
. sktest d1Hidalgo_p
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
d1Hidalgo_p	10	0.9837	0.2438	1.56	0.4575

```
. sktest d1Hidalgo_p
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
d1Hidalgo_p	10	0.9837	0.2438	1.56	0.4575

```
. swilk d1México_P
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1México_P	11	0.94630	0.869	-0.246	0.59716

```
. sktest d1México_P
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1México_P	11	0.8046	0.4964	0.54	0.7619

```
. swilk d1México_P
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1México_P	814	0.65451	180.686	12.760	0.00000

```
. sktest d1México_P
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1México_P	814	0.0000	0.0000	.	0.0000

```
. swilk d1Puebla_P
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1Puebla_P	810	0.75750	126.258	11.878	0.00000

```
. sktest d1Puebla_P
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1Puebla_P	810	0.0000	0.0000	.	0.0000

```
. swilk d1Puebla_P
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1Puebla_P	15	0.95052	0.959	-0.082	0.53265

```
. sktest d1Puebla_P
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1Puebla_P	15	0.7192	0.5486	0.51	0.7750

```
. swilk d1Querétaro_P
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1Querétar~P	810	0.71150	150.205	12.304	0.00000

```
. sktest d1Puebla_P
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1Puebla_P	810	0.0001	0.0000	.	0.0000

```
. swilk d1Querétaro_P
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
d1Querétar~P	15	0.96637	0.652	-0.846	0.80121

```
. sktest d1Querétaro_1
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
d1Querétar~1	15	0.7041	0.8857	0.16	0.9208

ⁱ <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2020/>

ⁱⁱ Como se explica más adelante, esto se debe a que incluir periodos posteriores causaba insignificancia estadística, en gran parte por la observancia de datos atípicos durante el periodo de la pandemia Covid.

ⁱⁱⁱ Aumentos en la demanda de gasolina hacen que el precio de la gasolina aumente, lo que resulta en una correlación espuria

^{iv} En estadística, la prueba de Shapiro-Wilk se considera uno de los test más potentes para el contraste de normalidad y es una prueba utilizada para muestras mayores a 4 y menores a 2000 observaciones y son, en general, preferidas para datos no agregados.

-
- ^v Acuerdo 13/2017. Disponible en: http://dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5472384&fecha=17/02/2017
- ^{vi} A finales del 2018, mediante el acuerdo A/057/2018 se modificó la RES/2508/2017, no obstante, esta modificación estaba encaminada a modificar los descuentos comerciales no los componentes del precio.
- ^{vii} El nombre conforme a las publicaciones de Pemex es “Guadalajara”, no obstante se cambió a Zapopan a fin de homologar con los reportes de SENER.
- ^{viii} Artículo 2, fracción I, inciso D de la Ley del impuesto especial sobre producción y servicios
- ^{ix} Estas cuotas se actualizan conforme a la inflación, de acuerdo con lo previsto en el artículo 17-A del Código Fiscal de la Federación
- ^x <https://www.cre.gob.mx/documento/aperturagradualyordenadadelmercado.pdf>
- ^{xi} INEGI. México en cifras a partir del Censo interquinquenal
- ^{xii} INEGI. Estadística de Vehículos de Motor Registrados en Circulación.
- ^{xiii} <https://www.cre.gob.mx/Resoluciones/index.html>
- ^{xiv} Los datos analizados en este trabajo incluyen tanto estaciones que pagan precio de transferencia a comercializadores distintos a Pemex, así como estaciones que pagan el precio TAR (o rack, como se conoce a nivel internacional). No obstante, dado que no se cuenta con información de precios rack de privados, y dado que la mayor parte del suministro es vía producción nacional, junto de importaciones realizadas por Pemex, se asume que no es posible que las variaciones del precio minorista se deban a las diferentes relaciones verticales entre las marcas y las estaciones minoristas.
- ^{xv} Por ejemplo, la última gasolinera otorgada por la CRE en el 2021 consideró un monto de inversión de 16.2 millones de pesos
- ^{xvi} <https://drive.cre.gob.mx/Drive/ObtenerResolucion/?id=NmExMDdiZjUtMDY5Yy00YjA5LTIxODU4LWRhNTcxM2I4ZDFkZg==>
- ^{xvii} <https://www.eleconomista.com.mx/empresas/BP-inauguro-su-primera-gasolinera-en-Mexico-20170310-0056.html>
- ^{xviii} <https://noticias.autocosmos.com.mx/2016/06/09/hidrosina-eco-y-la-gas-los-nuevos-rivales-de-pemex>
- ^{xix} <https://petrointelligence.com/precios-de-la-gasolina-y-diesel-hoy.php>
- ^{xx} Por ejemplo, cómo se verá más adelante, los permisos del grupo Oxxogás se encuentran bajo la razón social “SERVICIOS GASOLINEROS DE MÉXICO, S. A. DE C. V.” tal como es posible consultar en las resoluciones públicas de otorgamientos de permiso de la CRE.
- ^{xxi} Se incluyen sólo los GIES con presencia en 2 o más estados. Las regresiones fueron estimadas mediante el programa STATA, las estimaciones completas pueden ser consultada en el anexo 1
- ^{xxii} Con un 86.3% de confianza estadística
- ^{xxiii} Se incluyen únicamente los GIES con presencia en 3 o más estados, la tabla de la estimación completa puede ser consultada en el anexo 3.i. Las regresiones fueron estimadas mediante el programa STATA y pueden ser consultadas en el anexo 3.ii.
- ^{xxiv} aunque con un nivel de significancia de sólo el 88%
- ^{xxv} La no significancia en este caso, al igual que el marca comercial, no significa irrelevancia estadística, sino únicamente que no existe diferencia entre el precio del grupo señalado y el del grupo de control, lo que podría indicar que en dichos casos, los precios son similares, reforzando aún más la hipótesis de colusión.
- ^{xxvi} BP para todos los casos, excepto ALEDYJ en Guanajuato.
- ^{xxvii} E incluso la reducción de costos por productividad se ve limitada por los factores expuestos anteriormente: los costos se relacionan más con factores internacionales y temas impositivos
- ^{xxviii} También lo hicieron los precios en Terminales de almacenamiento, otra medida de “costos”