

Efectos competitivos de la entrada y dispersión de precios en mercados locales^{*}

Joaquín Martínez[†]

Borrador: 14 de septiembre, 2026

Resumen

Este trabajo estima el efecto disciplinador sobre los precios que induce la apertura de una nueva estación de bencina. Utilizando bases de datos oficiales y públicamente disponibles se identifican precios y entradas. Mediante un estudio de eventos se captura la respuesta en menores precios ante la entrada de una competidora. Se encuentra un efecto causal cercano al 0,4 % sobre el precio en la gasolina de 93 octanos y al 0,6 % en el diésel, del orden de cuatro pesos por litro, equivalente a un 5,6 % y un 5,2 % del margen de venta, y un efecto marcadamente menor en la gasolina de 97 octanos. El efecto se atenúa con la distancia y deja de distinguirse de cero entre los tres y los cuatro kilómetros, marcando así un mercado relevante geográfico. Las estaciones ex-ante más baratas son las que concentran la reducción en el precio. La ganancia de la entrada la captura entonces de manera desproporcionada el consumidor que compara activamente precios.

Códigos JEL: L13, L81, L11, D83.

^{*}Agradezco a Paola Bordón por su guía, apoyo y paciencia en este proceso. También quisiera agradecer a Alejandro Micco, Pablo Muñoz y Joaquín Hidalgo por la provechosa discusión alrededor de esta investigación. Cualquier error es mi responsabilidad. En la elaboración de esta tesis se utilizaron herramientas de inteligencia artificial generativa, específicamente Claude Opus 5.0. Estas fueron empleadas en la generación y optimización de los códigos además de la revisión, actualización y coherencia del texto con los resultados más recientes. Todo el contenido fue revisado y validado por el autor, quien asume plena responsabilidad sobre el trabajo presentado.

[†]Universidad de Chile, Facultad de Economía y Negocios. Correo: joamartine@fen.uchile.cl

1. Introducción

La Fiscalía Nacional Económica (FNE) ha sostenido que la competencia entre estaciones de servicio (EDS) es eminentemente local y que informeexistiría un punto en que la presión competitiva de una estación de servicio determinada sobre la otra deja de ser relevante (Fiscalía Nacional Económica, [2021](#)). Este estudio estima cuánto cae el precio de las incumbentes cuando abre una competidora en su mercado local, a qué distancia ese efecto deja de ser económicamente relevante y en qué parte de la distribución de precios del mercado se concentra. Las dos primeras preguntas tienen consecuencias operativas inmediatas, por ejemplo, definen qué estaciones de una adquisición constituyen un traslape horizontal. La tercera tiene incidencia distribucional, habiendo heterogeneidad en qué tipo de consumidores se queda con la ganancia de menores precios.

La diferenciación relevante en este mercado es espacial, dadas la homogeneidad del producto y la transparencia de los precios. Si bien la transparencia de precios se asocia a mercados más competitivos, Luco ([2019](#)) muestra que en Chile la plataforma de precios en línea [bencinaenlinea.cl](#) aumentó los márgenes de venta y disminuyó la dispersión de precios, las estaciones usaron la plataforma para vigilar a sus rivales más de lo que los consumidores la usaron para buscar. Con estos antecedentes es relevante explorar si la entrada de nuevos competidores tiene efectos distributivos, si solo una parte de las incumbentes concentra la reducción entonces los consumidores más beneficiados son los que activamente comparan precios.

Con los datos censales de [bencinaenlinea.cl](#) esta investigación estudia el efecto de la apertura de una nueva estación sobre las estaciones incumbentes del mercado local mediante un diseño de estudio de eventos escalonado robusto a los efectos heterogéneos por cohorte. Si bien hay endogeneidad en la entrada, dados los efectos fijos el timing de apertura es exógeno para el precio de las incumbentes (Arcidiacono et al., [2020](#); Fischer et al., [2025](#)).

Los resultados responden las tres preguntas. La entrada de una competidora a menos de dos kilómetros reduce el precio de las incumbentes entre un 0,24 % y un 0,59 % según el combustible, del orden de cuatro pesos por litro, y su margen de venta en torno a un 5,6 % en la gasolina de 93 octanos y a un 5,2 % en el diésel. El efecto decae con la distancia y en los cuatro combustibles deja de distinguirse de cero entre los tres y los cuatro kilómetros. Y el ajuste no se reparte de manera pareja dentro del mercado: el percentil 10 de los precios del mercado local cae un 0,62 % en la gasolina de 93 octanos y un 0,64 % en el diésel, mientras que el percentil 90 cae menos, un 0,29 % y un 0,46 %. La regresión de distribución confirma que el desplazamiento se concentra en la mitad baja.

Esta investigación contribuye en dos aspectos. El primero es complementar la evidencia del efecto de la transparencia en el mercado chileno estudiado por Luco ([2019](#)), contrastando con los resultados y metodologías empleados por Fischer et al. ([2025](#)). En el mismo mercado

en que la divulgación obligatoria de precios elevó los márgenes, la entrada de un competidor sigue desplazando la distribución hacia abajo por su cola izquierda y aumenta el retorno de estar informado. La transparencia por sí sola favoreció a las estaciones, y es la competencia local la que convierte esa misma transparencia en una ganancia para el consumidor que la usa. El segundo aporte conecta de manera directa con la práctica de la autoridad de competencia, en particular con la delimitación del mercado geográfico y con el costo de las barreras a la entrada. El umbral estimado respalda empíricamente el criterio de mercado relevante que la Fiscalía Nacional Económica (2021) viene aplicando. El traslape horizontal relevante. A su vez, representa el costo de las barreras de entrada que el mismo Tribunal de Defensa de la Libre Competencia (2012) documenta, ya que cada entrada que no ocurre equivale a cerca de cuatro pesos por litro de margen que las incumbentes de ese mercado local retienen de manera indefinida, de modo que la regulación de uso de suelo tiene efectos de competencia sobre los precios que enfrentan los consumidores.

El resto del documento se organiza como sigue. La Sección 2 revisa la literatura relacionada. La Sección 3 describe la industria y los datos, y plantea el modelo teórico y las hipótesis falseables. La Sección 4 presenta la estrategia de identificación. La Sección 5 presenta los resultados para cada hipótesis. La Sección 6 reporta los ejercicios de robustez. La Sección 7 concluye. Los anexos reúnen las tablas y figuras complementarias.

2. Revisión de Literatura

Hay una basta literatura respecto a las implicancias de la estructura de mercado en la industria de combustible, recalcando entre varios factores, la relevancia de la heterogeneidad entre estaciones en las dinámicas y diferenciales de precios (Eckert, 2013; Haucap et al., 2017; Kihm et al., 2016). Entre los objetos de estudio está la dispersión de precios dentro de un mismo mercado local, la cual puede responder al nivel de competencia dentro del mismo (Lewis, 2008) o bien a los costos de búsqueda y transparencia de precios (Borenstein, 1991; Byrne & de Roos, 2017; Chandra & Tappata, 2011; Luco, 2019; Solís, 2025; Stigler, 1961). En el contexto chileno Luco (2019) estima de manera causal que la transparencia que ofreció la plataforma Bencinas en Línea fue mayormente aprovechada por las EDS para vigilar el precio de la competencia, con un uso muy limitado por parte de los consumidores, lo cual acabó incrementando los márgenes de venta. Solís (2025) aporta evidencia que sugiere existencia de costos de búsqueda económicamente relevantes, y que, la baja divulgación de la plataforma de Bencinas en Línea podría profundizar los efectos anticompetitivos.

El nivel competitivo dentro de un mercado se ha aproximado midiendo el número o densidad de competidores en un mercado o zona geográfica (Bergantino et al., 2020; Sen, 2003; Van Meerbeeck, 2003). Si bien la cantidad de EDS es un factor fundamental de presión competitiva, Castillo (2018) aporta evidencia para Chile especificando que la mayor presión viene de estaciones independientes, este trabajo se limita a estimar el

efecto de la apertura de nuevas estaciones siguiendo la línea de la literatura más reciente Bernardo (2018), Cardoso et al. (2022), Davis et al. (2025), Fischer et al. (2025), Koh et al. (2022) y Taylor y Muehlegger (2026). Cuando la apertura no se da por un shock exógeno tales como cambios legislativos o espacios aptos para apertura, se requiere de un supuesto de exogeneidad en el timing de apertura condicional a variables de control, tal como propone y defiende Arcidiacono et al. (2020) y aplican Fischer et al. (2025) y Taylor y Muehlegger (2026) mediante estimadores de diferencias en diferencias. Dicho supuesto es necesario dado que la decisión de entrada es estratégica, por lo que hay endogeneidad en los mercados y ubicación en que las estaciones deciden abrir (Houde, 2005). Adicionalmente, la metodología se ha potenciado gracias a la consolidación nuevas y mejores prácticas en estimaciones de diferencias en diferencias (Borusyak et al., 2024; Callaway & Sant’Anna, 2021; de Chaisemartin & D’Haultfoeulle, 2020; Gardner et al., 2024; Sun & Abraham, 2021).

Por último, dado el componente espacial del mercado, la literatura ha tenido presente los modelos de Bresnahan y Reiss (1991), Hotelling (1929) y Salop (1979) para determinar las hipótesis a testear en lo empírico, siendo Houde (2012) una de las referencias más relevantes en cuanto a las aplicaciones del mercado de combustibles, también destacando Clemenz y Gugler (2006) y Genakos y Pagliero (2022) como testeos directos del componente espacial en dicho mercado.

3. Contexto de Mercado

3.1. La industria de combustibles líquidos

La industria de los combustibles líquidos tiene cuatro etapas en su cadena de valor, extracción, refinación, distribución mayorista y distribución minorista. Si bien las grandes compañías mayoristas pueden abastecerse de las refinerías de ENAP o importar directamente, las empresas de menor tamaño se abastecen únicamente de ENAP (Fiscalía Nacional Económica, 2025).¹ La Ley N.º 20.765 de 2014 creó el Mecanismo de Estabilización de Precios de los Combustibles (MEPCO), que atenúa la transmisión de las variaciones internacionales al precio que enfrenta el consumidor. Tres rasgos del MEPCO son importantes para la estrategia empírica. Primero, es una referencia nacional, el precio de paridad se fija una vez por semana, entra en vigencia el jueves siguiente y no admite diferenciación geográfica. Segundo, es una referencia fijada por regla y publicada, no negociada bilateralmente. Tercero, la propia ley precisa que los precios de referencia y de paridad no constituyen precios mínimos ni máximos de venta, siendo estos fijados por el distribuidor final. El precio final que enfrenta el consumidor está compuesto de distintas

¹En términos de producto, las gasolinas de 93, 95 y 97 octanos tienen una participación de aproximadamente 16 %, 10 % y 3 % de la ventas totales de combustibles líquidos, teniendo el diésel un 52 % dado su mayor uso en industria (Fiscalía Nacional Económica, 2025).

partes cuyas importancias están en la Figura 13. La distribución minorista está dominada por tres compañías integradas verticalmente que en 2023 concentraban tres cuartos del mercado, el resto son estaciones que operan bajo marca propia o sin marca, con redes reducidas, menores costos operativos y menores estándares de servicio (Fiscalía Nacional Económica, 2025). Es importante mencionar que la integración vertical de estas empresas no siempre implica propiedad de la EDS. Las mayoristas participan en el mercado minorista mediante redes de EDS propias o de terceros, y la relación contractual admite dos formas, consignación y concesión.²

Tanto la FNE como el Tribunal de Defensa de la Libre Competencia han constatado en repetidas ocasiones la existencia de barreras a la entrada en este mercado (Tribunal de Defensa de la Libre Competencia, 2012). Estas se refieren principalmente a la escasez de terrenos aptos para la instalación o arriendo de estaciones de servicio, dadas las exigencias de los planos reguladores en las zonas urbanas más saturadas, que son al mismo tiempo las de mayor atractivo comercial (Fiscalía Nacional Económica, 2021). A ello se suman la regulación sectorial a lo largo de toda la cadena productiva, que involucra a distintas autoridades, y la inversión en infraestructura que requiere un potencial entrante (Fiscalía Nacional Económica, 2025).

3.2. Datos

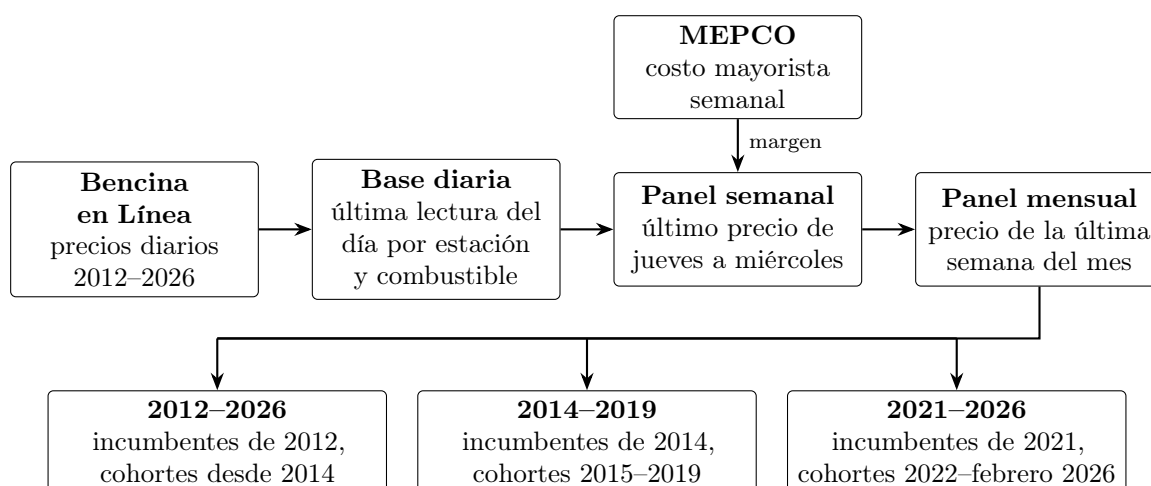
La base de datos principal de esta investigación es el registro de precios históricos de la plataforma de bencinaenlinea.cl. Dicha base contiene, para cada día desde 2012 a 2026, las actualizaciones de precios en los combustibles ofrecidos por las EDS. Adicionalmente se tienen datos de su ubicación en latitud y longitud junto a su distribuidor de combustible. Dado que las estaciones están obligadas por ley a reportar sus precios esta base es representativa de todas las EDS de Chile. Una segunda base de datos que complementa el análisis es la serie de costo mayorista con MEPCO que publica el Ministerio de Hacienda. La serie está disponible para gasolina 93, 97 y diésel, más no para la gasolina 95.

Junto estas dos bases se arma un panel semanal de EDS y combustible, el precio de cada observación es el último dentro de un período de jueves a miércoles. Esto dado que el MEPCO se anuncia los miércoles y empiezan a regir los jueves. Este panel se puede colapsar a uno mensual tomando el precio de la última semana. La Figura 1 resume la construcción de la base.

El panel semanal nos permite graficar una serie de precios promedio por combustible

²Bajo el modelo de consignación, el combustible sigue siendo propiedad de la mayorista, que determina el precio de venta al público, y la administradora de la EDS recibe como remuneración un margen por litro vendido. Bajo el modelo de concesión, en cambio, la administradora compra previamente el combustible y es ella quien fija el precio al público. La coexistencia de ambos regímenes implica que una fracción relevante de las decisiones de precio observadas en los datos se toma a nivel de cadena y no de estación, lo que motiva incorporar efectos fijos de distribuidor interactuados con el tiempo en las especificaciones empíricas.

Figura 1: Construcción de la base de datos



Fuente: elaboración propia. Cada ventana define sus incumbentes (estaciones presentes a más tardar en su año base), sus cohortes de entrada y la asignación de tratamiento: tratada si hay una entrada competidora a 2 km o menos, control si nunca la hubo a menos de 5 km (estricto) o 3 km (amplio).

para todos los años de la base. La Figura 2 muestra la evolución del precio de los cuatro tipos de combustibles desde 2012 a 2026. La Figura 14 muestra la evolución del margen de venta de cada combustible desde que el MEPCO entró en vigencia en 2014 hasta la fecha. En ambos gráficos se puede observar que post-2023 las serie es menos suave, esto debe a que el MEPCO pasó de actualizarse cada semana a cada tres semanas, lo cual sugiere que con ellos las estaciones cambian menos sus precios.

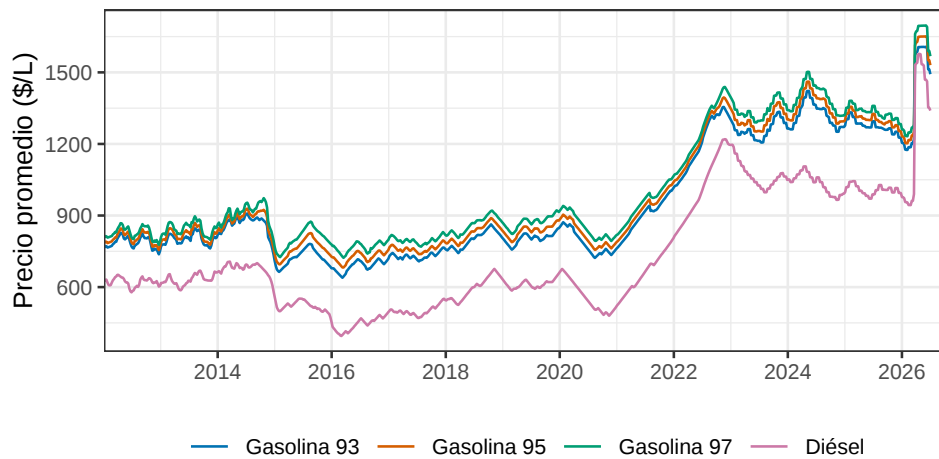
La Tabla 11 compara el margen calculado como precio menos costo mayorista con MEPCO con el margen contable que la Fiscalía Nacional Económica (2021) reporta para Copec, Petrobras y Shell en torno a una estación de Providencia. El margen con MEPCO es parecido entre marcas y mayor que el contable en todas, con una diferencia de unos 20 pesos por litro en Copec y de unos 40 en Shell y Petrobras. El costo mayorista con MEPCO omite el flete, el almacenamiento y las diferencias de costo de adquisición entre compañías, por lo que sobrestima el nivel del margen y oculta que Copec tiene costos menores que sus competidoras.³

Se define la entrada como la primera aparición de una estación de servicio en el panel, mientras que una estación incumbente es cualquiera que ya estaba en el panel en una determinada fecha hacia atrás. Por lo tanto cada ventana que se mire requiere de un año base, que contiene las estaciones incumbentes, y una fecha desde la cual las nuevas estaciones que aparezcan definen cohortes de entrada. Se proponen tres ventanas para este cometido.

1. La ventana más grande toma información de 2012 hasta junio de 2026. Las estaciones presentes en 2012 son las incumbentes, y toda estación que aparece desde 2013 se

³Las estimaciones usan el precio, y los efectos fijos de marca por año absorben las diferencias de costo entre compañías que se mantienen dentro de cada año.

Figura 2: Pesos por litro para gasolinas y diésel desde 2012 a 2026 en Chile



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Promedio simple semanal entre estaciones, precios nominales.

considera entrante, pero solo las entradas desde 2014 definen cohortes de tratamiento. Las de 2013 se mantienen como eventos que pueden afectar a las estaciones cercanas y por tanto estaciones cercanas a entrantes en 2013 no se ocupan como controles en 2014 en adelante. Luco (2019) documenta que todas las EDS estaban integradas en la plataforma finalizado 2012, y por tanto sabemos que las entradas que se encuentran en 2013 son reales y no integraciones administrativas de EDS antiguas a la base. Sin embargo, como el método de identificación considera rezagos, se opta por excluir las cohortes de 2013, de modo que todas las tratadas tengan al menos doce meses previos a la entrada con el registro ya completo.⁴

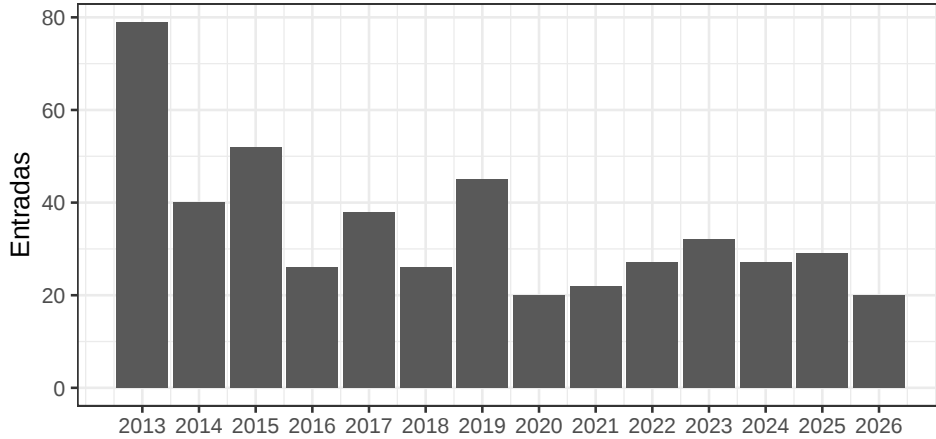
2. La segunda, toma las estaciones presentes a más tardar en 2014 como incumbentes y las que aparecen entre 2015 y 2019 como entrantes. Esta ventana se definió considerando dos cosas: (i) El MEPCO se implementó en agosto de 2014 y es fundamental a la hora de definir costos y por tanto competir por precios (Lemus & Luco, 2021), por lo que incluir cohortes de entrada anteriores al MEPCO llevaría a comparar cohortes donde la competencia se define de otra manera. (ii) Considerar años de pandemia podría distorsionar tanto las dinámicas de competencia como de entrada, por lo que incluir competencia en plena pandemia podría también llevarnos a comparar cohortes fundamentalmente distintas.
3. La última considera las estaciones presentes a más tardar en 2021 como incumbentes y las que aparecen desde 2022 como entrantes, hasta febrero de 2026, puesto que a fines de marzo de este año ocurrió una fuerte alza en el costo mayorista al desactivar la estabilización del MEPCO. Esto para poder evaluar si es que la entrada empezó a

⁴Al incluir las cohortes de 2013 los efectos estimados son muy similares.

tener un efecto distinto post pandemia en un mercado además mucho más maduro.

La Figura 3 muestra la cantidad de entradas que ocurren cada año. Quitando el aumento de estaciones ocurrido en 2013, la entrada de bencineras se mantienen relativamente estable durante el tiempo.

Figura 3: Aperturas de nuevas estaciones de bencina desde 2013 a 2026

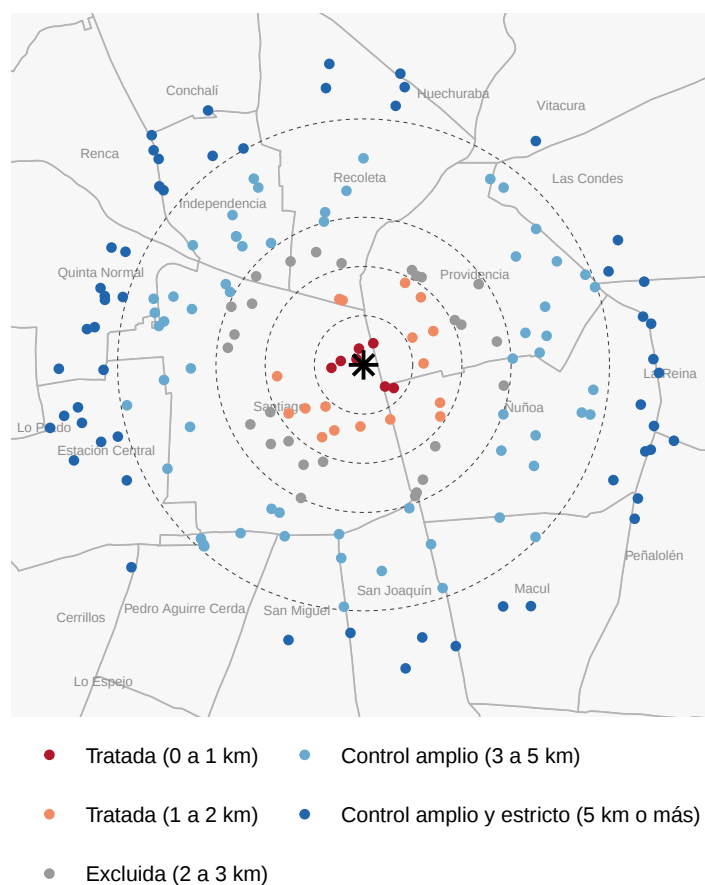


Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. El año 2012 no se considera al ser el año en que paulatinamente se pobló de manera administrativa las base.

Cada entrante genera una cohorte de tratamiento, siguiendo la línea de Fischer et al. (2025), las estaciones incumbentes que están a un radio de 2 kilómetros o menos de una entrante de otra marca se definen como tratadas desde el mes de esa entrada. Mientras que las estaciones cuya entrada competidora más cercana ocurrió entre 2 y 3 kilómetros no se consideran como tratadas ni como control en el método de identificación pues al estar parcialmente tratadas no son un buen control. El grupo control se conforma por las estaciones incumbentes que nunca han recibido la entrada de una nueva competidora a 3 kilómetros o menos (control amplio) o a 5 kilómetros o menos (control estricto). El grupo de control estricto es el preferido al ser considerado el más limpio (con menor o nulo efecto spillover), sin embargo los resultados son similares considerando el control amplio. La elección del grupo de control estricto o amplio es un trade-off entre representatividad y minimización del spillover. Las estaciones nunca tratadas a tres kilómetros son más parecidas a las tratadas que el grupo de nunca tratadas a cinco kilómetros. Aunque, dado que gran parte del precio está determinado por el costo mayorista con MEPCO el grupo de control estricto sigue siendo un buen contrafactual. La Figura 4 ilustra la asignación con una entrada en el centro de Santiago.

Un punto relevante a considerar es que una estación que recibe una entrada a 2 kilómetros o menos se considera tratada durante toda la ventana, por lo que nunca cuenta como control, y sus observaciones se cortan en el mes de la segunda entrada, de modo que no puede considerarse como tratada para siguientes cohortes de tratamiento. La Tabla 3

Figura 4: Asignación de tratamiento en torno a una entrada en Santiago, noviembre de 2015



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl y límites comunales. La estrella es una estación Shell que entra en noviembre de 2015 en la comuna de Santiago, Portugal 270, los círculos marcan 1, 2, 3 y 5 km. Los puntos son las estaciones con registro ese mes, coloreadas según su distancia a esta entrada. El rol efectivo de cada estación considera además todas las demás entradas de la ventana y la marca, una estación de la misma marca que la entrante no queda tratada por ella.

muestra la composición de la muestra en la ventana más grande. La Tabla 1 describe la dispersión de precios dentro de los mercados locales. Un mercado local es el círculo del radio indicado en torno a cada estación, incluida ella misma, las medidas se calculan solo para los mercado-mes con al menos dos estaciones activas. Dentro de dos kilómetros el rango de precios promedio es de 16,3 pesos por litro y el ahorro esperado de comparar precios de 8,2, cifras que se reducen a la mitad al estrechar el mercado a un kilómetro. La asimetría ya es visible en el descriptivo, la estación más barata del mercado cobra en promedio 8,2 pesos bajo la media y la más cara 8,2 por sobre ella. La dispersión no es entonces un residuo despreciable, y de ahí se sigue que el efecto de la entrada no se agote en el precio promedio, ya que consumidores con distinto acceso a la información se benefician de cambios en puntos distintos de la distribución como se sugiere en Luco (2019) y Solís (2025). Fischer et al. (2025) encuentra que la entrada de una competidora reduce los precios en las estaciones ex-ante más baratas, dejando iguales a las estaciones relativamente más caras, dado los datos disponibles se puede testear esto para Chile.

Cuadro 1: Precios y dispersión de precios a nivel de mercado local, gasolina 93, 2025

	P10	P25	Mediana	Media	P75	P90	D.E.
<i>Radio de 1 km</i>							
Estaciones en el mercado	2	2	3	3.4	4	5	1.6
Precio medio	1202.0	1236.0	1269.1	1269.1	1305.0	1331.0	50.0
Precio mínimo	1196.0	1231.0	1266.0	1265.0	1302.0	1329.0	52.2
Precio máximo	1209.0	1241.0	1273.0	1273.3	1308.0	1334.0	49.2
Desviación estándar	0.0	0.0	1.0	4.3	3.8	13.5	10.6
Rango (máximo – mínimo)	0.0	0.0	2.0	8.3	8.0	27.0	19.2
Ahorro esperado de buscar	0.0	0.0	0.8	4.1	4.5	12.0	9.7
1,127 mercados, 13,163 mercado-mes							
<i>Radio de 2 km</i>							
Estaciones en el mercado	2	3	5	6.3	9	12	4.1
Precio medio	1204.8	1235.2	1269.3	1269.8	1305.0	1331.7	50.1
Precio mínimo	1188.0	1225.0	1264.0	1261.7	1300.0	1328.0	55.1
Precio máximo	1219.0	1245.0	1275.5	1278.0	1310.0	1337.0	48.7
Desviación estándar	0.0	0.3	2.5	6.5	9.2	18.4	10.9
Rango (máximo – mínimo)	0.0	1.0	6.0	16.3	24.0	48.0	27.7
Ahorro esperado de buscar	0.0	0.1	3.8	8.2	10.1	22.9	13.3
1,360 mercados, 15,936 mercado-mes							

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Precios en \$/L. Mercado = estación focal y todas las estaciones con precio a 1 (2) km o menos en el mes, solo mercado-mes con al menos dos estaciones con precio. Ahorro esperado de buscar = precio medio – precio mínimo. Percentiles, media y desviación estándar de cada medida entre mercado-mes.

3.3. Modelo teórico

Siguiendo a Clemenz y Gugler (2006), que aplican el modelo circular de Salop (1979) al mercado minorista de gasolina, el precio de equilibrio de una estación depende de la densidad de estaciones S , de los costos de transporte de los consumidores T , del costo marginal c y de alguna medida de concentración de mercado C :

$$P = P(S, T, c, C, \dots), \quad \frac{\partial P}{\partial S} < 0, \quad \frac{\partial P}{\partial T} > 0, \quad \frac{\partial P}{\partial c} > 0, \quad \frac{\partial P}{\partial C} = ? \quad (1)$$

En el modelo de Salop (1979), con n estaciones idénticas y equidistantes en un círculo de circunferencia L , costo marginal c y costos de transporte $\tau |Z_j - z_i|^\beta$ entre el consumidor j y la estación i , con $\tau > 0$ y $\beta \geq 1$, el precio de equilibrio simétrico es

$$P^* = c + \beta 2^{1-\beta} \tau (n/L)^{-\beta}, \quad (2)$$

cuya derivada con respecto al número de estaciones es

$$\frac{\partial P^*}{\partial n} = -\beta^2 2^{1-\beta} \tau L^\beta n^{-\beta-1} < 0. \quad (3)$$

El desarrollo completo del modelo se presenta en el Anexo A.

Hipótesis Falseables

Las tres hipótesis que este trabajo somete a prueba surgen de los rasgos del mercado descritos más arriba y de afirmaciones que la autoridad de competencia ha sostenido.

Hipótesis 1 (Efecto disciplinador). La entrada de un competidor reduce el precio de las incumbentes del mercado local.

De (3), dado el costo marginal c , el precio de equilibrio es decreciente en el número de estaciones. Para un mercado de tamaño L dado, la entrada de una estación aumenta la densidad n/L y reduce el precio de las incumbentes, lo que corresponde a $\partial P / \partial S < 0$ en (1).

Hipótesis 2 (Atenuación espacial). El efecto decrece en magnitud con la distancia entre la entrante y la incumbente, y se anula a partir de un umbral.

En el modelo, el monopolio local de cada estación está delimitado por sus competidoras más cercanas, y el precio que puede cobrar es creciente en la distancia a ellas. Una entrada cercana reduce esa distancia y con ello el precio de la incumbente, mientras que una entrada lejana, que no pasa a ser una de sus competidoras más cercanas, no altera su monopolio local. Por lo tanto, el efecto debiera decrecer con la distancia y anularse a partir de algún umbral.

Hipótesis 3 (Asimetría distributiva). La entrada desplaza la distribución de precios del mercado local y ese desplazamiento se concentra en la parte baja de la distribución.

Si bien los modelos de competencia espacial no entregan una explicación clara de la dispersión de precios, Clemenz y Gugler (2006) argumentan que es plausible que una mayor densidad de estaciones, al aumentar la competencia, reduzca la dispersión promedio de precios dentro de un mercado, y encuentran que la dispersión es significativamente menor en las zonas con mayor densidad de estaciones. Sin embargo, en el caso de Chile, Luco (2019) muestra que tras la publicación de precios en línea los márgenes aumentaron en promedio, y que la dispersión de precios se redujo en los mercados donde los consumidores buscan poco, pero aumentó donde buscan más. Adicionalmente, Fischer et al. (2025) encuentran para Alemania que la entrada aumenta la dispersión de precios, no la reduce, ya que el precio mínimo del mercado cae más que el precio promedio.

4. Estrategia de identificación

La estrategia sigue de cerca la metodología de Fischer et al. (2025).⁵ El supuesto de identificación es que el timing de la entrada es exógeno a las incumbentes al controlar por efectos fijos. Es el supuesto presentado por Arcidiacono et al. (2020). No se exige que la ubicación sea exógena pues está claro que no lo es. Se exige que, dado que una entrada ocurre la fecha precisa en que abre una estación no responde a la evolución de los precios de las incumbentes. Este supuesto se respalda en las regulaciones que conlleva abrir una nueva estación y se justifica empíricamente más adelante. El grupo de control preferido es el estricto, los resultados se mantienen usando el grupo de control amplio.⁶

La especificación principal es un estudio de eventos sobre el panel mensual de estaciones,

$$p_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma_{r(i)a(t)} + \delta_{m(i)a(t)} + \sum_{\substack{\tau=-4 \\ \tau \neq -1}}^4 \beta_\tau D_{it}^\tau + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

donde p_{it} es el logaritmo del precio multiplicado por 100 de la estación i en el mes t , α_i y λ_t son efectos fijos de estación y tiempo, $\gamma_{r(i)a(t)}$ y $\delta_{m(i)a(t)}$ son efectos fijos de región por año y distribuidor por año. El tiempo desde la entrada se agrupa en bins de seis meses con referencia en $\tau = -1$, y los bins $\tau \leq -4$ y $\tau \geq 4$ acumulan todo lo ocurrido más allá de la ventana. Con (4) se puede testear la hipótesis 1.

Los errores son clusterizados a nivel comuna pues el tratamiento afecta a grupos de estaciones, en la gran mayoría de las veces dentro de una misma comuna. Clusterizar

⁵Fischer et al. (2025) usan precios diarios, bins de 26 semanas, efectos fijos de estado por día y cohortes trimestrales en Sun y Abraham (2021), este trabajo usa un panel mensual, bins de seis meses, efecto fijo de mes y cohortes mensuales, y agrega efectos fijos de región por año y de marca por año. La Figura 16 replica su diseño en un panel semanal, con semana de la entrada, bins de 26 semanas y cohortes trimestrales. Los coeficientes difieren en 0,04 puntos o menos de los originales de esta investigación, se elige el diseño mensual pues es más liviano de estimar.

⁶Las Tablas 4 a 6 muestran que ambos grupos entregan efectos casi iguales, con diferencias de 0,03 puntos o menos en el primer año.

por comuna captura factores como demanda local, flujo vehicular, poder adquisitivo del entorno y condiciones de suelo y del plan regulador que afectan a un grupo de estaciones por igual. Los errores agrupados por comuna tratan como independientes a estaciones cercanas ubicadas en comunas distintas. Los errores de Conley (1999) permiten correlación entre todas las observaciones a menos de una distancia de corte, sin importar la comuna, y se estiman con cortes de 2 y 5 kilómetros. La Figura 15 muestra que con 2 kilómetros los intervalos son prácticamente iguales a los agrupados por comuna, y con 5 kilómetros entre 5 % y 25 % más amplios. Ninguna conclusión cambia.

El efecto promedio se obtiene de la versión estática de (4),

$$p_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma_{r(i)a(t)} + \delta_{m(i)a(t)} + \beta \text{Post}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

donde Post_{it} toma valor 1 para una estación tratada desde el mes de la entrada en adelante. Lo que hace es comparar el precio promedio después de la entrada con el promedio antes de la entrada, respecto del mismo cambio en las estaciones de control. Con (5) podemos testear la hipótesis dos respecto a la atenuación por distancia cambiando el tratamiento por anillos de distancia a la primera entrada a 5 kilómetros o menos, de 0 a 1 kilómetro, 1 a 2, 2 a 3, 3 a 4 y 4 a 5, usando para las tratadas solo los seis meses antes y después de la entrada.

Ambas (4) y (5) se estiman por efectos bidireccionales sobre un diseño de adopción escalonada, situación en la que el estimador es un promedio ponderado de comparación entre cohortes que puede recibir ponderaciones negativas cuando el efecto es heterogéneo entre cohortes (Borusyak et al., 2024; Callaway & Sant’Anna, 2021; Sun & Abraham, 2021). Por lo que se presenta también el estimador de Sun y Abraham (2021) para (4) para corregir estos posibles sesgos. De todas formas, con un número grande de unidades nunca tratadas el método se vuelve más parecido a un diseño no escalonado y los pesos negativos de la especificación desaparecen (Borusyak et al., 2024).

Para testear la hipótesis respecto al efecto sobre la dispersión de precios se estima (5) para el percentil 90, la mediana y el percentil 10 de los precios del mercado local, con y sin la estación entrante. Para cada estación de la muestra, tratada o de control, el mercado local son ella y las estaciones con precio a 2 kilómetros o menos en el mes, y se sigue el cambio en la dispersión de precios.

Adicionalmente se estudia los efectos en la distribución de precios. En la línea de Fischer et al. (2025) se estima la regresión de distribución de Chernozhukov et al. (2013). Para cada umbral c de una grilla de 41 umbrales, los cuantiles 2 a 98 del resultado, se estima

$$\mathbf{1}[\tilde{p}_{it} \leq c] = \beta(c) \text{Post}_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \gamma_{r(i)a(t)} + \delta_{m(i)a(t)} + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

donde $\tilde{p}_{it}$ es el precio en pesos por litro menos su media nacional del mes, de modo que $\beta(c)$ es el cambio que la entrada provoca en la función de distribución acumulada evaluada en c .

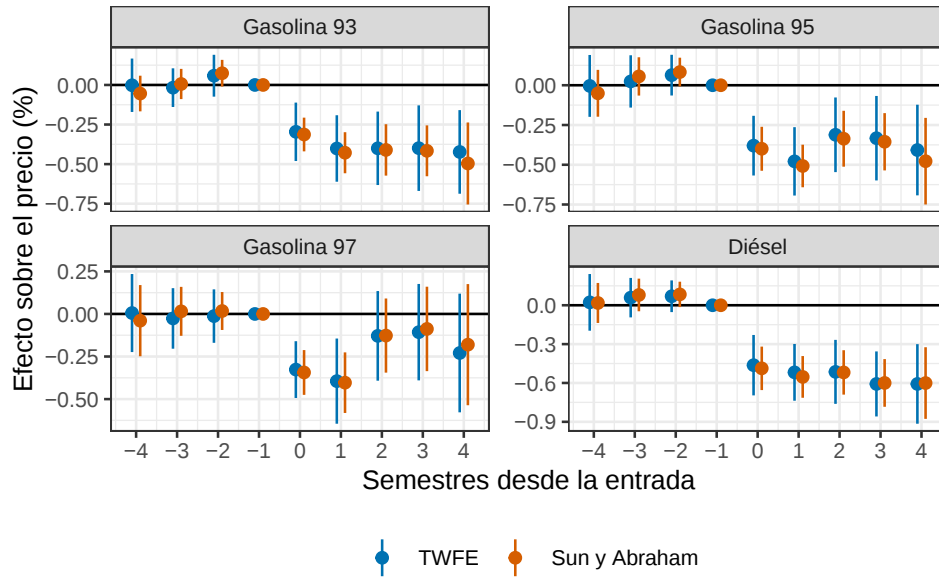
Un $\beta(c)$ positivo se lee como que la entrada aumentó la masa por debajo de c . Restando $\beta(c)$ de la acumulada observada se recupera un contrafactual, la distribución que habrían tenido las estaciones tratadas después de la entrada si esta no hubiera ocurrido (Fischer et al., 2025).⁷

5. Resultados

5.1. Efecto disciplinador

La Figura 5 presenta el estudio de eventos de (4) para los cuatro combustibles, estimado por efectos fijos bidireccionales (TWFE) y con el estimador de Sun y Abraham (2021). Los coeficientes son cambios porcentuales del precio de las incumbentes respecto del semestre previo a la entrada.

Figura 5: Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes, ventana 2012 a 2026



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Panel mensual de estaciones, $\log$ del precio $\times 100$. Tratadas son estación con una entrada competidora a 2 km o menos, controles son estación sin entradas a menos de 5 km. El eje horizontal está en semestres, bins de seis meses desde la entrada, con extremos agrupados (≤ -4 y ≥ 4) y referencia en -1 . Efectos fijos de estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año. Estimadores Sun y Abraham con cohortes mensuales y las nunca tratadas como referencia. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Tratadas y controles, 501 y 373 en gasolina 93, 503 y 375 en gasolina 95, 471 y 313 en gasolina 97, 506 y 383 en diésel.

La entrada reduce el precio de las incumbentes en los cuatro combustibles. En la gasolina 93 el precio cae 0,30 % en el semestre de la entrada y se estabiliza en torno a 0,40 % desde el segundo semestre, sin revertirse. En la gasolina 95 la caída es de 0,38 % en

⁷Fischer et al. (2025) aplican el ejercicio al precio en nivel, para Chile se tiene que desviar el precio por su media nacional en el mes, lo que elimina la variación del precio producto de alzas o bajas en el precio del petróleo internacional.

el primer semestre y de 0,48 % en el segundo, y luego se mantiene entre 0,31 % y 0,41 %, significativa en todos los bins. En la gasolina 97 el efecto es de 0,33 % y 0,40 % en el primer año y deja de ser distinguible de cero desde el tercer semestre. El diésel tiene el efecto más grande y más persistente, 0,46 % en el primer semestre, que crece hasta 0,61 % desde el cuarto semestre. Como el costo mayorista es el mismo para todas las estaciones en un mes y lo absorbe el efecto fijo de mes, la caída de precio de las incumbentes es una caída de su margen. Los resultados apoyan la Hipótesis 1.

Los coeficientes previos a la entrada apoyan el supuesto de tendencias paralelas. Con TWFE ningún bin previo es distinto de cero al 10 % en ningún combustible, todos son menores a 0,07 % en valor absoluto y no muestran una tendencia antes de la entrada. Con Sun y Abraham (2021) el bin -2 es positivo y significativo al 10 % en las gasolinas 93 y 95 y en el diésel, con magnitudes de 0,07 % a 0,08 %, menos de un cuarto del efecto del primer semestre.

Los dos estimadores entregan el mismo resultado. Las estimaciones de Sun y Abraham (2021) están dentro de los intervalos de TWFE en todos los bins y combustibles, y son levemente más negativas en el bin ≥ 4 de las gasolinas 93 y 95. La heterogeneidad entre cohortes no cambia de forma relevante la estimación TWFE.

La Tabla 2 muestra cómo cambia la estimación de la gasolina 93 al agregar efectos fijos. Sin efectos fijos (columna 1) los coeficientes no tienen sentido económico, porque la variación del precio en el tiempo domina la comparación. Al incluir el efecto fijo de mes (columna 2) los bins previos pasan a ser cero y el efecto del primer semestre es de 0,37 %. Agregar los efectos fijos de estación, región $\times$ año y marca $\times$ año (columnas 3 a 5) reduce el efecto del primer semestre de 0,37 % a 0,30 %, mantiene su significancia al 1 % y deja los bins previos en cero. En el bin ≥ 4 el efecto pasa de 0,79 % a 0,42 %. Los factores fijos de cada estación y los shocks anuales de cada región y de cada marca explican parte de la diferencia de largo plazo, pero no generan el efecto de la entrada, lo que respalda el supuesto de que el momento de la entrada es exógeno a las incumbentes. Las Tablas 7 y 8 muestran el mismo patrón para la gasolina 97 y el diésel. En la gasolina 97 el bin -3 es significativo al 10 % en las columnas 2 y 3 y deja de serlo al incluir el efecto fijo de región $\times$ año. En el diésel el bin -2 es significativo al 10 % en la columna 2 y deja de serlo al incluir el efecto fijo de estación.

5.2. Atenuación espacial

La Figura 6 presenta el efecto de la entrada por anillo de distancia entre la incumbente y la entrante, estimado con (5). Cada coeficiente es el efecto promedio de los primeros seis meses tras la entrada.

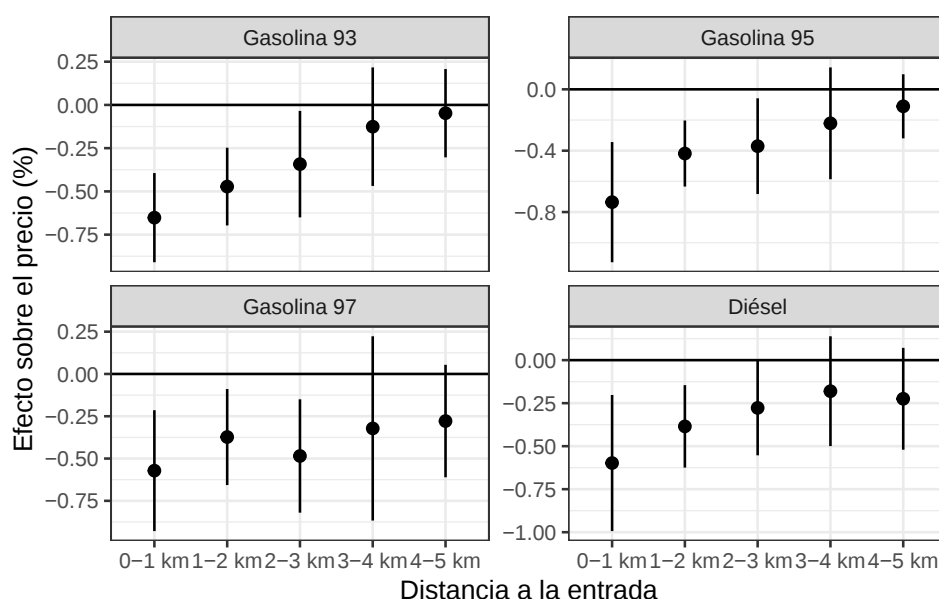
El efecto decrece con la distancia y desaparece a partir de los 3 kilómetros. Entre 0 y 1 kilómetro el precio de las incumbentes cae entre 0,57 % (gasolina 97) y 0,74 % (gasolina 95).

Cuadro 2: Estudio de eventos por especificación de efectos fijos, gasolina 93

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
≤ -4	-4.293*** (1.308)	0.096 (0.193)	0.022 (0.148)	-0.021 (0.093)	-0.002 (0.086)
-3	-0.779 (1.108)	0.017 (0.087)	0.002 (0.082)	-0.022 (0.061)	-0.017 (0.062)
-2	-0.018 (0.814)	0.034 (0.076)	0.042 (0.070)	0.060 (0.067)	0.058 (0.067)
0	-1.146 (0.853)	-0.374*** (0.106)	-0.357*** (0.101)	-0.316*** (0.096)	-0.296*** (0.094)
1	-1.710 (1.152)	-0.525*** (0.114)	-0.478*** (0.100)	-0.429*** (0.106)	-0.401*** (0.107)
2	-2.152 (1.568)	-0.562*** (0.145)	-0.493*** (0.113)	-0.430*** (0.119)	-0.400*** (0.118)
3	-0.630 (1.653)	-0.654*** (0.191)	-0.557*** (0.156)	-0.423*** (0.142)	-0.399*** (0.138)
≥ 4	22.746*** (1.741)	-0.792** (0.306)	-0.721*** (0.173)	-0.446*** (0.140)	-0.423*** (0.135)
Tratada	-10.704*** (1.739)	-1.598*** (0.326)			
Tratadas	501	501	501	501	501
Controles	377	377	373	373	373
Observaciones	124,438	124,438	124,434	124,434	124,427
Mes	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Estación	No	No	Sí	Sí	Sí
Región $\times$ año	No	No	No	Sí	Sí
Marca $\times$ año	No	No	No	No	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Panel mensual 2012 a 2026, log del precio $\times$ 100. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$. Bins de seis meses desde la entrada, referencia en -1 . Tratadas son estación con una entrada competidora a 2 km o menos, controles son estaciones sin entradas a menos de 5 km. Sin efecto fijo de estación (columnas 1 y 2) se controla por el indicador de tratada. Tratadas y controles son estaciones que usa cada modelo.

Figura 6: Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes por distancia a la entrante



Fuente: Precios históricos de [bencinaenlinea.cl](http://precios.bencinaenlinea.cl). Panel mensual 2012 a 2026, $\log$ del precio $\times 100$. Efecto estático por anillo de distancia a la primera entrada competidora a 5 km o menos. Las tratadas aportan los seis meses antes y los seis meses después de la entrada, los controles, estaciones sin entradas a menos de 5 km, aportan todos sus meses. Efectos fijos de estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Entre 89 y 125 tratadas por anillo y entre 313 y 383 controles según el combustible.

Entre 1 y 2 kilómetros la caída es de 0,37 % a 0,47 %, alrededor de dos tercios del efecto del primer anillo. Entre 2 y 3 kilómetros el efecto sigue siendo significativo en los cuatro combustibles, con caídas de 0,28 % (diésel) a 0,49 % (gasolina 97). Entre 3 y 4 kilómetros y entre 4 y 5 kilómetros ningún coeficiente es distinto de cero. En las gasolinas 93 y 95 el coeficiente de 4 a 5 kilómetros es cercano a cero, de 0,05 % y 0,11 %. En la gasolina 97 y el diésel los coeficientes de 3 a 5 kilómetros están entre 0,18 % y 0,32 %, pero con intervalos amplios que incluyen el cero. Entre los anillos con efecto significativo, la gasolina 97 es la única en que el efecto no decrece de forma monótona, ya que el de 2 a 3 kilómetros es mayor que el de 1 a 2. Los resultados apoyan la Hipótesis 2.

El umbral tiene relevancia para la definición del mercado relevante geográfico. La Fiscalía Nacional Económica (2021) señala que en general la presión competitiva relevante se ha considerado en radios de 3 o 5 kilómetros. En ese caso concluye que el mercado relevante no debiera superar los 3 kilómetros. Los resultados respaldan el radio de 3 kilómetros, dentro de él la entrada reduce el precio de las incumbentes y fuera de él el efecto no es distinguible de cero. Un radio de 5 kilómetros incluiría estaciones sobre las que no se detecta presión competitiva. A la vez, un radio menor a 3 kilómetros dejaría fuera estaciones entre 2 y 3 kilómetros que sí responden a la entrada.

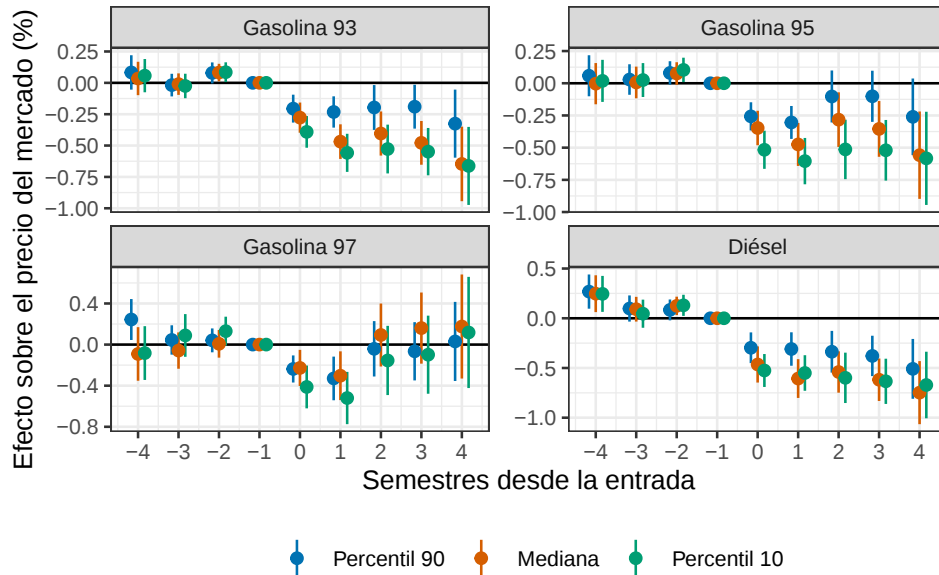
Adicionalmente, se estimó el efecto por separado para las incumbentes ubicadas a 100 metros o menos de la red vial primaria (autopistas y rutas nacionales). La Tabla

9 y la Figura 17 reportan los resultados. En las incumbentes que no están junto a una autopista la entrada reduce el precio entre 0,37 % (gasolina 97) y 0,66 % (diésel). En las incumbentes de autopista el efecto no es negativo en ningún combustible: es cercano a cero y no significativo en las gasolinas 93 y 95 y en el diésel, y positivo y significativo al 5 % en la gasolina 97. La diferencia entre ambos grupos es significativa al 1 % en las tres gasolinas y al 10 % en el diésel. La comparación no aísla un efecto causal de la autopista, pero es consistente con que para una estación de autopista una parte importante de la demanda va de paso, por lo que su mercado relevante es el corredor vial y no el radio en torno a ella. Un radio fijo de 3 kilómetros es adecuado para estaciones urbanas, pero no para estaciones de autopista, cuyo mercado relevante debiera definirse a lo largo de la ruta.

5.3. Asimetría distributiva

La Tabla 10 presenta el efecto de la entrada sobre el percentil 90, la mediana y el percentil 10 de los precios del mercado local, estimado con Sun y Abraham (2021). El percentil 90 representa a las estaciones caras del mercado, el percentil 10 a las baratas y la mediana al centro. El mercado incluye a la estación que abre. La Figura 7 presenta el estudio de eventos de las mismas series.

Figura 7: Estudio de eventos sobre los precios del mercado local



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Estudio de eventos con estimadores Sun y Abraham con cohortes mensuales sobre el log del percentil 90, la mediana y el percentil 10 de los precios del mercado $\times 100$. Eje horizontal en semestres, bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1 . Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Mercados, muestra y efectos fijos como en la Tabla 10.

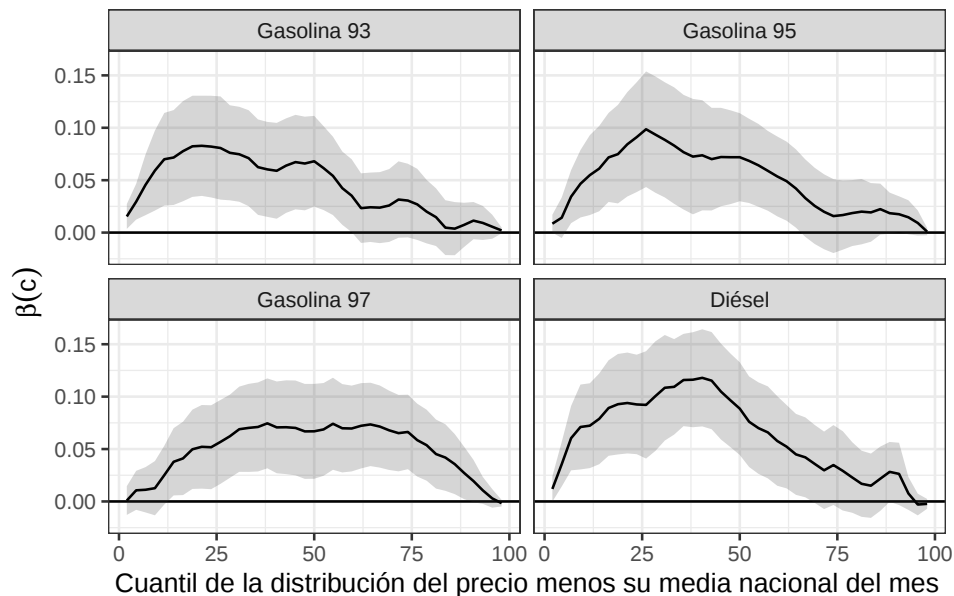
La entrada reduce más los precios bajos que los altos. En la gasolina 93 el percentil 10 cae 0,62 %, la mediana 0,58 % y el percentil 90 0,29 %. En la gasolina 95 las caídas son de

0,57 %, 0,50 % y 0,24 %, esta última significativa solo al 10 %. En el diésel son de 0,64 %, 0,69 % y 0,46 %. En los tres combustibles la parte baja del mercado cae más que la alta, con una brecha de 0,33 puntos en las gasolinas 93 y 95 y de 0,19 puntos en el diésel, por lo que la entrada aumenta la dispersión de precios del mercado. En la gasolina 97 ningún efecto es distinto de cero.

La Figura 7 muestra la dinámica. En la gasolina 93 los bins previos son cercanos a cero, salvo el bin -2 , levemente positivo en los tres cuantiles (0,08 %). Después de la entrada el percentil 90 cae en torno a 0,2 % y se mantiene, mientras que la mediana y el percentil 10 se profundizan hasta 0,65 % en el bin ≥ 4 . En la gasolina 95 el percentil 10 cae 0,52 % en el primer semestre y 0,60 % en el segundo, y el percentil 90 cae 0,26 % y 0,30 % en el primer año y deja de ser distinguible de cero desde el tercer semestre. En la gasolina 97 los precios del mercado caen solo en los dos primeros semestres, más en el percentil 10 (0,41 % y 0,52 %), y el percentil 90 tiene un bin -4 positivo y significativo. En el diésel los bins -4 y -2 son positivos y significativos, de 0,25 % y 0,12 %, por lo que los precios del mercado ya venían cayendo antes de la entrada. Los resultados apoyan la Hipótesis 3 en las gasolinas 93 y 95, en el diésel con la salvedad de la tendencia previa, y no en la gasolina 97.

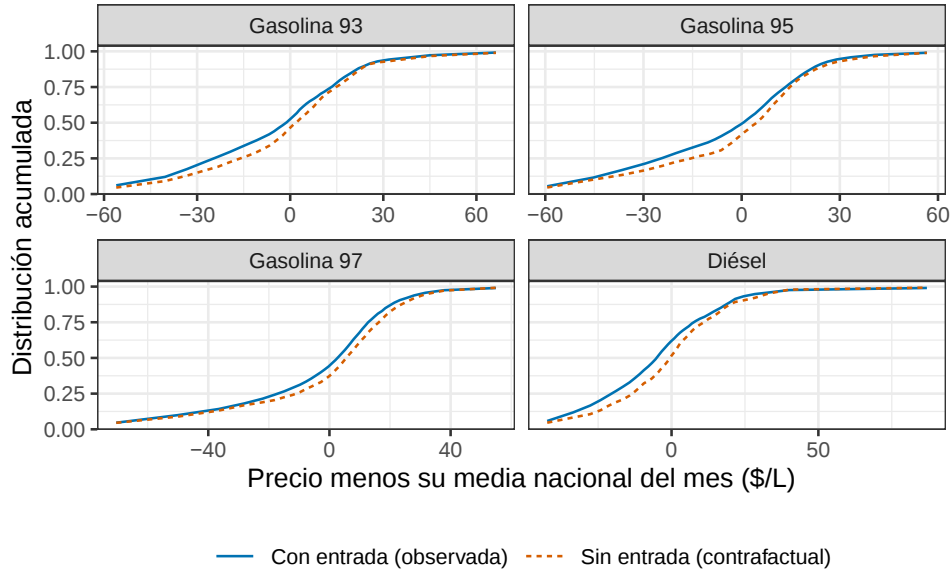
La Figura 8 presenta el perfil de $\beta(c)$ de la regresión de distribución para los 41 umbrales, y la Figura 9 la distribución acumulada observada de las tratadas después de la entrada junto a su contrafactual.

Figura 8: Desplazamiento de la distribución de precios por efecto de la entrada



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Panel mensual 2012 a 2026. Cada punto es una regresión de $1[\hat{p}_{it} \leq c]$ sobre el indicador de entrada, con $\hat{p}_{it}$ el precio menos su media nacional del mes y c el umbral correspondiente al cuantil del eje horizontal. $\beta(c) > 0$ indica más masa bajo c , es decir, precios más bajos. Efectos fijos de estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año. Bandas al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km.

Figura 9: Distribución de precios con y sin entrada



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Distribución acumulada del precio menos su media nacional del mes para las tratadas después de la entrada (observada) y la que habrían tenido sin la entrada (observada menos $\beta(c)$), sobre 41 umbrales entre los cuantiles 2 y 98. Misma muestra y regresiones que la Figura 8.

La entrada desplaza la distribución de precios hacia valores menores y el desplazamiento se concentra en la mitad baja. En la gasolina 93 la entrada aumenta en 5,9 puntos porcentuales la proporción de precios bajo el cuantil 10, en 8,1 bajo el cuantil 25 y en 6,8 bajo la mediana, y el efecto cae a 3,1 puntos en el cuantil 75 y a 1,1 puntos, no significativo, en el cuantil 90. La gasolina 95 tiene el mismo patrón, con un máximo de 9,9 puntos en el cuantil 25. En el diésel el máximo es de 11,8 puntos en torno al cuantil 40 y el efecto cae a 2,6 puntos en el cuantil 90. La gasolina 97 es la excepción: el efecto es nulo en el cuantil 10 y se mantiene entre 5,7 y 6,7 puntos desde el cuantil 25 hasta el 75, por lo que el desplazamiento se ubica en el centro de la distribución y no en la cola baja.

6. Robustez

Las Tablas 12 y 13 aplican la restricción de magnitudes relativas de Rambachan y Roth (2023), que reporta el mayor $\bar{M}$ con el que el intervalo robusto excluye el cero, donde $\bar{M} = 1$ significa que la violación posterior a la entrada puede ser tan grande como el mayor salto observado antes de ella. En el primer semestre el efecto sobre el precio de las incumbentes resiste $\bar{M}$ de 1 en la gasolina 93, 1,25 en la 97, 1,75 en la 95 y 2,25 en el diésel, y en el segundo semestre entre 0,75 y 1. En el mercado local el percentil 10 resiste $\bar{M}$ de 1 a 1,75 en el primer semestre, mientras que el percentil 90 no resiste más de 0,75. La tabla del mercado local se estima con TWFE e incluye la versión sin entrante, no el

estimador de Sun y Abraham (2021) usado en los resultados.

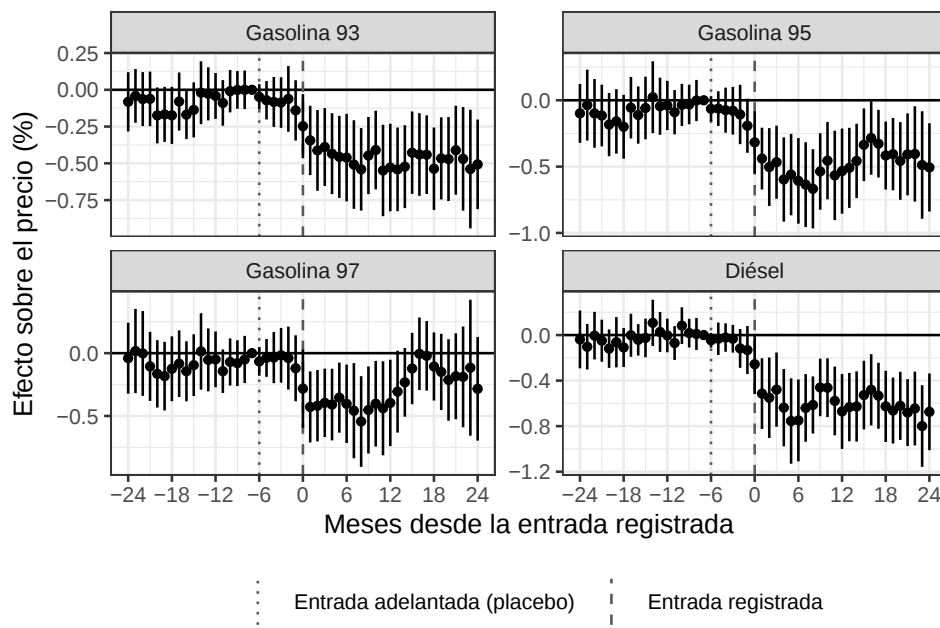
Si la entrada hiciera salir a incumbentes, la caída de precios podría ser un cambio en la composición del mercado y no una respuesta competitiva de las estaciones que se quedan. La Figura 18 estima el efecto de la entrada sobre el número de estaciones a 2 kilómetros o menos. Incluyendo a la entrante el número aumenta en 0,96 estaciones en el primer semestre y se mantiene entre 0,77 y 0,98, por lo que la entrada es un aumento discreto y duradero de la competencia. Excluyendo a la entrante el número de incumbentes no cambia en el primer año (0,03 y 0,05 estaciones menos, no significativo), cuando ya se observa la caída de precios, y baja gradualmente después hasta 0,26 estaciones en el bin ≥ 4 , caída significativa solo en la muestra sin corte en la segunda entrada, por lo que el efecto sobre precios no se explica por la salida de incumbentes.

La Figura 10 adelanta la fecha de entrada de cada tratada en seis meses, es decir, un bin de la especificación principal. El tiempo se mide en meses desde la entrada registrada para ver dónde ocurre el quiebre, en los cuatro bins a cada lado de ella, con la entrada adelantada en el mes -6 y la registrada en el mes 0 . En los cuatro combustibles la trayectoria es plana antes de la fecha adelantada y entre ella y la registrada, con una leve caída no significativa en los dos meses previos a la entrada registrada, y el quiebre ocurre en el mes 0 , significativo desde ese mes en las gasolinas 93 y 95 y desde el mes 1 en la 97 y el diésel. Esto es consistente con el fechado de la base, y una eventual reacción en el mes previo queda dentro del período de referencia, por lo que el efecto estimado sería una cota inferior.

La Tabla 14 asigna fechas de entrada falsas a estaciones del grupo de control, con la misma proporción de tratadas y la misma distribución de cohortes que la muestra real, y estima el efecto 500 veces sobre todo el grupo y sobre su mitad más densa. El efecto placebo promedio está entre $0,00\%$ y $0,02\%$, frente a efectos reales de $0,24\%$ a $0,59\%$, por lo que el diseño no genera efectos donde no hay entrada. Los errores agrupados por comuna son similares a la dispersión efectiva de los placebos en todo el grupo y cerca de 10% menores en la mitad densa, con tasas de rechazo al 5% de entre 4% y 7% y de hasta 8% , respectivamente. El valor p por aleatorización del efecto real es de $0,002$ o menos en las gasolinas 93 y 95 y el diésel, y en la gasolina 97 de $0,03$ en todo el grupo y $0,07$ en la mitad densa.

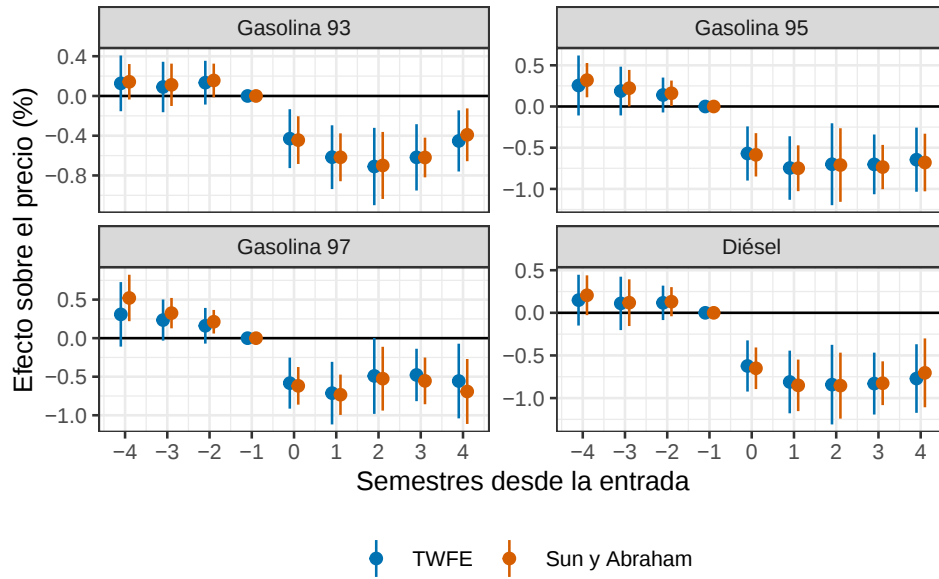
Las Figuras 11 y 12 repiten el estudio de eventos principal con TWFE y Sun y Abraham (2021) en las ventanas antes y después de la pandemia, y las Tablas 15 y 16 reportan los coeficientes. Antes de la pandemia el efecto es mayor que en la ventana completa: el precio cae entre $0,43\%$ (gasolina 93) y $0,62\%$ (diésel) en el primer semestre y hasta $0,84\%$ en el diésel, con ambos estimadores prácticamente iguales. Los bins previos son positivos en los cuatro combustibles, entre $0,09\%$ y $0,31\%$ con TWFE y no significativos salvo el bin -3 de la gasolina 97 al 10% , pero con Sun y Abraham (2021) son significativos en las gasolinas 95 y 97, por lo que en esta ventana los precios ya venían cayendo antes de

Figura 10: Estudio de eventos con la entrada fechada seis meses antes de la registrada



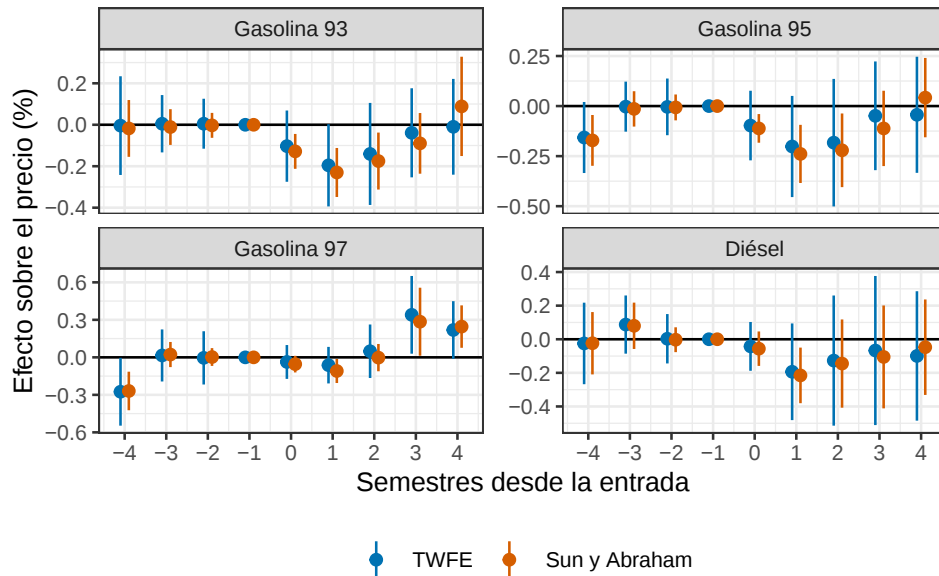
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio $\times 100$. La fecha de entrada se adelanta un período (seis meses). Tiempo en meses desde la entrada registrada, en los cuatro bins a cada lado de ella, con extremos agrupados en ± 24 ; la línea punteada marca la entrada adelantada (mes -6) y la discontinua la registrada (mes 0). Referencia en el mes previo a la entrada adelantada (-7). Misma muestra, efectos fijos (estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año) y control que la especificación principal. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna.

Figura 11: Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes, ventana 2014 a 2019



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2014 y cohortes de entrada de 2015 a 2019. Log del precio $\times 100$. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1 . Efectos fijos de estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año. Sun y Abraham (2021) con cohortes mensuales y las nunca tratadas como referencia. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km. Entre 418 y 459 tratadas y entre 557 y 697 controles según el combustible.

Figura 12: Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes, ventana 2021 a 2026



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2021 y cohortes de entrada de 2022 a febrero de 2026. Log del precio $\times 100$. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1 . Efectos fijos de estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año. Sun y Abraham (2021) con cohortes mensuales y las nunca tratadas como referencia. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km. Entre 180 y 199 tratadas y entre 1.025 y 1.194 controles según el combustible.

la entrada y parte del efecto podría reflejar esa tendencia. Aun así, los bins previos son menores que los efectos posteriores en todos los combustibles.

Después de la pandemia el efecto es menor y dura menos. En las gasolinas 93 y 95 el precio cae entre 0,11 % y 0,24 % en los tres primeros semestres con Sun y Abraham (2021) y deja de ser distinguible de cero desde el cuarto, en el diésel la caída es de 0,22 % solo en el segundo semestre, y en la gasolina 97 no hay un efecto negativo persistente y los bins 3 y ≥ 4 son positivos. Con TWFE los puntos estimados son parecidos pero casi ningún coeficiente es significativo, dado que la ventana tiene menos de 200 tratadas, y los intervalos de Sun y Abraham (2021) son más angostos. Los bins previos son cercanos a cero salvo el bin -4 de las gasolinas 95 y 97, por lo que la debilidad del efecto no se explica por tendencias previas.

7. Conclusión

Este trabajo estima el efecto de la apertura de una estación de servicio sobre el precio de las incumbentes de su mercado local en Chile, usando los precios históricos de bencinaenlinea.cl entre 2012 y 2026 y un estudio de eventos escalonado que se estima tanto por efectos fijos bidireccionales como con el estimador de Sun y Abraham (2021). La identificación descansa en que, controlando por efectos fijos de estación, mes, región por año y marca por año, el momento en que abre una estación no responde a la evolución de los precios de las incumbentes (Arcidiacono et al., 2020; Fischer et al., 2025). Las tres hipótesis planteadas encuentran respaldo, con matices que dependen del combustible.

En primer lugar, la entrada de una competidora a 2 kilómetros o menos reduce el precio de las incumbentes. El efecto promedio es de 0,40 % en las gasolinas 93 y 95, de 0,24 % en la gasolina 97 y de 0,59 % en el diésel. En las gasolinas 93 y 95 y en el diésel la caída no se revierte en los años siguientes a la entrada, mientras que en la gasolina 97 deja de distinguirse de cero desde el tercer semestre. En segundo lugar, el efecto decrece con la distancia a la entrante, es significativo hasta los 3 kilómetros en los cuatro combustibles y no se distingue de cero entre los 3 y los 5 kilómetros. En tercer lugar, el ajuste no es homogéneo dentro del mercado. El percentil 10 de los precios del mercado local cae más que el percentil 90, 0,62 % frente a 0,29 % en la gasolina 93, 0,57 % frente a 0,24 % en la 95 y 0,64 % frente a 0,46 % en el diésel, y la regresión de distribución muestra que el desplazamiento se concentra en la mitad baja de la distribución. La entrada, por tanto, aumenta la dispersión de precios del mercado local. La gasolina 97, el combustible de menor volumen, es la excepción, pues ningún cuantil del mercado responde de forma significativa y el desplazamiento de la distribución se ubica en su centro.

Estos resultados se sostienen en los ejercicios de robustez. El efecto del primer semestre sobre el precio de las incumbentes resiste una relajación de tendencias paralelas tan grandes como el mayor salto observado antes de la entrada en los cuatro combustibles (Rambachan

& Roth, 2023). El número de incumbentes no cambia durante el primer año, cuando ya se observa la caída de precios, por lo que el efecto no proviene de la salida de estaciones. Al adelantar seis meses la fecha de entrada el quiebre sigue ocurriendo en la fecha registrada, y las entradas asignadas al azar a estaciones de control generan efectos cercanos a cero, con valores p por aleatorización del efecto real de 0,002 o menos en las gasolinas 93 y 95 y en el diésel.

La evidencia tiene tres implicancias para la práctica de la autoridad de competencia. La primera se refiere a la delimitación del mercado geográfico. El umbral estimado respalda el radio de 3 kilómetros que la Fiscalía Nacional Económica (2021) ha considerado adecuado. Sin embargo, en las incumbentes ubicadas junto a autopistas la entrada no reduce el precio, lo que sugiere que para ellas un radio fijo no es el criterio apropiado y que su mercado debiera definirse a lo largo del corredor vial. La segunda se refiere a las barreras a la entrada. Si la escasez de terrenos aptos y las exigencias de los planos reguladores documentadas por el Tribunal de Defensa de la Libre Competencia (2012) y la Fiscalía Nacional Económica (2021) impiden una apertura, las incumbentes a menos de 3 kilómetros mantienen precios mayores de forma persistente, de modo que la regulación de uso de suelo tiene consecuencias de competencia que debieran considerarse en su diseño. La tercera se refiere a la transparencia de precios. Luco (2019) muestra que la publicación obligatoria de precios en línea elevó los márgenes en este mismo mercado. Los resultados de este trabajo indican que, en presencia de esa transparencia, la entrada reduce sobre todo los precios de las estaciones más baratas. Esto es consistente con que la ganancia de la entrada sea mayor para los consumidores que comparan precios, en línea con lo que Fischer et al. (2025) encuentran para Alemania.

El estudio tiene las siguientes limitaciones. El supuesto de exogeneidad del momento de la entrada no puede verificarse directamente, y aunque los coeficientes previos a la entrada son pequeños en la especificación principal, en el diésel los precios del mercado local ya venían cayendo antes de la entrada por lo que parte del efecto estimado en esos casos podría reflejar una tendencia previa. El efecto posterior a la pandemia es menor y menos persistente, y este trabajo no logra identificar si ello responde a la madurez del mercado, a la menor frecuencia de actualización del MEPCO desde 2023 (Lemus & Luco, 2021) o a una composición distinta de las entradas. Por último, la base no contiene volúmenes de venta, lo que impide traducir las caídas de precio en ganancias de bienestar para los consumidores o identificar qué consumidores compran en las estaciones cuyos precios caen más.

Referencias

- Arcidiacono, P., Ellickson, P. B., Mela, C. F., & Singleton, J. D. (2020). The Competitive Effects of Entry: Evidence from Supercenter Expansion. *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(3), pp. 175-206. Consultado el 31 de julio de 2026, desde <https://www.jstor.org/stable/26921832>
- Bergantino, A. S., Capozza, C., & Intini, M. (2020). Empirical investigation of retail fuel pricing: The impact of spatial interaction, competition and territorial factors. *Energy Economics*, 90, 104876. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104876>
- Bernardo, V. (2018). The effect of entry restrictions on price: evidence from the retail gasoline market. *Journal of Regulatory Economics*, 53(1), 75-99. <https://doi.org/10.1007/s11149-017-9349-3>
- Borenstein, S. (1991). Selling Costs and Switching Costs: Explaining Retail Gasoline Margins. *The RAND Journal of Economics*, 22(3), 354-369. Consultado el 12 de agosto de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/2601052>
- Borusyak, K., Jaravel, X., & Spiess, J. (2024). Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation. *The Review of Economic Studies*, 91(6), 3253-3285. <https://doi.org/10.1093/restud/rdae007>
- Bresnahan, T. F., & Reiss, P. C. (1991). Entry and Competition in Concentrated Markets. *Journal of Political Economy*, 99(5), 977-1009. Consultado el 3 de agosto de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/2937655>
- Byrne, D. P., & de Roos, N. (2017). CONSUMER SEARCH IN RETAIL GASOLINE MARKETS*. *The Journal of Industrial Economics*, 65(1), 183-193. Consultado el 12 de agosto de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/26627681>
- Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. (2021). Difference-in-Differences with multiple time periods [Themed Issue: Treatment Effect 1]. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- Cardoso, L. C., Uchôa, C. F. A., Huamani, W., Just, D. R., & Gomez, R. V. (2022). Price effects of spatial competition in retail fuel markets: the impact of a new rival nearby. *Papers in Regional Science*, 101(1), 81-106. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/pirs.12645>
- Castillo, P. (2018). *Competencia en la distribución minorista de combustibles líquidos: explorando la dimensión espacial* [Tesis de Magíster en Economía Aplicada]. Universidad de Chile.
- Chandra, A., & Tappata, M. (2011). Consumer search and dynamic price dispersion: an application to gasoline markets. *The RAND Journal of Economics*, 42(4), 681-704. Consultado el 12 de agosto de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/23208728>

- Chernozhukov, V., Fernández-Val, I., & Melly, B. (2013). INFERENCE ON COUNTERFACTUAL DISTRIBUTIONS. *Econometrica*, 81(6), 2205-2268. Consultado el 13 de agosto de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/23524318>
- Clemen, G., & Gugler, K. (2006). Locational choice and price competition: some empirical results for the Austrian retail gasoline market. *Empirical Economics*, 31(2), 291-312. <https://doi.org/10.1007/s00181-005-0016-7>
- Conley, T. (1999). GMM estimation with cross sectional dependence. *Journal of Econometrics*, 92(1), 1-45. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00084-0](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00084-0)
- Davis, L. W., McRae, S., & Seira, E. (2025). Competitive Effects of Entry in Gasoline Markets. *The Journal of Industrial Economics*, 73(4), 589-607. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/joie.12418>
- de Chaisemartin, C., & D'Haultfoeulle, X. (2020). Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*, 110(9), 2964-96. <https://doi.org/10.1257/aer.20181169>
- Eckert, A. (2013). Empirical Studies Of Gasoline Retailing: A Guide To The Literature. *Journal of Economic Surveys*, 27(1), 140-166. <https://doi.org/j.1467-6419.2011.00698.x>
- Fiscalía Nacional Económica. (2021, 22 de diciembre). *Informe de Archivo. Investigación Rol N°2615-20* (Informe). Fiscalía Nacional Económica.
- Fiscalía Nacional Económica. (2025, 7 de enero). *Informe de Archivo. Investigación Rol N°2538-19* (Informe). Fiscalía Nacional Económica.
- Fischer, K., Martin, S., & Schmidt-Dengler, P. (2025). The Heterogeneous Effects of Entry on Prices. *Journal of the European Economic Association*, jvaf061. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvaf061>
- Gardner, J., Thakral, N., Tô, L. T., & Yap, L. (2024). *Two-Stage Difference-in-Differences* [Documento de trabajo].
- Genakos, C., & Pagliero, M. (2022). Competition and Pass-Through: Evidence from Isolated Markets. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(4), 35-57. <https://doi.org/10.1257/app.20200863>
- Haucap, J., Heimeshoff, U., & Siekmann, M. (2017). Fuel Prices and Station Heterogeneity on Retail Gasoline Markets. *The Energy Journal*, 38(6), 81-104. Consultado el 12 de agosto de 2026, desde <https://www.jstor.org/stable/26534391>
- Hotelling, H. (1929). Stability in Competition. *The Economic Journal*, 39(153), 41-57. Consultado el 31 de julio de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/2224214>
- Houde, J.-F. (2005, noviembre). *Entry and Exit in a Price Regulated Industry: Gasoline Retailing in Québec* [Documento de trabajo, Queen's University].
- Houde, J.-F. (2012). Spatial Differentiation and Vertical Mergers in Retail Markets for Gasoline. *American Economic Review*, 102(5), 2147-82. <https://doi.org/10.1257/aer.102.5.2147>

- Kihm, A., Ritter, N., & Vance, C. (2016). Is the German Retail Gasoline Market Competitive? A Spatial-Temporal Analysis Using Quantile Regression. *Land Economics*, 92(4), 718-736. Consultado el 12 de agosto de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/24773570>
- Koh, K., Jeon, S., & Lee, J. (2022). The effects of price competition on firms' operations and market price: Evidence from a retail gasoline market. *Energy Economics*, 108, 105889. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105889>
- Lemus, J., & Luco, F. (2021). Price Leadership and Uncertainty About Future Costs. *The Journal of Industrial Economics*, 69(2), 305-337. <https://doi.org/10.1111/joie.12248>
- Lewis, M. (2008). Price Dispersion and Competition with Differentiated Sellers. *The Journal of Industrial Economics*, 56(3), 654-678. Consultado el 12 de agosto de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/25483428>
- Luco, F. (2019). Who Benefits from Information Disclosure? The Case of Retail Gasoline. *American Economic Journal: Microeconomics*, 11(2), 277-305. <https://doi.org/10.1257/mic.20170110>
- Rambachan, A., & Roth, J. (2023). A More Credible Approach to Parallel Trends. *The Review of Economic Studies*, 90(5), 2555-2591. <https://doi.org/10.1093/restud/rdad018>
- Salop, S. C. (1979). Monopolistic Competition with Outside Goods. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 141-156. Consultado el 31 de julio de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/3003323>
- Sen, A. (2003). Higher prices at Canadian gas pumps: international crude oil prices or local market concentration? An empirical investigation. *Energy Economics*, 25(3), 269-288. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(02\)00097-X](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-9883(02)00097-X)
- Solís, C. (2025). *Dispersión de precios en el mercado minorista de gasolina en Chile: una primera aproximación enfocada en los costos de búsqueda* [Tesis de Magíster en Análisis Económico]. Universidad de Chile.
- Stigler, G. J. (1961). The Economics of Information. *Journal of Political Economy*, 69(3), 213-225. Consultado el 12 de agosto de 2026, desde <http://www.jstor.org/stable/1829263>
- Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175-199. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
- Taylor, R. B., & Muehlegger, E. (2026, abril). *The Effects of Competition in the Retail Gasoline Industry* (Working Paper N.º 33569) (Versión revisada de marzo de 2025). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w33569>
- Tribunal de Defensa de la Libre Competencia. (2012, 26 de abril). *Resolución N°39/2012. Consulta de Organización Terpel Chile S.A. y Quiñenco S.A. relativa a la adquisición de los activos de Petróleos Transandinos S.A. y Operaciones y Servicios*

Terpel Limitada, Rol NC N°399-11 (Resolución). Tribunal de Defensa de la Libre Competencia.

Van Meerbeeck, W. (2003). Competition and Local Market Conditions on the Belgian Retail Gasoline Market. *De Economist*, 151(4), 369-388. <https://doi.org/10.1023/B:ECOT.0000006590.66223.9a>

A. Modelo teórico

A partir de Hotelling (1929) se ha desarrollado una amplia literatura de competencia espacial, cuyo modelo más conocido es el modelo circular de Salop (1979). A modo de motivación de las hipótesis a testear se presenta el modelo desarrollado y testeado por Clemenz y Gugler (2006) para el mercado de minorista de gasolina en Austria. Un rasgo central de la competencia espacial pura es que cada consumidor compra en la estación donde su costo total, compuesto por el precio más los costos de transporte en que incurre, es menor. En consecuencia, cada estación tiene un “monopolio local” cuyo tamaño geográfico depende de los precios que cobran sus competidoras más cercanas y de los costos de transporte de los consumidores, de modo que el precio que una estación puede cobrar es creciente en la distancia a sus competidoras más cercanas y en los costos de transporte.

Denotando por D la densidad de población, V el número de automóviles per cápita, T los costos de transporte de los consumidores, C alguna medida de concentración de mercado, S la densidad de estaciones y c el costo marginal, Clemenz y Gugler (2006) resumen los determinantes de la densidad de estaciones y del precio de equilibrio en

$$\begin{aligned} S &= S(D, V, T, C, \dots), \quad \frac{\partial S}{\partial D} > 0, \quad \frac{\partial^2 S}{\partial D^2} < 0, \quad \frac{\partial S}{\partial V} > 0, \quad \frac{\partial^2 S}{\partial V^2} < 0, \quad \frac{\partial S}{\partial T} > 0, \quad \frac{\partial S}{\partial C} = ? \\ P &= P(S, T, c, C, \dots), \quad \frac{\partial P}{\partial S} < 0, \quad \frac{\partial P}{\partial T} > 0, \quad \frac{\partial P}{\partial c} > 0, \quad \frac{\partial P}{\partial C} = ? \end{aligned} \quad (7)$$

donde se asume que las decisiones de entrada preceden a la competencia en precios, es decir, la densidad de estaciones está predeterminada respecto del precio.

Para ilustrar las ecuaciones (7) y (1), Clemenz y Gugler (2006) utilizan el modelo de competencia espacial de Salop (1979). Supóngase un continuo de consumidores de medida N , distribuidos uniformemente en un círculo de circunferencia L , con densidad N/L . Cada consumidor compra una unidad del bien en la estación donde su costo total es menor. Sea Z_j la ubicación del consumidor j y z_i la ubicación de la estación i . Los costos de transporte están dados por

$$T_{ji} = \tau |Z_j - z_i|^\beta, \quad (8)$$

donde $|Z_j - z_i|$ es la longitud del arco más corto que une Z_j y z_i en el círculo, y τ y β son parámetros estrictamente positivos, con $\beta \geq 1$. Supóngase ahora que hay n estaciones idénticas, equidistantes en el círculo, de modo que la distancia entre dos estaciones sucesivas es L/n , y que el costo marginal de cada estación es c . En un equilibrio simétrico el precio está dado por

$$P^* = c + \beta 2^{1-\beta} \tau (n/L)^{-\beta}.$$

Nótese que n/L corresponde a S , la densidad de estaciones, por lo que (2) es un caso especial de (1). Denotando por K el costo fijo de entrada, el beneficio de equilibrio π^*

puede escribirse como función del número de firmas:

$$\pi^*(n) = N\beta 2^{1-\beta} \tau L^\beta n^{-\beta-1} - K. \quad (9)$$

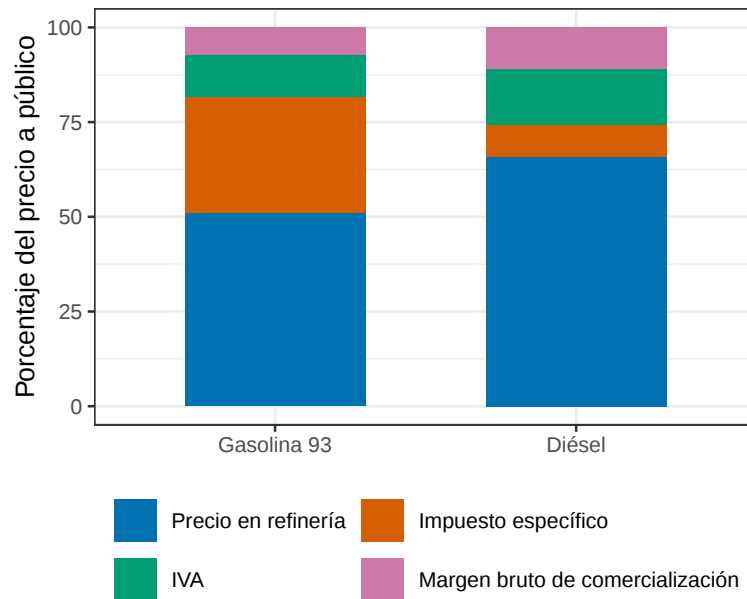
En el modelo completo las decisiones de entrada ocurren en una primera etapa y la competencia en precios en una segunda. Se asume que relocalizar una estación no tiene costo, y puede mostrarse que en equilibrio las estaciones quedan equidistantes, como se supuso arriba. La entrada ocurre mientras (9) siga siendo no negativo al entrar una firma adicional. El número de equilibrio de firmas por unidad de distancia es

$$n^e/L = \left(\frac{\beta 2^{1-\beta} \tau N}{K} \frac{N}{L} \right)^{\frac{1}{1+\beta}}. \quad (10)$$

Nuevamente, N/L corresponde a la densidad de población D , por lo que (10) puede considerarse un caso especial de (7).

B. Figuras

Figura 13: Estructura del precio a público de la gasolina 93 y el diésel en 2021

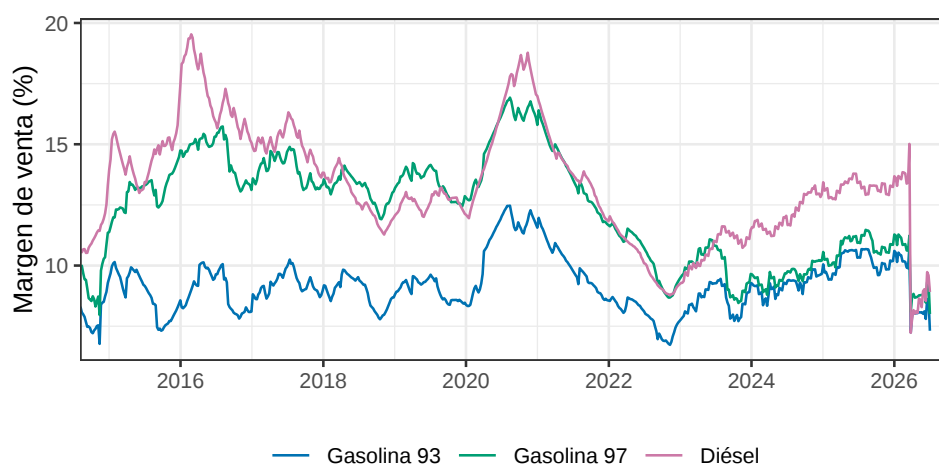


Fuente: CNE. Promedio de los desgloses mensuales de 2021 para la Región Metropolitana. En 2021 el FEPP no aplica a la 93 ni al diésel (rige el MEPCO), y el impuesto específico incluye su componente variable.

La Figura 15 reporta la especificación principal en la ventana 2012 a 2026 con tres estimaciones de la varianza: errores agrupados por comuna, y errores de Conley (1999) con corte de 2 y 5 kilómetros. Los coeficientes son idénticos entre las tres, solo cambian los intervalos de confianza.

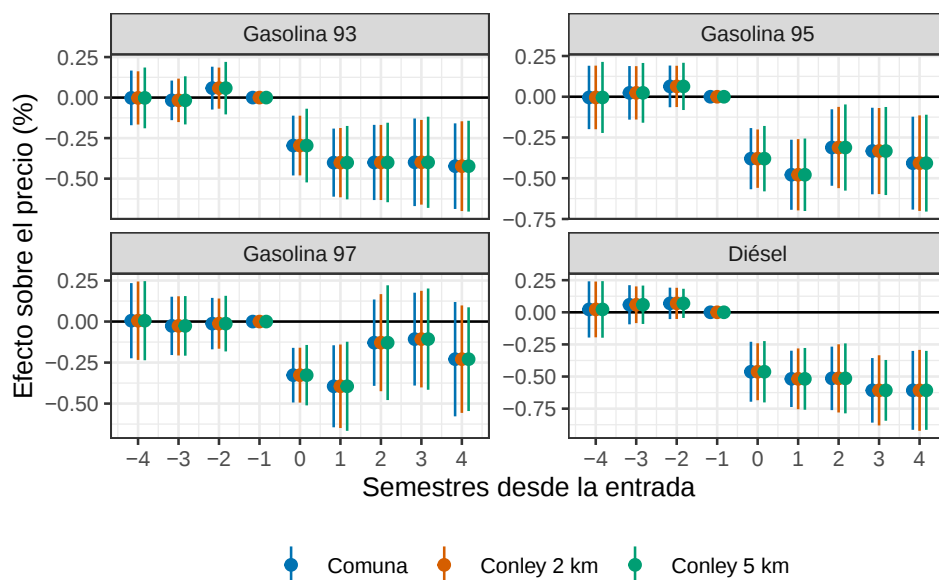
La Figura 16 repite el estudio de eventos principal con el diseño temporal de Fischer et al. (2025): panel semanal, semana de la entrada, bins de 26 semanas y cohortes trimestrales en Sun y Abraham (2021). Los datos no permiten un panel diario, pues las estaciones reportan en promedio una vez por semana. Los coeficientes difieren en 0,04 puntos o menos de los mensuales. El efecto del primer semestre es algo menor en las gasolinas y el resto de los bins coincide.

Figura 14: Margen de venta por litro para gasolinas y diésel desde 2012 a 2026 en Chile



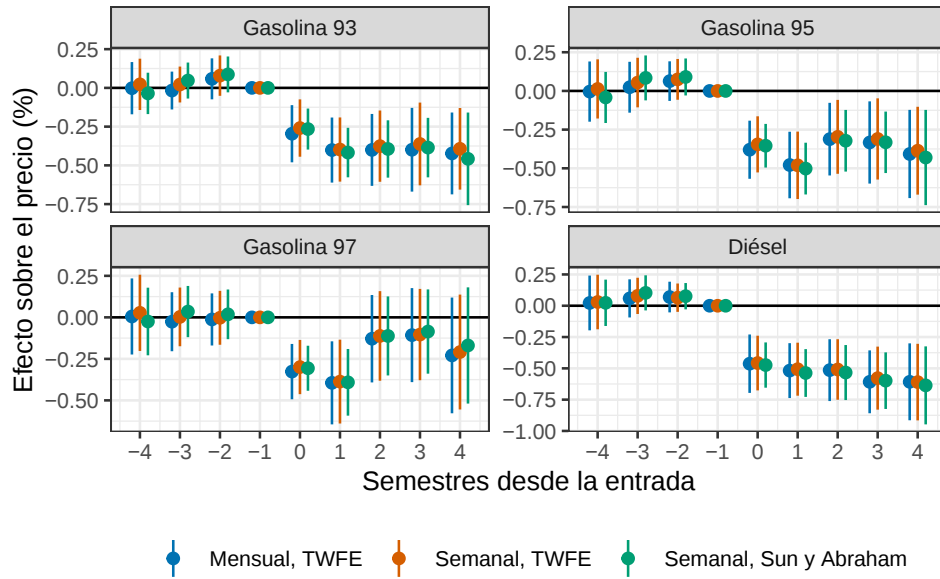
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl y costos mayoristas con MEPCO. Margen = $(\text{precio} - \text{precio mayorista con MEPCO}) / \text{precio}$. Promedio simple semanal entre estaciones. Gasolina 95 no se incluye pues el Ministerio de Hacienda no los dispone

Figura 15: Estudio de eventos con errores agrupados por comuna y de Conley



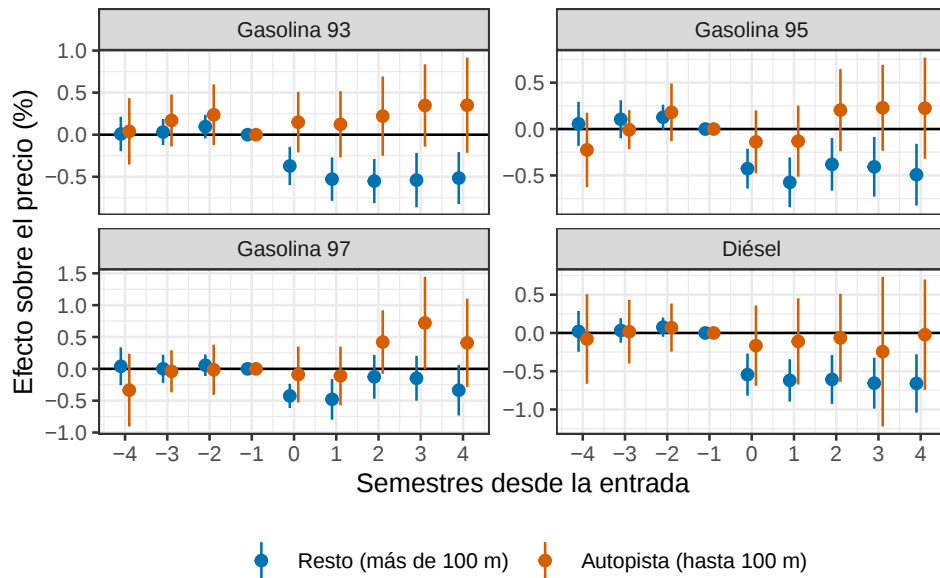
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio $\times 100$. Intervalos al 95% con errores agrupados por comuna y de Conley (1999) con kernel uniforme y corte de 2 y 5 km. Bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1 . Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km.

Figura 16: Estudio de eventos en panel mensual y semanal



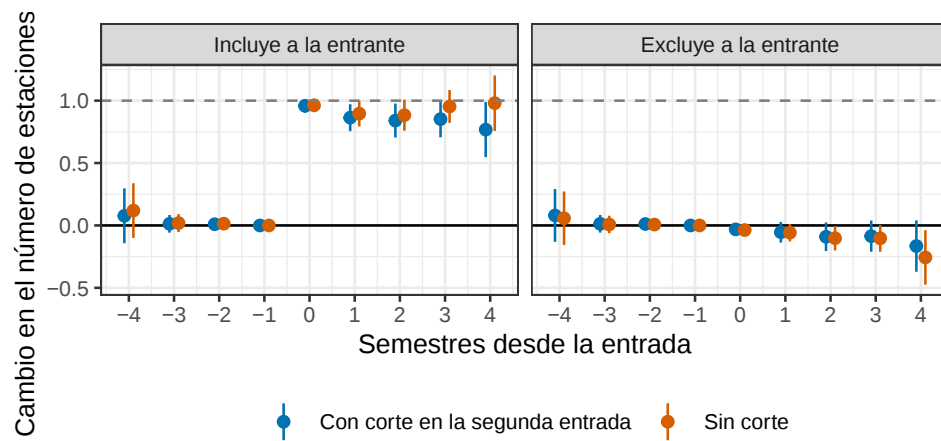
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio $\times 100$. Mensual: especificación principal. Semanal: semana de la entrada, bins de 26 semanas, efecto fijo de semana y, en Sun y Abraham (2021), cohortes trimestrales, en gasolina 95 se excluye de este estimador una cohorte de dos estaciones cuyos coeficientes no están identificados. Extremos agrupados, referencia en -1 . Efectos fijos de estación, región $\times$ año y marca $\times$ año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km.

Figura 17: Estudio de eventos en estaciones de autopista y en el resto



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl y red vial del MOP. Log del precio $\times 100$. Tiempo desde la entrada interactuado con cada grupo en una sola regresión. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1 . Mismas definiciones, muestra y efectos fijos que la Tabla 9. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna.

Figura 18: Efecto de la entrada sobre el número de estaciones del mercado local



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Estudio de eventos sobre el número de estaciones con registro a 2 km o menos de la incumbente, incluyendo y excluyendo a la entrante, con y sin el corte de la muestra en la segunda entrada. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1 . La línea discontinua marca una estación adicional. Efectos fijos de estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km.

C. Tablas

Cuadro 3: Composición de la muestra, ventana 2012 a 2026

	N
Estaciones observadas (2012–2026)	2021
presentes en 2012 (incumbentes)	1538
entrantes posteriores a 2012	483
Entradas registradas	483
cohortes focales (2014 en adelante)	404
Tratadas (entrada competidora a 2 km o menos)	849
Excluidas (entrada entre 2 y 3 km)	261
Control amplio (sin entradas a 3 km o menos)	911
control estricto (sin entradas a 5 km o menos)	662
Muestra de estimación, gasolina 93	
tratadas	501
control amplio	569
control estricto	373

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl.

La Tabla 11 compara el margen de este trabajo, precio de venta menos el costo mayorista con MEPCO, con el margen contable que la Fiscalía Nacional Económica (2021) calcula para Copec, Petrobras y Shell en anillos de un kilómetro en torno a la ex estación Sesa de Av. Tobalaba 1895, entre agosto de 2018 y julio de 2019. El margen de este trabajo es parecido entre las tres marcas, entre 62 y 83 pesos por litro. El margen contable es menor en todas, y la diferencia es mayor en Shell y Petrobras (unos 40 pesos) que en Copec (unos 20 pesos). Como el precio de venta es casi igual entre marcas, la diferencia viene del costo: los costos de flete y almacenamiento son relevantes y no están incluidos en la referencia del MEPCO, y Copec tiene un costo de adquisición importantemente menor que el de sus competidoras, al menos en el mercado de este ejercicio.

Cuadro 4: Estudio de eventos por grupo de control, gasolina 93

	Control >3 km (1)	Control >5 km (2)
≤ -4	0.038 (0.088)	-0.002 (0.086)
-3	-0.010 (0.062)	-0.017 (0.062)
-2	0.065 (0.066)	0.058 (0.067)
0	-0.312*** (0.091)	-0.296*** (0.094)
1	-0.430*** (0.104)	-0.401*** (0.107)
2	-0.426*** (0.109)	-0.400*** (0.118)
3	-0.435*** (0.130)	-0.399*** (0.138)
≥ 4	-0.479*** (0.130)	-0.423*** (0.135)
Tratadas	501	501
Controles	569	373
Observaciones	155,289	124,427
Estación	Sí	Sí
Mes	Sí	Sí
Región $\times$ año	Sí	Sí
Marca $\times$ año	Sí	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio $\times$ 100. Control >3 km: estaciones sin entradas a menos de 3 km (amplio), control >5 km: sin entradas a menos de 5 km (estricto). Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$. Bins de seis meses desde la entrada, referencia en -1 .

Cuadro 5: Estudio de eventos por grupo de control, gasolina 97

	Control >3 km (1)	Control >5 km (2)
≤ -4	0.059 (0.137)	0.005 (0.117)
-3	-0.025 (0.088)	-0.026 (0.091)
-2	-0.025 (0.078)	-0.013 (0.080)
0	-0.320*** (0.080)	-0.327*** (0.085)
1	-0.401*** (0.123)	-0.395*** (0.128)
2	-0.155 (0.123)	-0.129 (0.134)
3	-0.176 (0.127)	-0.107 (0.144)
≥ 4	-0.301** (0.148)	-0.229 (0.178)
Tratadas	471	471
Controles	500	313
Observaciones	135,630	107,247
Estación	Sí	Sí
Mes	Sí	Sí
Región $\times$ año	Sí	Sí
Marca $\times$ año	Sí	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio $\times$ 100. Control >3 km: estaciones sin entradas a menos de 3 km (amplio), control >5 km: sin entradas a menos de 5 km (estricto). Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$. Bins de seis meses desde la entrada, referencia en -1 .

Cuadro 6: Estudio de eventos por grupo de control, diésel

	Control >3 km (1)	Control >5 km (2)
≤ -4	0.008 (0.106)	0.022 (0.112)
-3	0.045 (0.073)	0.059 (0.078)
-2	0.056 (0.061)	0.069 (0.062)
0	-0.466*** (0.121)	-0.463*** (0.119)
1	-0.513*** (0.113)	-0.518*** (0.112)
2	-0.510*** (0.126)	-0.514*** (0.126)
3	-0.627*** (0.130)	-0.608*** (0.128)
≥ 4	-0.623*** (0.151)	-0.608*** (0.157)
Tratadas	506	506
Controles	579	383
Observaciones	157,326	126,393
Estación	Sí	Sí
Mes	Sí	Sí
Región $\times$ año	Sí	Sí
Marca $\times$ año	Sí	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio $\times$ 100. Control >3 km: estaciones sin entradas a menos de 3 km (amplio), control >5 km: sin entradas a menos de 5 km (estricto). Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$. Bins de seis meses desde la entrada, referencia en -1 .

Cuadro 7: Estudio de eventos por especificación de efectos fijos, gasolina 97

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
≤ -4	-5.164*** (1.118)	0.260 (0.234)	0.298 (0.190)	0.083 (0.121)	0.005 (0.117)
-3	-1.625* (0.918)	0.218* (0.115)	0.189* (0.114)	0.006 (0.091)	-0.026 (0.091)
-2	-0.512 (0.753)	0.159 (0.099)	0.136 (0.095)	-0.001 (0.080)	-0.013 (0.080)
0	-0.626 (0.803)	-0.375*** (0.098)	-0.377*** (0.093)	-0.320*** (0.088)	-0.327*** (0.085)
1	-0.742 (1.010)	-0.530*** (0.178)	-0.508*** (0.166)	-0.381*** (0.130)	-0.395*** (0.128)
2	-1.162 (1.408)	-0.285 (0.179)	-0.236 (0.159)	-0.110 (0.134)	-0.129 (0.134)
3	0.004 (1.544)	-0.220 (0.176)	-0.154 (0.149)	-0.093 (0.148)	-0.107 (0.144)
≥ 4	21.161*** (1.679)	-0.356 (0.309)	-0.356** (0.179)	-0.211 (0.182)	-0.229 (0.178)
Tratada	-10.126*** (1.664)	-1.430*** (0.381)			
Tratadas	472	472	471	471	471
Controles	318	318	313	313	313
Observaciones	107,258	107,258	107,252	107,252	107,247
Mes	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Estación	No	No	Sí	Sí	Sí
Región $\times$ año	No	No	No	Sí	Sí
Marca $\times$ año	No	No	No	No	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Panel mensual 2012 a 2026, log del precio $\times$ 100. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$. Bins de seis meses desde la entrada, referencia en -1 . Tratada: estación con una entrada competidora a 2 km o menos, control: estación sin entradas a menos de 5 km. Sin efecto fijo de estación (columnas 1 y 2) se controla por el indicador de tratada. Tratadas y controles: estaciones que usa cada modelo, sin los singletons.

Cuadro 8: Estudio de eventos por especificación de efectos fijos, diésel

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
≤ -4	-3.616* (1.942)	0.183 (0.275)	0.099 (0.139)	0.044 (0.121)	0.022 (0.112)
-3	-0.077 (1.735)	0.144 (0.103)	0.114 (0.092)	0.060 (0.077)	0.059 (0.078)
-2	0.691 (1.056)	0.108* (0.063)	0.096 (0.060)	0.070 (0.062)	0.069 (0.062)
0	-2.898** (1.290)	-0.501*** (0.141)	-0.520*** (0.132)	-0.478*** (0.121)	-0.463*** (0.119)
1	-4.550** (2.013)	-0.576*** (0.140)	-0.553*** (0.117)	-0.542*** (0.111)	-0.518*** (0.112)
2	-6.113** (2.624)	-0.617*** (0.180)	-0.508*** (0.130)	-0.538*** (0.128)	-0.514*** (0.126)
3	-4.353* (2.589)	-0.723*** (0.200)	-0.549*** (0.150)	-0.628*** (0.134)	-0.608*** (0.128)
≥ 4	27.296*** (2.353)	-0.947*** (0.304)	-0.628*** (0.178)	-0.666*** (0.165)	-0.608*** (0.157)
Tratada	-12.444*** (2.239)	-1.558*** (0.409)			
Tratadas	506	506	506	506	506
Controles	385	385	383	383	383
Observaciones	126,402	126,402	126,400	126,400	126,393
Mes	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Estación	No	No	Sí	Sí	Sí
Región $\times$ año	No	No	No	Sí	Sí
Marca $\times$ año	No	No	No	No	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Panel mensual 2012 a 2026, log del precio $\times$ 100. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$. Bins de seis meses desde la entrada, referencia en -1 . Tratada: estación con una entrada competidora a 2 km o menos, control: estación sin entradas a menos de 5 km. Sin efecto fijo de estación (columnas 1 y 2) se controla por el indicador de tratada. Tratadas y controles: estaciones que usa cada modelo, sin los singletons.

Cuadro 9: Efecto de la entrada en estaciones de autopista y en el resto

	Gasolina 93 (1)	Gasolina 95 (2)	Gasolina 97 (3)	Diésel (4)
Entrada	-0.526*** (0.138)	-0.544*** (0.149)	-0.371*** (0.142)	-0.660*** (0.162)
Entrada × autopista	0.756*** (0.219)	0.832*** (0.229)	0.933*** (0.248)	0.644* (0.383)
Efecto en autopista	0.230 (0.194)	0.287 (0.200)	0.562** (0.256)	-0.016 (0.360)
Tratadas resto	377	379	352	381
Tratadas autopista	48	48	46	48
Controles	373	375	313	383
Observaciones	113,466	112,886	96,934	115,229
Estación	Sí	Sí	Sí	Sí
Mes	Sí	Sí	Sí	Sí
Región × año	Sí	Sí	Sí	Sí
Marca × año	Sí	Sí	Sí	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl y red vial del MOP. Log del precio × 100. Autopista: incumbente a 100 m o menos del eje de la red vial primaria del MOP (clase 1). Entrada: efecto en el resto de las incumbentes, entrada × autopista: diferencia entre ambos grupos, efecto en autopista: suma de ambos, con su error estándar. Se excluyen las tratadas cuya entrante está a 100 m o menos de la red (77 de 506). Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km.

Cuadro 10: Efecto de la entrada sobre los precios del mercado local

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
Percentil 90	-0.291*** (0.111)	-0.242* (0.124)	-0.028 (0.164)	-0.457*** (0.124)
Mediana	-0.577*** (0.123)	-0.503*** (0.142)	0.103 (0.215)	-0.692*** (0.136)
Percentil 10	-0.617*** (0.128)	-0.571*** (0.152)	-0.003 (0.230)	-0.643*** (0.144)
Tratadas	445	449	397	451
Controles	191	188	161	191
Observaciones	88,888	88,726	75,067	89,529

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. ATT de Sun y Abraham en % del cuantil del mercado (log del percentil 90, la mediana y el percentil 10 de los precios × 100). El mercado es el de la estación focal y estaciones con precio a 2 km o menos en el mes, incluida la entrante. Mercados con al menos una competidora en promedio antes de la entrada. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Controles son estaciones sin entradas a menos de 5 km. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01.

Cuadro 11: Margen de este trabajo y margen contable de la FNE en torno a la ex estación Sesa

Anillo	Copec		Petrobras		Shell	
	Este trabajo	FNE	Este trabajo	FNE	Este trabajo	FNE
0–1 km	9.4 % (62)	5–10 % (40–50)	–	–	9.4 % (62)	0–5 % (20–30)
1–2 km	9.9 % (66)	5–10 % (50–60)	–	–	9.5 % (63)	0–5 % (20–30)
2–3 km	10.4 % (69)	5–10 % (40–50)	9.6 % (63)	0–5 % (20–30)	10.6 % (71)	0–5 % (20–30)
3–4 km	10.7 % (71)	5–10 % (40–50)	11.0 % (74)	0–5 % (20–30)	10.2 % (68)	0–5 % (20–30)
4–5 km	12.2 % (83)	5–10 % (50–60)	10.2 % (68)	5–10 % (30–40)	10.5 % (71)	0–5 % (20–30)

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl, costo mayorista con MEPCO y Fiscalía Nacional Económica (2021), Tabla N.º 4. Margen porcentual sobre el precio de venta y, entre paréntesis, en pesos por litro, agosto de 2018 a julio de 2019. Este trabajo: precio menos costo mayorista con MEPCO, promedio simple de estación-mes de las gasolinas 93 y 97 y el diésel ponderadas por su participación nacional en volumen. FNE: ingresos menos costo de adquisición (precio de ENAP, impuesto específico, almacenamiento y transporte) sobre ingresos de las ventas minoristas de los cuatro combustibles, reportado en rangos. – indica que no hay estaciones de la marca en el anillo.

Cuadro 12: Sensibilidad del estudio de eventos principal, Rambachan y Roth (2023)

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
<i>Impacto (meses 0 a 5)</i>				
Estimador	-0.296	-0.380	-0.327	-0.463
IC 95 %	[-0.480, -0.111]	[-0.568, -0.192]	[-0.493, -0.160]	[-0.696, -0.229]
$\bar{M}$ de quiebre	1.00	1.75	1.25	2.25
<i>Meses 6 a 11</i>				
Estimador	-0.401	-0.479	-0.395	-0.518
IC 95 %	[-0.611, -0.191]	[-0.694, -0.264]	[-0.645, -0.144]	[-0.737, -0.299]
$\bar{M}$ de quiebre	0.75	1.00	0.75	1.00
Tratadas	501	503	471	506
Controles	373	375	313	383

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Restricción de magnitudes relativas de Rambachan y Roth (2023) sobre el estudio de eventos principal ($\log$ del precio $\times 100$). Estimador e intervalo de confianza al 95 % convencional del bin indicado. $\bar{M}$ de quiebre: mayor $\bar{M}$ de la grilla de 0,25 a 3 con el que el intervalo robusto al 95 % excluye el cero. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km. Errores estándar agrupados por comuna.

Cuadro 13: Sensibilidad del estudio de eventos sobre los precios del mercado local, Rambachan y Roth (2023)

	Con entrante			Sin entrante		
	Percentil 90	Mediana	Percentil 10	Percentil 90	Mediana	Percentil 10
<i>Gasolina 93</i>						
Impacto (meses 0 a 5)	0.25	0.50	1.00	0.25	0.25	0.50
Meses 6 a 11	<0.25	0.75	0.75	0.25	0.75	0.50
<i>Gasolina 95</i>						
Impacto (meses 0 a 5)	0.75	1.00	1.75	1.00	1.00	1.25
Meses 6 a 11	0.50	0.75	1.00	0.50	0.75	0.75
<i>Gasolina 97</i>						
Impacto (meses 0 a 5)	<0.25	0.25	1.50	0.25	0.75	1.00
Meses 6 a 11	<0.25	0.25	0.75	<0.25	0.25	0.50
<i>Diésel</i>						
Impacto (meses 0 a 5)	0.50	1.25	1.25	0.50	1.25	0.75
Meses 6 a 11	0.25	1.00	0.50	0.25	0.75	0.50

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. $\bar{M}$ de quiebre de Rambachan y Roth (2023), restricción de magnitudes relativas, sobre el estudio de eventos TWFE del log del percentil 90, la mediana y el percentil 10 de los precios del mercado local. Con entrante incluye a la estación que abre, sin entrante la excluye. Mayor $\bar{M}$ de la grilla de 0,25 a 3 con el que el intervalo robusto al 95% excluye el cero. Mercados de 2 km con al menos una competidora antes de la entrada. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km. Errores estándar agrupados por comuna.

Cuadro 14: Placebo con fechas de entrada falsas asignadas al grupo de control

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
<i>Todo el grupo de control (386 estaciones)</i>				
ATT placebo medio	0.003	0.003	-0.001	0.008
Desviación estándar de la distribución	0.106	0.097	0.119	0.132
Error estándar agrupado medio	0.103	0.092	0.111	0.133
Cociente error estándar / desviación	0.98	0.95	0.93	1.01
Intervalo del 95 % de la distribución	[-0.215; 0.210]	[-0.190; 0.184]	[-0.247; 0.214]	[-0.237; 0.261]
Tasa de rechazo al 5 %	0.056	0.064	0.066	0.042
Valor p por aleatorización del ATT real	0.002	0.000	0.034	0.000
<i>Mitad más densa del grupo de control (194 estaciones)</i>				
ATT placebo medio	0.006	0.006	0.018	0.008
Desviación estándar de la distribución	0.127	0.131	0.138	0.159
Error estándar agrupado medio	0.114	0.119	0.124	0.146
Cociente error estándar / desviación	0.90	0.91	0.90	0.92
Intervalo del 95 % de la distribución	[-0.254; 0.229]	[-0.259; 0.244]	[-0.244; 0.275]	[-0.313; 0.311]
Tasa de rechazo al 5 %	0.080	0.064	0.080	0.068
Valor p por aleatorización del ATT real	0.000	0.000	0.074	0.000
ATT real	-0.397*** (0.111)	-0.404*** (0.118)	-0.243** (0.119)	-0.587*** (0.128)

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. 500 réplicas por grupo. En cada una se sortea como falsamente tratada la misma proporción de estaciones que en la muestra real, con cohortes y desfases a la segunda entrada sacados de sus distribuciones reales, y se estima el efecto estático de la especificación principal ($\log$ del precio $\times 100$). Grupo de control: estaciones sin entradas a menos de 5 km, mitad más densa: estaciones con número de competidoras a 2 km o menos sobre la mediana del grupo. Error estándar agrupado medio: promedio del error agrupado por comuna entre réplicas, desviación estándar: dispersión de los 500 estimadores. Tasa de rechazo: proporción de réplicas con $p < 0,05$. Valor p por aleatorización: proporción de réplicas cuyo efecto iguala o supera en magnitud al efecto real. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$.

Cuadro 15: Estudio de eventos con TWFE y Sun y Abraham, ventana 2014 a 2019

	Gasolina 93		Gasolina 95		Gasolina 97		Diésel	
	TWFE	SA	TWFE	SA	TWFE	SA	TWFE	SA
≤ -4	0.127 (0.143)	0.143 (0.091)	0.255 (0.186)	0.320*** (0.106)	0.309 (0.213)	0.521*** (0.154)	0.149 (0.152)	0.206* (0.119)
-3	0.090 (0.129)	0.112 (0.109)	0.187 (0.151)	0.222** (0.113)	0.235* (0.136)	0.325*** (0.101)	0.111 (0.160)	0.119 (0.140)
-2	0.134 (0.112)	0.156* (0.086)	0.139 (0.108)	0.161** (0.078)	0.161 (0.118)	0.213*** (0.078)	0.117 (0.103)	0.131 (0.087)
0	-0.430*** (0.151)	-0.444*** (0.122)	-0.570*** (0.168)	-0.586*** (0.134)	-0.583*** (0.169)	-0.618*** (0.124)	-0.623*** (0.153)	-0.650*** (0.125)
1	-0.616*** (0.164)	-0.617*** (0.123)	-0.746*** (0.197)	-0.749*** (0.142)	-0.713*** (0.207)	-0.734*** (0.133)	-0.811*** (0.188)	-0.851*** (0.154)
2	-0.710*** (0.199)	-0.699*** (0.172)	-0.701*** (0.254)	-0.710*** (0.228)	-0.490* (0.251)	-0.526** (0.211)	-0.842*** (0.238)	-0.854*** (0.197)
3	-0.618*** (0.170)	-0.619*** (0.102)	-0.702*** (0.185)	-0.735*** (0.137)	-0.477*** (0.173)	-0.554*** (0.154)	-0.830*** (0.185)	-0.826*** (0.131)
≥ 4	-0.452*** (0.157)	-0.391*** (0.136)	-0.645*** (0.199)	-0.680*** (0.178)	-0.556** (0.247)	-0.691*** (0.215)	-0.771*** (0.205)	-0.704*** (0.206)
Tratadas	453	453	456	456	418	418	459	459
Controles	672	672	682	682	557	557	697	697
Observaciones	75,343	75,343	75,710	75,710	63,411	63,411	77,210	77,210

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2014 y cohortes de entrada de 2015 a 2019. Log del precio $\times 100$. SA: Sun y Abraham (2021) con cohortes mensuales y las nunca tratadas como referencia. Bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1 . Efectos fijos de estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$.

Cuadro 16: Estudio de eventos con TWFE y Sun y Abraham, ventana 2021 a 2026

	Gasolina 93		Gasolina 95		Gasolina 97		Diésel	
	TWFE	SA	TWFE	SA	TWFE	SA	TWFE	SA
≤ -4	-0.004 (0.121)	-0.018 (0.070)	-0.157* (0.091)	-0.171*** (0.065)	-0.275** (0.138)	-0.269*** (0.079)	-0.025 (0.124)	-0.024 (0.095)
-3	0.005 (0.071)	-0.011 (0.044)	-0.003 (0.064)	-0.014 (0.045)	0.015 (0.106)	0.022 (0.051)	0.087 (0.088)	0.080 (0.070)
-2	0.005 (0.061)	-0.003 (0.031)	-0.004 (0.072)	-0.007 (0.033)	-0.004 (0.109)	0.003 (0.036)	0.003 (0.075)	-0.003 (0.038)
0	-0.103 (0.088)	-0.128*** (0.043)	-0.097 (0.089)	-0.112*** (0.036)	-0.037 (0.069)	-0.054 (0.034)	-0.042 (0.074)	-0.056 (0.052)
1	-0.196* (0.101)	-0.230*** (0.060)	-0.202 (0.129)	-0.239*** (0.074)	-0.062 (0.075)	-0.109** (0.049)	-0.194 (0.147)	-0.215** (0.084)
2	-0.141 (0.126)	-0.175** (0.070)	-0.183 (0.162)	-0.221** (0.094)	0.049 (0.109)	-0.002 (0.056)	-0.127 (0.198)	-0.145 (0.134)
3	-0.039 (0.110)	-0.090 (0.075)	-0.049 (0.138)	-0.112 (0.096)	0.340** (0.159)	0.285** (0.139)	-0.067 (0.226)	-0.105 (0.156)
≥ 4	-0.010 (0.118)	0.089 (0.122)	-0.044 (0.148)	0.042 (0.101)	0.219* (0.118)	0.246*** (0.087)	-0.099 (0.196)	-0.047 (0.145)
Tratadas	195	195	196	196	180	180	199	199
Controles	1173	1173	1172	1172	1025	1025	1194	1194
Observaciones	75,570	75,570	75,364	75,364	67,073	67,073	76,987	76,987

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2021 y cohortes de entrada de 2022 a febrero de 2026. Log del precio $\times 100$. SA: Sun y Abraham (2021) con cohortes mensuales y las nunca tratadas como referencia. Bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1 . Efectos fijos de estación, mes, región $\times$ año y marca $\times$ año. Control: estaciones sin entradas a menos de 5 km. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$.