Efecto de la apertura de competidores sobre los precios en mercados locales*

Joaquín Martínez†

8 de noviembre de 2026

Resumen

Cuánto y hasta dónde disciplina una estación de servicio el precio de sus rivales es una pregunta central para la definición del mercado relevante. Este documento la estudia con 404 aperturas de estaciones en Chile entre 2014 y febrero de 2026. Con un estudio de eventos, estima que una competidora a 2 kilómetros o menos reduce alrededor de un 5 % de su margen. El resultado está impulsado fuertemente por la apertura de estaciones independientes, las que no pertenecen a Copec, Shell ni Aramco. Las independientes reducen el precio de las incumbentes en alrededor de un 1 %, sobre todo en la parte baja de la distribución de precios. Además, el calendario del Mecanismo de Estabilización de Precios de los Combustibles (MEPCO) permite medir el mercado local sin necesidad de entradas. En los días en que el costo no cambia, una estación sigue los cambios de precio de sus rivales solo dentro de los 2 kilómetros más cercanos.

Palabras clave: entrada, mercado relevante, combustibles, estaciones independientes, MEPCO.
Códigos JEL: L11, L13, L41, L81, D43.

*Agradezco especialmente a Paola Bordón por su guía, apoyo y paciencia en este proceso. Además quisiera agradecer a Alejandro Micco, José Manuel Paz y Miño, Pablo Muñoz y Joaquín Hidalgo por sus comentarios y provechosa discusión alrededor de esta investigación. Cualquier error es mi responsabilidad.

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

Declaraciones

Uso de inteligencia artificial. En la elaboración de esta tesis se utilizaron herramientas de inteligencia artificial generativa, específicamente Claude Opus 5.5. 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.

Conflicto de interés. El autor declara no tener conflicto de interés con el objeto de estudio.

Índice

1. **Introducción** 3

2. **Revisión de literatura** 5

3. **Contexto y datos** 7

4. **Estrategia de identificación** 15

5. **Resultados** 21

6. **Robustez y limitaciones** 32

7. **Conclusión** 38

A. **Un modelo simple de la entrada** 44

B. **Alcance espacial del efecto de la entrada** 45

C. **Ventanas antes y después de la pandemia** 46

D. **Figuras complementarias** 46

E. **Tablas complementarias** 58

1. Introducción

La definición del mercado relevante es una de las herramientas centrales de la libre competencia. En el análisis de una fusión o de la adquisición de estaciones de servicio (EDS), el mercado geográfico determina qué estaciones constituyen un traslape horizontal y, por lo tanto, dónde una operación podría reducir la competencia. En el caso de los combustibles líquidos, la Fiscalía Nacional Económica (FNE) ha delimitado el mercado geográfico con radios de kilómetros en torno a la estación (Fiscalía Nacional Económica, 2021). Sin embargo, en Chile la evidencia causal sobre el efecto de la entrada de una estación, sobre quién ejerce esa presión competitiva y sobre hasta dónde llega, es escasa.

Este documento estudia cuánto reducen su precio las estaciones incumbentes cuando abre una competidora, si ese efecto depende del tipo de estación que abre y hasta qué distancia llega la competencia entre estaciones. Dado que el combustible es un producto homogéneo y sus precios son públicos en la plataforma bencinaenlinea.cl, la diferenciación entre estaciones es principalmente espacial, y la respuesta de cada estación a los cambios de precio de sus rivales revela el tamaño de su mercado. Se encuentra que la entrada de una competidora a 2 kilómetros o menos reduce el precio de las incumbentes entre un 0,20 % y un 0,58 % según el combustible, alrededor de un 5 % de su margen. Pero ese efecto proviene casi por completo de las entrantes independientes, las que no pertenecen a Copec, Shell ni Aramco, que reducen el precio de las incumbentes en alrededor de un 1 %. Para delimitar el mercado relevante se usa, en cambio, la respuesta de las estaciones a los cambios de precio de sus rivales, y se encuentra que la competencia cotidiana entre estaciones se concentra en 2 kilómetros a la redonda.

Los modelos de diferenciación horizontal predicen que una entrada reduce el precio de las incumbentes (Salop, 1979). En la práctica, las estaciones abren donde los márgenes son altos, de modo que la relación entre el número de estaciones y los precios no identifica el efecto de la competencia (Bresnahan & Reiss, 1991). Aunque el lugar de la entrada sea endógeno, su momento es exógeno condicional a los efectos fijos (Arcidiacono et al., 2020). Bajo esta premisa, Davis et al. (2025), Fischer et al. (2026) y Taylor y Muehlegger (2026) encuentran caídas del margen de las incumbentes de entre un 6 % y un 7 % en Alemania, México y California. En Chile, Castillo (2018) encuentra que las estaciones con más rivales independientes cercanas cobran menos. La evidencia sobre el tamaño del mercado relevante en Chile proviene de Lagos (2018) y Henríquez et al. (2025). El primero evalúa la fusión entre Shell y Terpel y estima un mercado de unos 2 kilómetros, el segundo lo sitúa en 1,5 kilómetros observando la dinámica de precios en el Gran Santiago.

Este documento parte de esa literatura y hace dos aportes. El punto de partida es estimar el efecto de la entrada en Chile a partir de cientos de aperturas. Para ello aplica el estudio de eventos escalonado de Fischer et al. (2026), estimado con el estimador de Sun y Abraham

(2021), robusto a efectos heterogéneos entre cohortes, lo que permite contrastar con el caso chileno las magnitudes de Davis et al. (2025), Fischer et al. (2026) y Taylor y Muehlegger (2026). El primer aporte es mostrar que el efecto depende de quién entra. Separando el estudio de eventos según el tipo de entrante, en una misma regresión, se pone a prueba la evidencia de Castillo (2018) con un diseño que compara a cada incumbente consigo misma antes y después de una apertura, en el promedio y en toda la distribución de precios. El segundo es una medida del mercado relevante que no requiere que ocurra una entrada ni una fusión como la que estudia Lagos (2018). En Chile, el Mecanismo de Estabilización de Precios de los Combustibles (MEPCO) fija un costo mayorista de referencia nacional que cambia en días conocidos, entre dos actualizaciones un cambio de precio no responde al costo sino a la estación o a sus rivales. Con el registro de cambios de precio de la Comisión Nacional de Energía (CNE), se estima con qué probabilidad una estación sigue en 24 horas el cambio de una rival según la distancia entre ambas.

La caída del precio de las incumbentes equivale a unos cuatro pesos por litro, un 5,1 % del margen en la gasolina de 93 octanos y en el diésel, una magnitud parecida a la de Alemania. Como en Fischer et al. (2026), la entrada desplaza sobre todo la mitad baja de la distribución de precios. La entrada no reduce el precio de las estaciones ubicadas junto a autopistas, cuyo mercado se extendería a lo largo de la ruta. Ese efecto promedio, sin embargo, esconde que la respuesta de las incumbentes depende del tipo de estación que abre. Las entrantes independientes son pocas, solo 63 de las 192 que definen a las tratadas, y abren con precios bajo la media nacional. Cuando la entrante es independiente, el precio de las incumbentes cae un 1,1 % en la gasolina 93 y un 1,2 % en el diésel, su distribución de precios se desplaza sobre todo en su mitad baja y el efecto llega hasta unos 5 kilómetros. Cuando es de una de las tres grandes marcas, el precio no cambia. La diferencia entre ambos tipos no proviene de tendencias previas distintas, se mantiene al compararlos dentro de una misma región, cohorte o tipo de incumbente y no depende de ninguna entrante en particular. El mercado relevante se delimita con la respuesta a los cambios de precio de las rivales. En el régimen semanal del MEPCO, una estación de otra marca a menos de un kilómetro sigue el cambio de precio de su rival con una probabilidad de más del doble que una a entre 5 y 10 kilómetros, y la diferencia se anula desde los 2 kilómetros, el mismo radio de Lagos (2018). El mercado local tiene, así, un núcleo de 2 kilómetros, en el que la competencia es cotidiana, lo que respalda el límite de 3 kilómetros de la Fiscalía Nacional Económica (2021).

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 revisa la literatura relacionada. La Sección 3 describe la industria, el MEPCO y los datos. La Sección 4 discute la ubicación y el momento de la entrada y presenta los supuestos de identificación y las especificaciones. La Sección 5 presenta los resultados, la Sección 6 los ejercicios de

robustez y las limitaciones, y la Sección 7 concluye con las implicancias para la política de competencia.

2. Revisión de literatura

Una parte de los trabajos en el mercado minorista de combustible relaciona el nivel de competencia entre estaciones con su número, su densidad o la ubicación de sus rivales (Castillo, 2018; Clemenz & Gugler, 2006). Sin embargo, dado que la decisión de entrar a un mercado es estratégica (Bresnahan & Reiss, 1991), las estaciones abren donde esperan márgenes altos, y la relación entre la cantidad de estaciones y los precios no identifica por sí sola el efecto de la competencia. Arcidiacono et al. (2020) proponen separar las dos dimensiones de la entrada, aunque el lugar sea endógeno, el momento preciso de la apertura puede tratarse como exógeno condicional a los efectos fijos, y el efecto se estima comparando a las incumbentes antes y después de la apertura.

Fischer et al. (2026) llevan ese supuesto al mercado alemán, con varios cientos de entradas en cinco años y un estudio de eventos escalonado en que las incumbentes con una entrada a 1 o 2 kilómetros se comparan con estaciones de mercados sin entradas. Con la entrada a 1 kilómetro o menos, el precio promedio de las incumbentes cae en torno a 0,5 céntimos de euro por litro, alrededor de un 7 % de su margen bruto. Para ver dónde de la distribución de precios ocurre esa caída, estiman regresiones de cuantiles incondicionales y la regresión de distribución de Chernozhukov et al. (2013), la entrada reduce los precios en todos los cuantiles, pero sobre todo en la cola baja, donde la caída llega a un 13 % del margen con la entrada a 1 kilómetro o menos y a un 9 % a 2 kilómetros, mientras que en la parte alta de la distribución no se distingue de cero.[1] Con el mismo supuesto, Davis et al. (2025) y Taylor y Muehlegger (2026) encuentran en México y California caídas del margen de las incumbentes de entre un 6 % y un 7 %. Davis et al. (2025) respaldan el supuesto en que los permisos que debe obtener una nueva estación hacen que el momento de su apertura sea prácticamente imposible de predecir.

La base de este trabajo aplica el estudio de eventos y la regresión de distribución de Fischer et al. (2026) a cientos de aperturas en Chile, con un estimador robusto a efectos heterogéneos entre cohortes (Sun & Abraham, 2021), y evalúa si las magnitudes de esta literatura y la anticipación documentada por Koh et al. (2022) se observan en el mercado chileno.

[1] El efecto también depende de quién entra y frente a quién: es mayor cuando entra una estación de bajo precio, como las de la cadena JET, y cuando la incumbente no pertenece a las cuatro grandes marcas o ya era barata, lo que los autores atribuyen a que las estaciones de marca ofrecen algún atributo adicional y enfrentan una demanda menos elástica.

Castillo (2018) no observa la entrada, sino que estudia la estructura del mercado. Encuentra que la disciplina proviene sobre todo de las estaciones independientes, cada estación independiente a cinco minutos o menos se asocia a un precio un 0,18 % menor en las de marca, un efecto varias veces mayor que el de una rival de marca. Encuentra, además, que Copec es la red que más influye en el precio de sus rivales y la que menos responde a ellas. Esta identificación descansa principalmente en la variación de corte transversal entre estaciones, ya que el número de rivales cercanas casi no cambia en el tiempo. Su coeficiente compara, por lo tanto, estaciones rodeadas por más o menos independientes, y puede reflejar dónde se ubican estas, el mismo problema que señalan Bresnahan y Reiss (1991).

Una segunda línea mide directamente hasta dónde llega la competencia entre estaciones. Pinkse et al. (2002) estiman cómo responde el precio de cada vendedor al de sus rivales según la distancia entre ellos en el mercado mayorista de gasolina de Estados Unidos, y encuentran que la competencia es muy local, cada terminal compite principalmente con su vecino más cercano. En esa línea, Henríquez et al. (2025) estiman para el Gran Santiago que casi toda la demanda que pierde una estación al subir su precio se traslada a estaciones a 1,5 kilómetros o menos. Lagos (2018) estudia la fusión entre Shell y Terpel y encuentra que la desaparición de una marca competidora aumentó los márgenes dentro de un mercado de unos 2 kilómetros, y que las desinversiones impuestas como remedio solo disciplinaron a las estaciones a menos de un kilómetro. La autoridad, por su parte, ha delimitado el mercado geográfico con radios de 3 o 5 kilómetros en torno a la estación (Fiscalía Nacional Económica, 2021) o a nivel comunal (Tribunal de Defensa de la Libre Competencia, 2012).

Este documento propone una medida de la extensión del mercado que no requiere que ocurra una entrada ni una fusión. Así como Lemus y Luco (2021) usan el MEPCO para estudiar la coordinación entre estaciones, aquí se aprovecha que entre dos actualizaciones el costo mayorista está fijo, de modo que la respuesta a una rival no se confunde con la respuesta al costo. Siguiendo la idea de Pinkse et al. (2002) y los anillos de distancia de Fischer et al. (2026), se estima con qué probabilidad una estación sigue el cambio de precio de una rival según la distancia entre ambas, y el alcance de esa respuesta se compara con los 2 kilómetros de Lagos (2018), los 1,5 kilómetros de Henríquez et al. (2025) y los radios de la Fiscalía Nacional Económica (2021).

Que la entrada reduzca sobre todo la cola baja de la distribución favorece a los consumidores que comparan precios (Fischer et al., 2026). En Chile, sin embargo, Luco (2019) muestra que la publicación obligatoria de precios en línea aumentó los márgenes, ya que las estaciones la usaron para vigilar a sus rivales más de lo que los consumidores la usaron para buscar, y Solís (2025) muestra que los costos de búsqueda siguen siendo relevantes. A ello se suma que muchos consumidores no pagan el precio de lista, por los descuentos por aplicaciones y los programas de fidelización, que pueden alterar la

competencia en precios (Rossi & Chintagunta, 2023). Este documento estima en qué parte de la distribución de precios se concentra el efecto de la entrada y si esa parte depende del tipo de entrante.

3. Contexto y datos

3.1. El mercado minorista de combustibles

La distribución de combustibles líquidos en Chile se organiza en torno a la Empresa Nacional del Petróleo (ENAP), principal proveedora del país.[2] En el segmento minorista, Copec concentra el 39 % de las estaciones de servicio del país, seguida por Petrobras (hoy Aramco) con un 21 % y Shell con un 16 %. El 24 % restante corresponde a estaciones de marca propia o sin marca, conocidas como de bandera blanca (Fiscalía Nacional Económica, 2025).[3]

La principal barrera de entrada es la escasez de terrenos aptos para instalar estaciones. Las exigencias de los planos reguladores son mayores en las zonas urbanas más saturadas, que son a su vez las de mayor atractivo comercial (Fiscalía Nacional Económica, 2021). A ello se suman las normativas de distintas autoridades sectoriales y la inversión en infraestructura que requiere un potencial entrante, lo que dificulta "un ingreso pronto" al mercado (Fiscalía Nacional Económica, 2025). Estas barreras tienen dos consecuencias para la identificación, una en contra y otra a favor. La primera es que restringen dónde puede abrir una estación, de modo que la ubicación de la entrada es endógena. La segunda es que encontrar un terreno admisible y obtener los permisos de distintas autoridades toma un plazo largo e incierto, por lo que es poco probable que una entrante pueda calzar su fecha de apertura con la evolución de corto plazo de los precios de sus futuras rivales. Este es el argumento que Davis et al. (2025) emplean para México, y el que sustenta el supuesto de exogeneidad del momento de la entrada.

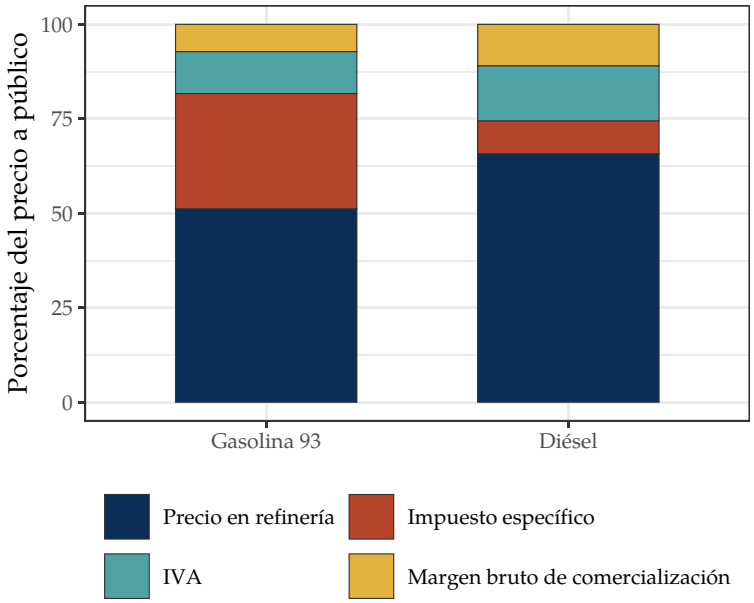
El precio a público está determinado casi por completo por componentes comunes a todas las estaciones. Como muestra la Figura 1, en 2021 el precio en refinería, el impuesto específico y el impuesto al valor agregado (IVA) explican cerca del 93 % del precio de la gasolina de 93 octanos y el 89 % del diésel. El margen bruto de comercialización es, por lo

[2] Las grandes distribuidoras pueden abastecerse de las refinerías de ENAP o importar directamente, mientras que las empresas de menor tamaño se abastecen únicamente de ENAP (Fiscalía Nacional Económica, 2025).

[3] Las distribuidoras participan en el mercado minorista mediante estaciones propias o de terceros, bajo dos tipos de contrato. En la consignación, el combustible sigue siendo de la distribuidora, que fija el precio a público. En la concesión, en cambio, la administradora de la estación compra el combustible y fija su precio. Una parte relevante de las decisiones de precio se toma, por lo tanto, a nivel de marca y no de estación, lo que motiva incluir efectos fijos de marca por año y considerar como entrada solo la de una estación de otra marca.

tanto, de apenas un 7 % y un 11 %, respectivamente. Dado que el costo mayorista es una referencia nacional, un efecto fijo de mes lo absorbe, por lo que una caída del precio de una incumbente respecto de las estaciones de control corresponde a una caída de su margen.[4]

Figura 1. Estructura del precio a público de la gasolina 93 y el diésel, 2021



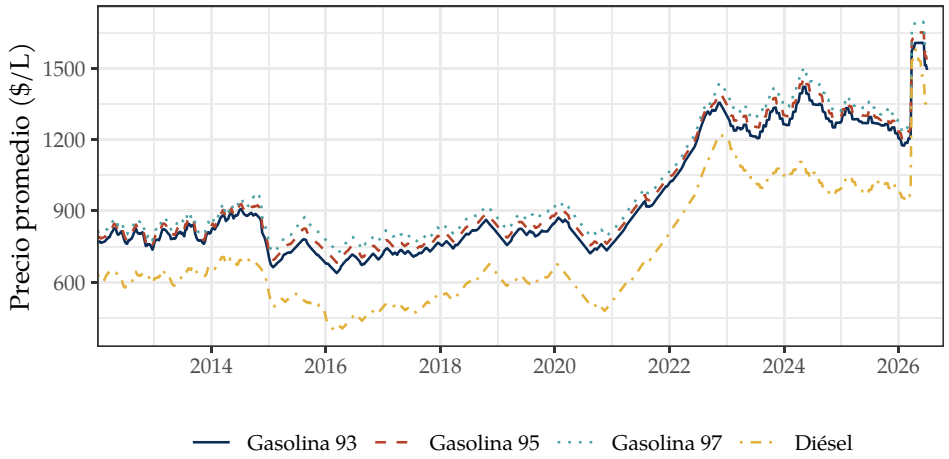
Fuente: CNE. Promedio de los desgloses mensuales de 2021 para la Región Metropolitana. El impuesto específico incluye su componente variable.

Desde 2014, el Mecanismo de Estabilización de Precios de los Combustibles (MEPCO) atenúa la transmisión de los shocks internacionales al precio mayorista. Cuando el precio internacional sube, el componente variable del impuesto específico baja, y viceversa, de modo que el precio mayorista cambia menos y en fechas conocidas. Hasta enero de 2023 el precio mayorista con MEPCO se actualizaba cada semana, con un cambio máximo de 0,12 UTM por metro cúbico, que la Ley 21.465 reemplazó en junio de 2022 por un 0,8 % del precio base. Desde entonces se actualiza cada 21 días, con un cambio máximo de un 2,4 %, salvo excepciones transitorias hasta abril de 2024 (Ministerio de Hacienda, 2023). El mecanismo tiene tres rasgos relevantes para este documento. Es una referencia nacional que no admite diferenciación geográfica. Se fija por una regla pública y no se negocia bilateralmente. Y no fija precios mínimos ni máximos al consumidor final, por lo que cada estación decide su precio. La Figura 2 muestra que los movimientos comunes de los precios

[4]El margen calculado como precio menos costo mayorista con MEPCO sobrestima el margen contable, ya que omite el flete, el almacenamiento y las diferencias de costo de adquisición entre compañías, e incluye el IVA que grava al margen. La diferencia es de unos 20 pesos por litro en Copec y de unos 40 en Shell y Petrobras (Tabla E.5). Por ello las estimaciones usan el precio y no el margen, y los efectos fijos de marca por año absorben las diferencias de costo entre compañías que se mantienen dentro de cada año.

siguen al costo mayorista y que, desde 2023, las series se vuelven escalonadas al ritmo de las actualizaciones cada 21 días.

Figura 2. Precio de las gasolinas y el diésel, 2012 a 2026



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Pesos por litro, promedio simple semanal entre estaciones, precios nominales.

En consecuencia, las estaciones cambian su precio casi exclusivamente al ritmo del MEPCO. Como muestra la Tabla 1, en el régimen semanal el 91,5 % de los cambios de precio de la gasolina 93 y del diésel ocurre el día en que rige la actualización o el día siguiente. En el régimen trisemanal esa proporción baja a un 51 % y un 60 %, pero la mayor parte del resto ocurre en los jueves en que antes se actualizaba el costo. En la gasolina 93, un 37,7 % de los cambios del régimen trisemanal ocurre en un jueves sin cambio de costo, lo que sugiere que el día de actualización del régimen semanal se mantuvo como un punto focal para cambiar los precios. En ambos regímenes, solo entre un 8 % y un 12 % de los cambios ocurre en otros días. Este patrón es el que permite medir el mercado local sin entradas. Si casi todos los cambios de precio ocurren en los días de actualización, los pocos que ocurren en otros días no responden al costo. Reflejan una decisión de la estación o una respuesta a sus rivales, y la distancia hasta la que llegan esas respuestas mide hasta dónde llega la competencia.

3.2. Datos

Los precios y la ubicación de las estaciones provienen de la plataforma bencinaenlinea.cl, que registra cada cambio de precio informado por las estaciones entre 2012 y 2026, junto con su marca y coordenadas, dado que la ley las obliga a reportar cada cambio. El costo mayorista con MEPCO proviene del Ministerio de Hacienda, y el registro de la CNE entrega la fecha y la hora de cada cambio de precio. Además, la red vial de la Biblioteca del Congreso

Tabla 1. Distribución de los cambios de precio según el calendario del MEPCO, 2015 a 2025

	Gasolina 93		Diésel	
Tipo de día	Semanal	Trisemanal	Semanal	Trisemanal
Día de actualización o siguiente	91,5	50,7	91,5	59,5
Jueves sin cambio de costo	0,0	37,7	0,0	28,6
Otro día	8,5	11,6	8,5	12,0
Cambios	679.819	147.598	680.765	129.546

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl y costo mayorista con MEPCO. Porcentaje de los cambios de precio de cada régimen según el tipo de día. Un cambio es un día en que el último precio reportado por la estación difiere del anterior. Día de actualización: el día en que rige un cambio del costo mayorista con MEPCO o el siguiente. Jueves sin cambio de costo: jueves, o el día siguiente, en que el costo no cambia (solo en el régimen trisemanal, desde el 26 de enero de 2023).

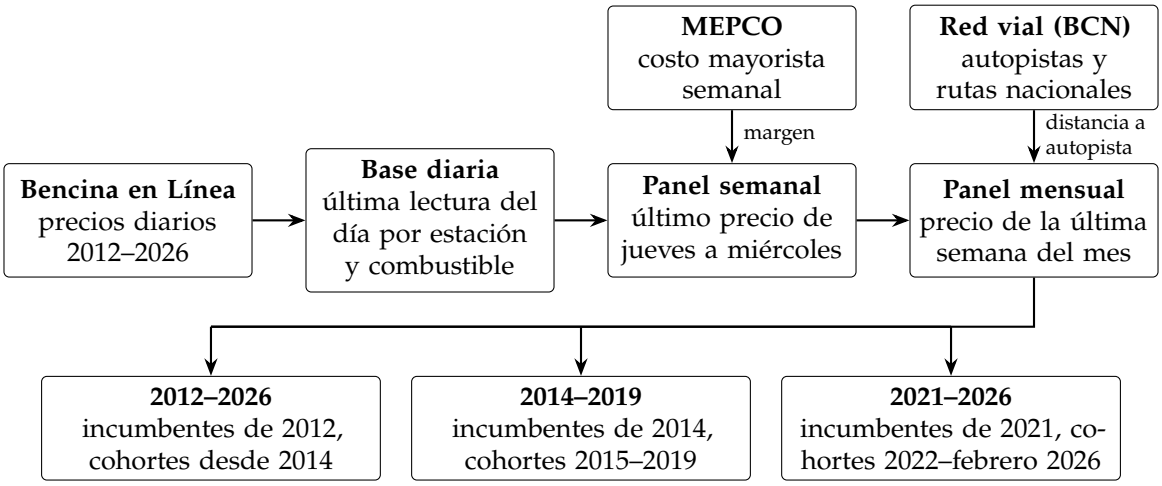
Nacional permite calcular la distancia de cada estación a la autopista o ruta nacional más cercana, con la que se identifican las estaciones ubicadas a 100 metros o menos de ellas. Con estas fuentes se construye un panel semanal de estaciones y combustibles, en que el precio de cada semana es el último reportado entre el jueves y el miércoles, en línea con el calendario del MEPCO. El panel luego se colapsa a uno mensual con el precio de la última semana de cada mes (Figura 3).[5] La unidad de observación de la estimación principal es la estación, el combustible y el mes. El panel registra 2.021 estaciones entre 2012 y 2026, de las cuales 1.538 estaban presentes en 2012. En la gasolina 93, la muestra de estimación tiene 119.469 observaciones de 840 estaciones. La Tabla E.1, en el anexo, describe las variables que usa el análisis.

Una entrada es la primera aparición de una estación en el registro, y una incumbente es una estación ya presente en el año base de cada ventana. La fecha de la primera aparición puede ser posterior a la apertura efectiva, si la nueva estación tarda algunas semanas en reportar sus precios, lo que se evalúa en la Sección 6. Una recodificación de la plataforma no se cuenta como entrada.[6] Asimismo, la mayor parte de las 79 entradas registradas en 2013 corresponde a la incorporación tardía de estaciones a la plataforma y no a aperturas. Por ello no definen cohortes de tratamiento, aunque sí se consideran como eventos que afectan a sus vecinas, que no se usan como controles. Las salidas no se modelan como eventos, y las entradas posteriores al último mes de una estación no la afectan.

[5] El último precio de una estación se arrastra hasta 13 semanas sin reporte. Pasado ese plazo, las semanas sin reporte quedan fuera del panel hasta que la estación vuelve a reportar. Solo 16 de las 506 tratadas por una cohorte focal salen del panel en los 24 meses siguientes a la entrada, por lo que esta regla no selecciona la muestra tras la entrada.

[6] Un mismo local puede cambiar de código en la plataforma. Un código nuevo a 50 metros o menos de un código ya apagado se considera la misma estación, al igual que los códigos duplicados de un mismo local.

Figura 3. Construcción de la base de datos



Fuente: elaboración propia. Cada ventana define sus incumbentes, sus cohortes de entrada y la asignación de tratamiento.

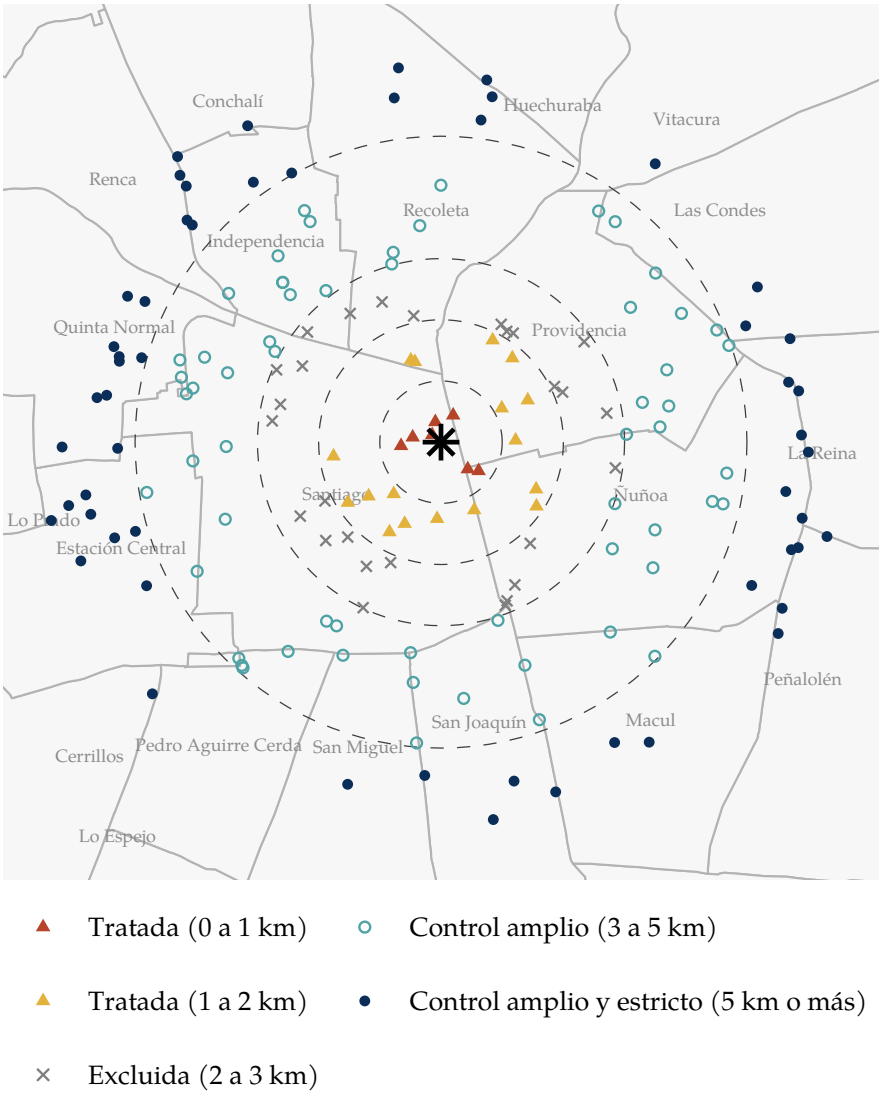
Desde 2014 se registran 404 entradas, entre 20 y 52 por año (Figura D.1, en el anexo), lo que entrega variación suficiente para estimar el efecto con cohortes escalonadas. La ventana principal usa como incumbentes a las estaciones presentes en 2012 y como cohortes a las entradas desde 2014, de modo que todas las tratadas tienen al menos un año de precios antes de la entrada con la plataforma ya completa (Luco, 2019). La ventana 2014 a 2019 toma a las incumbentes de 2014 y las cohortes de 2015 a 2019, lo que deja fuera las entradas previas al MEPCO y la pandemia. La ventana 2021 a 2026 toma a las incumbentes de 2021 y las cohortes de 2022 a febrero de 2026, lo que permite evaluar si el efecto cambió tras la pandemia, y termina antes de que en marzo de 2026 se desactivara la estabilización del MEPCO.

Siguiendo a Castillo (2018), una entrante es independiente si no pertenece a ninguna de las tres grandes marcas, Copec, Shell (incluida su operadora Enex) y Aramco (ex Petrobras). Las independientes son de dos tipos: estaciones sin bandera y estaciones de marcas pequeñas, en su mayoría cadenas regionales de pocas estaciones, como Socorro, Combustibles JCD, Petroval, Autogasco o Sesa, que no forman parte de las redes de las grandes distribuidoras. De las 404 entradas desde 2014, 137 son independientes, un 34 %: 43 sin bandera y 94 de 72 marcas pequeñas distintas, ninguna de las cuales abre más de seis estaciones. La proporción es similar antes y después de 2020, de un 35 % y un 33 %. Las entradas independientes se concentran fuera de la Región Metropolitana, sobre todo en las regiones del Maule y de Ñuble, con 32 y 17 entradas, frente a 19 en la Metropolitana y 16 en el Biobío.

Una incumbente es tratada desde el mes en que abre una estación de otra marca a 2 kilómetros o menos. Las estaciones cuya entrada más cercana ocurre entre 2 y 3 kilómetros se excluyen, ya que están parcialmente tratadas. El grupo de control se compone de estaciones que nunca reciben una entrada, con dos definiciones: el control amplio, sin entradas a 3 kilómetros o menos, y el control estricto, sin entradas a 5 kilómetros o menos. El control estricto es el preferido, por estar menos expuesto a efectos indirectos de la entrada. Una entrada de la propia marca no trata a una incumbente, ya que es una expansión de su cadena y no un competidor, pero sí la excluye del control, porque puede alterar su precio por canibalización o por una decisión de la marca. Así, ningún control tiene una entrada de ninguna marca dentro de su radio, lo que deja fuera a 74 incumbentes con una entrada de su propia marca a 3 kilómetros o menos y saca del control estricto a las que la tienen a entre 3 y 5 kilómetros. Una tratada nunca actúa como control y sus observaciones se cortan en el mes de una segunda entrada competidora a 2 kilómetros o menos, lo que ocurre en 141 de las 506 tratadas por una cohorte focal. Otras 261 tenían ya una entrada a entre 2 y 5 kilómetros antes de la que las trata, por lo que su período de referencia puede estar parcialmente tratado, lo que atenuaría el efecto estimado (Sección 6.2). Así se evitan las comparaciones con unidades ya tratadas por una entrada a 2 kilómetros o menos, que sesgan el estimador de efectos fijos bidireccionales con adopción escalonada (Borusyak et al., 2024; Sun & Abraham, 2021). En la gasolina 93, la muestra de estimación incluye 501 tratadas y 339 controles estrictos. La Tabla E.4, en el anexo, detalla cada paso desde las 1.538 incumbentes de 2012: 732 son tratadas, de las cuales 226 tienen su primera entrada a 2 kilómetros o menos en 2013 y quedan fuera, y de las 506 restantes 501 tienen precio de la gasolina 93. De los 349 controles estrictos, 343 tienen precio de la gasolina 93 y 339 quedan tras descartar los singletons. La Figura 4 muestra un ejemplo de esta asignación para una entrada en el Gran Santiago.

La base de datos ideal para responder la pregunta tendría la fecha exacta de apertura de cada estación, el precio que efectivamente pagan los consumidores y los volúmenes de venta de cada estación. Los datos disponibles se alejan de ese ideal en tres aspectos. Primero, la fecha de entrada es la de la primera aparición en la plataforma, que puede ser posterior a la apertura, por lo que la Sección 6 fecha la entrada antes de la registrada. Segundo, el precio es el de lista, que no incluye los descuentos por aplicaciones ni los beneficios de los programas de fidelización. Tercero, la base no contiene volúmenes, lo que impide ponderar las estaciones por sus ventas y traducir las caídas de precio en ganancias de bienestar. Además, el margen calculado omite costos de flete y almacenamiento, por lo que las estimaciones usan el precio y no el margen.

Figura 4. Ejemplo de asignación de tratamiento: una entrada en el Gran Santiago



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Círculos de 1, 2, 3 y 5 km en torno a la entrante. Las estaciones presentes en el mes de la entrada se clasifican según su distancia a ella: tratadas (hasta 2 km), excluidas (2 a 3 km) y controles (más de 3 km para el control amplio y más de 5 km para el estricto).

3.3. Estadística descriptiva

La Tabla 2 compara a las tratadas y a los controles estrictos en 2013, el año previo a la primera cohorte de entradas. Las tratadas están en zonas más densas. Tienen 6,7 estaciones a 2 kilómetros o menos, frente a 1,6 de los controles, y una proporción mucho mayor está en la Región Metropolitana. Sus precios son entre 5 y 12 pesos por litro menores que los de los controles, una diferencia de entre un 0,6 % y un 1,5 %. Tienen, además, algo más de Shell y Petrobras y algo menos de estaciones de bandera blanca y de autopista. Las diferencias reflejan que la ubicación de la entrada es endógena, como se discute en la Sección 4: las

estaciones abren donde el flujo y la densidad son altos, zonas que ya concentran más estaciones. Por ello, la comparación de niveles entre tratadas y controles no es informativa del efecto de la entrada. La estrategia empírica compara cambios dentro de cada estación, con efectos fijos de estación, de región por año y de marca por año que absorben estas diferencias. Lo que la identificación requiere no es que ambos grupos tengan los mismos niveles, sino que sus precios hubieran evolucionado en paralelo sin la entrada, lo que se evalúa con los coeficientes previos a ella. La diferencia de precios en 2013, de dos a cuatro veces el efecto estimado, también permite anticipar su magnitud: cabe esperar que una entrada mueva el precio relativo de las incumbentes en décimas de punto porcentual y no en puntos.

Tabla 2. Características de las tratadas y de los controles estrictos en 2013

	Tratadas	Controles	Diferencia	Valor p
Precio gasolina 93 ($/litro)	802,4	814,4	-12,0***	0,00
	(18,5)	(29,8)	(2,6)	
Precio gasolina 97 ($/litro)	845,1	850,4	-5,3**	0,01
	(16,4)	(22,8)	(2,0)	
Precio diésel ($/litro)	632,6	640,7	-8,2***	0,00
	(18,2)	(28,5)	(2,4)	
Estaciones a 2 km o menos	6,7	1,6	5,0***	0,00
	(5,8)	(2,6)	(0,7)	
Copec (%)	40,3	45,9	-5,6*	0,10
	(49,1)	(49,9)	(3,3)	
Shell (%)	28,5	20,5	8,0***	0,01
	(45,2)	(40,4)	(3,0)	
Petrobras/Aramco (%)	18,6	13,1	5,5**	0,02
	(39,0)	(33,8)	(2,3)	
Otra marca o sin bandera (%)	12,6	20,5	-7,9***	0,01
	(33,2)	(40,4)	(3,0)	
Región Metropolitana (%)	30,5	5,5	25,0***	0,00
	(46,1)	(22,8)	(5,5)	
A 100 m o menos de una autopista (%)	17,2	23,2	-6,0*	0,09
	(37,8)	(42,3)	(3,5)	
Estaciones	499	327		

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl y red vial de la BCN. Una observación por estación de la muestra de estimación de la gasolina 93, promedio de sus meses de 2013, con precio en ese año. Tratadas: incumbentes con una entrada competidora a 2 km o menos desde 2014. Controles: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Media y desviación estándar entre paréntesis. Diferencia entre tratadas y controles estimada por mínimos cuadrados ordinarios, con errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01. Precios nominales. El margen no se reporta porque la serie del costo mayorista con MEPCO comienza a mediados de 2014.

4. Estrategia de identificación

4.1. Ubicación y momento de la entrada

La estrategia empírica descansa en una distinción simple entre dónde y cuándo abre una estación. Una estación potencial abre donde espera márgenes altos, es decir, en sitios con más flujo vehicular, ingreso y densidad de población y lejos de sus rivales. Además, solo puede abrir donde el plan regulador admite una estación (Fiscalía Nacional Económica, 2021). El lugar de la entrada es, por lo tanto, endógeno, como sugieren las diferencias entre tratadas y controles de la Tabla 2. El momento de la apertura, en cambio, depende de un plazo largo e incierto. Si la decisión de abrir se toma en el período t_0, la estación comienza a operar en $t^e = t_0 + h$, donde h es el tiempo que toman la búsqueda de un terreno admisible, los permisos y la construcción. Dadas las barreras descritas en la Sección 3, este plazo depende de trámites ante distintas autoridades (Fiscalía Nacional Económica, 2025) y no de la evolución de los precios de las incumbentes, tal como argumentan Davis et al. (2025) para México. Los efectos fijos absorben, así, lo que determina dónde se entra, y el momento de la entrada se trata como exógeno. El Anexo A formaliza esta distinción con un modelo simple de la decisión de entrada.

Precios Sea t_i^e el mes de la primera entrada competidora a 2 kilómetros o menos de la incumbente i y $\tau(i,t)$ el semestre de t relativo a t_i^e. El precio de i en el mes t es

$$p_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma_{r(i)a(t)} + \delta_{m(i)a(t)} + \sum_{\tau} \theta_\tau \, \mathbb{1}[\tau(i,t) = \tau] + \varepsilon_{it}, \tag{1}$$

donde p_{it} es el logaritmo del precio multiplicado por 100, α_i y λ_t son efectos fijos de estación y de mes, $\gamma_{r(i)a(t)}$ y $\delta_{m(i)a(t)}$ son efectos fijos de región por año y de marca por año, y θ_τ es el efecto de la entrada τ semestres después de ella. Cada efecto fijo responde a un rasgo del mercado: λ_t absorbe el costo mayorista común, $\delta_{m(i)a(t)}$ las decisiones de precio que se toman a nivel de marca bajo consignación, y α_i y $\gamma_{r(i)a(t)}$ absorben las características que determinan dónde se entra, en la medida en que sean propias de la estación o varíen a nivel de región por año.

Supuesto 1 (Exogeneidad del momento de la entrada)**.** $\mathbb{E}\left[\varepsilon_{it} \mid t_i^e, \alpha_i, \lambda_t, \gamma_{r(i)a(t)}, \delta_{m(i)a(t)}\right] = 0$*, es decir, condicional a los efectos fijos, el momento de la entrada no se relaciona con los shocks al precio de la incumbente.*

Supuesto 2 (No anticipación)**.** *Las incumbentes no responden a la entrada antes de que ocurra, es decir,* $\theta_\tau = 0$ *para todo* $\tau < 0$*.*

El Supuesto 1 es el de Arcidiacono et al. (2020), según el cual la ubicación puede ser endógena, pero el momento de la entrada es exógeno condicional a los efectos fijos. No exige que las características que determinan la ubicación sean constantes, sino que sus cambios no coincidan con el momento de la entrada más allá de lo que absorben los efectos fijos de región por año y de marca por año. Se cumple si el plazo h no responde a los precios de las incumbentes.

Predicciones Los modelos de diferenciación horizontal y la evidencia de otros países entregan cuatro predicciones que el análisis contrasta. 1) Si una estación adicional hace más elástica la demanda de sus vecinas (Hotelling, 1929; Salop, 1979), la entrada reduce el precio de las incumbentes, $\theta_\tau < 0$ para $\tau \geq 0$. 2) Si las estaciones de marca compiten con atributos distintos del precio de lista, una entrante de marca atrae sobre todo a consumidores poco sensibles al precio, mientras que una independiente, que compite principalmente con el precio, disputa a los más sensibles (Castillo, 2018; Fischer et al., 2026). El efecto debiera ser, por lo tanto, mayor cuando la entrante es independiente. 3) Por la misma razón, el efecto no debiera repartirse de manera homogénea en la distribución de precios, sino concentrarse en su parte baja, como en Fischer et al. (2026). 4) Si la competencia es local, la respuesta de una estación a los cambios de precio de sus rivales debiera decaer con la distancia y anularse a partir de algún umbral, que corresponde a la extensión del mercado local.

4.2. Estudio de eventos

La especificación principal, que contrasta la primera predicción, es

$$p_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma_{r(i)a(t)} + \delta_{m(i)a(t)} + \sum_{\substack{\tau=-4 \\ \tau\neq-1}}^{4} \beta_\tau \, D_{it}^{\tau} + \varepsilon_{it}, \tag{2}$$

donde $D_{it}^{\tau} = \mathbb{1}[\tau(i,t) = \tau]$, la referencia es el semestre previo a la entrada, $\tau = -1$, y los extremos $\tau \leq -4$ y $\tau \geq 4$ acumulan los períodos fuera de la ventana. Las tratadas son las incumbentes con una entrada a 2 kilómetros o menos, y los controles, las estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 kilómetros o menos (Sección 3.2). Bajo los Supuestos 1 y 2, y si el efecto de la entrada es el mismo entre cohortes, los coeficientes de (2) satisfacen $\beta_\tau = 0$ para $\tau \leq -2$ y $\beta_\tau = \theta_\tau$ para $\tau \geq 0$.[7] Se contrastan, por lo tanto, dos hipótesis nulas: $H_0 : \beta_\tau = 0$ para cada $\tau \leq -2$, cuyo rechazo indicaría tendencias previas o anticipación, y

[7] Por el Supuesto 1, la esperanza de (1) condicional a los efectos fijos y a t_i^e solo difiere entre tratadas y controles en los términos θ_τ, por lo que (2) recupera $\beta_\tau = \theta_\tau - \theta_{-1}$. Por el Supuesto 2, $\theta_\tau = 0$ para $\tau < 0$, de donde se obtienen ambas igualdades. En los extremos agrupados, el resultado requiere que el efecto sea constante dentro de cada extremo.

$H_0 : \beta_\tau = 0$ para cada $\tau \geq 0$, cuyo rechazo con $\beta_\tau < 0$ es evidencia a favor de la primera predicción.

El estimador importa porque el efecto de la entrada puede variar entre cohortes. Estimada por mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos bidireccionales (TWFE), (2) usa también a las tratadas tempranas como referencia de las tardías y, si el efecto difiere entre cohortes, puede asignar ponderaciones negativas a algunas de ellas (Sun & Abraham, 2021). Por ello, (2) se estima con el estimador de Sun y Abraham (2021), que usa como referencia solo a las estaciones nunca tratadas y recupera un promedio de los efectos por cohorte con ponderaciones no negativas. TWFE se reporta en el anexo como comparación. Las cohortes se definen por el año de la entrada, y no por el mes, por una razón práctica: con cohortes mensuales el estimador tendría unos 750 coeficientes para 259 comunas, y casi la mitad de las celdas de cohorte por semestre se identificaría con una sola comuna, lo que subestima el error agrupado por comuna (MacKinnon & Webb, 2017). En todas las especificaciones sobre el panel de estaciones los errores se agrupan por comuna, ya que la entrada afecta a grupos de estaciones que en su gran mayoría pertenecen a una misma comuna. No se usan ponderaciones.

Una comparación simple de los precios de las estaciones con y sin entradas cercanas no identifica el efecto de la entrada. La Tabla 2 muestra que en 2013, antes de cualquier entrada focal, las futuras tratadas ya cobraban entre 5 y 12 pesos por litro menos que los controles, porque se ubican en zonas más densas y con más competencia. Una regresión del precio en un indicador de entrada sin efectos fijos atribuiría esa diferencia previa a la entrada, y además confundiría el efecto con los movimientos comunes del costo mayorista. Estimada sin efectos fijos, esa regresión entrega coeficientes de varios puntos porcentuales y de signo cambiante, sin sentido económico, por lo que no se reporta. La ecuación (2) lo corrige de dos formas: compara a cada estación consigo misma antes y después de la entrada, mediante α_i, y compara ese cambio con el de los controles en el mismo mes, mediante λ_t.

4.3. Tipo de entrante

La segunda predicción exige separar el efecto de (2) según quién entra. Sea $g(i) \in \{M, I\}$ el tipo de la primera entrante competidora a 2 kilómetros o menos de la incumbente i, de marca (M) o independiente (I), y, si en ese mes abre más de una, el de la más cercana. Se estima

$$p_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma_{r(i)a(t)} + \delta_{m(i)a(t)} + \sum_{g \in \{M,I\}} \sum_{\substack{\tau=-4 \\ \tau \neq -1}}^{4} \beta_\tau^g \, D_{it}^\tau \, \mathbb{1}[g(i) = g] + \varepsilon_{it}, \tag{3}$$

en una sola regresión, con los mismos controles y efectos fijos que (2). Con el estimador de Sun y Abraham (2021), cada tipo tiene sus propias cohortes anuales, de modo que β_τ^g promedia los efectos por cohorte de las tratadas de tipo g, y el efecto estático de cada tipo, ATT_g, promedia sus semestres 0 a ≥ 4. Como ambos tipos comparten los controles y la regresión, la diferencia $\text{ATT}_I - \text{ATT}_M$ y su error estándar salen de la misma estimación, y la segunda predicción implica $\text{ATT}_I < \text{ATT}_M$. Bajo los Supuestos 1 y 2, β_τ^g recupera el efecto de una entrada de tipo g sobre sus incumbentes. La diferencia entre ambos tipos, sin embargo, no es necesariamente el efecto causal del tipo, ya que las independientes pueden abrir en lugares o momentos distintos, frente a otras incumbentes o con otros precios. La Sección 6 evalúa esa posibilidad comparando dentro de una misma región, cohorte o tipo de incumbente.

4.4. Distribución de precios

La tercera predicción se refiere a dónde de la distribución de precios ocurre la caída, y no solo a su promedio. Para contrastarla se estima la regresión de distribución de Chernozhukov et al. (2013), que, como las regresiones de cuantiles incondicionales de Fischer et al. (2026), mide el efecto de la entrada en distintos puntos de la distribución de precios. Para cada umbral c de una grilla de 41 umbrales, los cuantiles 2 a 98 del precio, se estima por mínimos cuadrados ordinarios

$$\mathbb{1}[\tilde{p}_{it} \leq c] = \kappa(c)\,\text{Post}_{it} + \alpha_i(c) + \lambda_t(c) + \gamma_{r(i)a(t)}(c) + \delta_{m(i)a(t)}(c) + \nu_{it}(c), \tag{4}$$

donde $\tilde{p}_{it}$ es el precio en pesos por litro menos su media nacional del mes. Dado que el costo mayorista es común a todas las estaciones, esta transformación elimina las variaciones del precio que provienen del costo y deja solo la posición relativa de cada estación. Como en (2), $\kappa(c)$ se estima con el estimador de Sun y Abraham (2021), como el ATT de cada umbral. Así, $\kappa(c)$ es el cambio que la entrada provoca en la función de distribución acumulada evaluada en c, y un $\kappa(c)$ positivo indica que la entrada aumentó la proporción de precios bajo c. Restando $\kappa(c)$ de la distribución acumulada observada de las tratadas después de la entrada se obtiene la distribución que habrían tenido si la entrada no hubiera ocurrido. La tercera predicción implica que $\kappa(c)$ es mayor en los umbrales bajos que en los altos. Para la heterogeneidad por tipo de entrante, Post_{it} se separa por tipo como en (3), en una misma regresión por umbral con cohortes anuales separadas por tipo, de modo que $\kappa_g(c)$ es el efecto de una entrante de tipo g.

4.5. Mercado relevante: respuesta a los cambios de precio de las rivales

La cuarta predicción se contrasta sin usar entradas. La idea es aprovechar los días en que el costo no cambia. Como se mostró en la Sección 3, solo entre un 8 % y un 12 % de los cambios de precio ocurre en días sin relación con el calendario del MEPCO (Tabla 1). En esos días el costo mayorista está fijo para todas las estaciones, por lo que un cambio de precio no responde al costo sino a decisiones de la estación o de sus rivales. Se usan los cambios de precio de domingo a martes, los días más alejados de las actualizaciones. En el régimen trisemanal se usan solo los de las semanas 2 y 3 de cada ciclo, ya que en la primera semana las estaciones todavía traspasan en etapas el salto de costo de la actualización. Así, ni el cambio de precio ni las 24 horas siguientes coinciden con un día de actualización.

Para cada cambio de precio e de una estación i en esos días se consideran todas las estaciones j de otra marca a 10 kilómetros o menos (las estaciones que no son de Copec, Shell ni Aramco se tratan como rivales entre sí, aunque sean de la misma marca pequeña) y se estima por mínimos cuadrados ordinarios

$$y_{ej} = \sum_{b} \phi_b \, \mathbb{1}[d_{ij} \in b] + \eta_e + \xi_{ej}, \tag{5}$$

donde y_{ej} toma valor 100 si el siguiente cambio de precio de j es en la misma dirección que el de i y ocurre dentro de las 24 horas siguientes, y 0 si no. d_{ij} es la distancia entre ambas estaciones y b recorre los anillos de 0 a 1, 1 a 2, 2 a 3 y 3 a 5 kilómetros, con las estaciones a 5 a 10 kilómetros como referencia. Un segundo resultado es que j fije exactamente el nuevo precio de i dentro de las 24 horas siguientes. El efecto fijo η_e compara estaciones a distintas distancias de un mismo cambio de precio, por lo que absorbe todo lo común a esa fecha, como el costo, una decisión de precio de una marca a nivel nacional o el día de la semana. Como los datos son diádicos y una misma estación aparece en muchos pares, los errores se agrupan en dos dimensiones, por la estación i que cambia su precio y por la estación j que responde (Cameron et al., 2011). La estimación usa el registro de la CNE con fecha y hora de cada cambio, para las estaciones con registro durante todo el período 2021 a 2025 y sus cambios de precio entre enero de 2022 y enero de 2024, 52 semanas a cada lado de la reforma del MEPCO. La especificación principal usa el régimen semanal, entre enero de 2022 y enero de 2023, dado que con actualizaciones más cercanas un cambio de precio entre dos de ellas tiene menos espacio para responder a razones distintas de la competencia. El régimen trisemanal se reporta en el anexo.

Supuesto 3 (Exogeneidad de la distancia)**.** $\mathbb{E}\left[\xi_{ej} \mid d_{ij}, \eta_e\right] = 0$*, es decir, dado un mismo cambio de precio, la distancia a la estación que lo hace no se relaciona con otros determinantes del precio de* j *en las 24 horas siguientes.*

Bajo el Supuesto 3, ϕ_b es la diferencia en la probabilidad de responder entre una estación del anillo b y una a 5 a 10 kilómetros, y corresponde a una versión escalonada de la pendiente de la función de mejor respuesta de Pinkse et al. (2002) con respecto a la distancia. Los coeficientes indican en qué anillos la respuesta a la rival es distinta de cero, $H_0 : \phi_b = 0$, pero no su magnitud. A diferencia de (2), esta estrategia no descansa en el Supuesto 1, por lo que, al comparar ambos diseños, la definición del mercado local no depende de un solo supuesto de identificación.

4.6. Amenazas a la identificación

Esta subsección discute, para los diseños anteriores, las tres fuentes de endogeneidad estadística y las violaciones del supuesto de estabilidad del valor de tratamiento de cada unidad (SUTVA), y adelanta cómo se evalúa cada una.

Causalidad inversa El momento de la entrada podría responder a los precios de las incumbentes, si una entrante abriera justo cuando sus márgenes aumentan. En ese caso el Supuesto 1 fallaría y se observaría $\beta_\tau > 0$ para algún $\tau \leq -2$. El plazo largo e incierto entre la decisión de abrir y la apertura hace poco probable este caso, y los coeficientes previos a la entrada, los placebos que adelantan su fecha y las entradas falsas asignadas a los controles permiten evaluarlo (Sección 6).

Heterogeneidad no observada La ubicación de la entrada es endógena, y las tratadas difieren de los controles en niveles (Tabla 2). Bajo el Supuesto 1, los efectos fijos absorben esas diferencias, y lo que se requiere es que la evolución de los precios hubiera sido paralela sin la entrada. Ese requisito se evalúa con los coeficientes previos, con la estabilidad del efecto al agregar efectos fijos y con la sensibilidad a violaciones de tendencias paralelas de Rambachan y Roth (2023). Que el coeficiente no cambie al agregar efectos fijos es consistente con el supuesto.

Error de medición La fecha de la entrada es la de su primera aparición en el registro, que puede ser posterior a la apertura. Del mismo modo, si las incumbentes conocieran la entrada desde t_0 y bajaran sus precios antes de t^e, el Supuesto 2 fallaría respecto de la fecha registrada, como en Koh et al. (2022). Cuando esa reacción ocurre dentro del semestre de referencia, $\theta_{-1} < 0$ y $\beta_\tau = \theta_\tau - \theta_{-1}$ es menor en valor absoluto que θ_τ, por lo que la estimación es una cota inferior del efecto. Cuando ocurre antes, se observa $\beta_\tau < 0$ para algún $\tau \leq -2$. Por ello, (2) se estima también con la entrada fechada dos meses antes de la registrada. Si la respuesta comenzara antes, los coeficientes posteriores aumentarían en valor absoluto y los previos no cambiarían. Por último, la variable dependiente es el

precio de lista y no el margen, que sobrestima el margen contable (Sección 3), ni el precio efectivamente pagado, que puede incluir descuentos.

SUTVA Una entrada podría afectar también a estaciones fuera del radio de tratamiento, incluidas las de control, lo que sesgaría el efecto hacia cero. Por ello se excluyen las estaciones con una entrada entre 2 y 3 kilómetros y se prefiere el control estricto, sin entradas de ninguna marca a 5 kilómetros o menos, que luego se compara con el control amplio. Las observaciones de una tratada se cortan en una segunda entrada, de modo que el estimando es el de una primera entrada. Aunque los controles estén lejos de las tratadas, la mayor parte del precio responde al costo mayorista común y al calendario del MEPCO, por lo que ambos grupos comparten la misma tendencia agregada. En la respuesta a las rivales, un contagio en cadena, en que una estación mueva a una vecina y esta a una estación a más de 5 kilómetros, haría de los coeficientes una cota inferior. A su vez, un shock de demanda local que afecte a la vez a dos estaciones vecinas violaría el Supuesto 3. Sin embargo, es poco probable que un shock así explique respuestas que llegan en cuestión de horas y que muchas veces igualan el precio exacto de la rival.

5. Resultados

5.1. Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes

El primer resultado, que replica con datos chilenos el de la literatura reciente (Davis et al., 2025; Fischer et al., 2026; Taylor & Muehlegger, 2026), es que la entrada reduce el precio de las incumbentes. Con solo el efecto fijo de mes (columna 1), que absorbe el costo mayorista común, los bins previos son cercanos a cero y el efecto del primer semestre es de 0,37 %. Agregar los efectos fijos de estación, región × año y marca × año (columnas 2 a 4) reduce ese efecto a 0,31 % y lo mantiene significativo al 1 %, y los coeficientes previos a la entrada siguen siendo cercanos a cero. Los efectos 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. Este patrón es consistente con el Supuesto 1, aunque no lo verifica.[8] La misma tabla muestra el mismo patrón para la gasolina 97 y el diésel.[9]

La Figura 5 muestra que la entrada reduce el precio de las incumbentes en los cuatro combustibles, que en tres de ellos la caída no se revierte y que es mayor cuando la entrante

[8] La Tabla E.2, en el anexo, muestra cómo cambia el efecto a medida que se agregan los efectos fijos que absorben las diferencias asociadas a la ubicación de la entrada.

[9] En la gasolina 97 los bins ≤ -4 y -3 son significativos al 10 % en la columna 2 y dejan de serlo al incluir el efecto fijo de región × año. En ningún combustible ni columna el test conjunto de los bins previos rechaza al 10 %.

está a 1 kilómetro o menos. En la gasolina 95 la caída es de 0,39 % en el primer semestre y de 0,50 % en el segundo, y luego se mantiene entre 0,33 % y 0,37 %, significativa en todos los bins. En la gasolina 97 el efecto es de 0,34 % y 0,41 % 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, 0,47 % (0,11) en el primer semestre, que crece hasta 0,64 % (0,12) en el cuarto. Se rechaza, por lo tanto, la hipótesis nula de que la entrada no afecta el precio de las incumbentes, en línea con la primera predicción.

La Tabla 3 resume el efecto en un número por combustible, el efecto estático, que promedia los semestres 0 a ≥ 4 posteriores a la entrada. La entrada reduce el precio de las incumbentes en un 0,41 % en la gasolina 93, un 0,37 % en la 95, un 0,20 % en la 97, no significativo, y un 0,58 % en el diésel.[10] En pesos, la caída es de 3,7 pesos por litro en la gasolina 93 y de 4,1 en el diésel.[11] Como el efecto fijo de mes absorbe el costo mayorista, la caída de precio de las incumbentes es una caída de su margen. En el agregado, los resultados son muy parecidos a los de Fischer et al. (2026) en Alemania, y son también del mismo orden que el 6 % a 7 % de México y California (Davis et al., 2025; Taylor & Muehlegger, 2026).

Los coeficientes previos a la entrada no permiten rechazar la hipótesis nula de tendencias paralelas. Con la entrada a 2 kilómetros o menos ningún bin previo es distinto de cero al 10 % en ningún combustible, todos son menores a 0,09 % en valor absoluto y no muestran una tendencia antes de la entrada.[12] Con la entrada a 1 kilómetro o menos, el bin -2 del diésel es positivo y significativo al 5 %, de 0,17 %, menos de un tercio del efecto del primer semestre. La Figura D.11, en el anexo, compara el estimador de Sun y Abraham (2021) con TWFE en la misma muestra. Las estimaciones de Sun y Abraham (2021) están dentro de los intervalos de TWFE en todos los bins y combustibles, y difieren de ellas en 0,07 puntos o menos, por lo que la heterogeneidad entre cohortes no cambia de forma relevante la estimación.

Un ejercicio adicional sugiere que el mercado relevante de una estación depende del flujo vehicular que pasa por ella. La entrada no reduce el precio de las incumbentes ubicadas junto a autopistas. La Tabla E.7, en el anexo, estima el efecto por separado para las incumbentes ubicadas a 100 metros o menos de la red vial primaria (autopistas y rutas nacionales). En las incumbentes que no están junto a una autopista la entrada reduce el precio entre 0,30 % (gasolina 97, no significativo) y 0,63 % (diésel). En las incumbentes de autopista el efecto no es negativo en ningún combustible. Su mercado se extendería a lo

[10] Con TWFE (Tabla E.13, en el anexo) los efectos son de 0,39 %, 0,39 %, 0,21 %, significativo solo al 10 %, y 0,57 %, respectivamente.

[11] Para la gasolina 93 esto es 0,410 % $\times$ 908 = 3,7 pesos por litro y para el diésel es 0,582 % $\times$ 700 = 4,1 pesos por litro. Lo que con los precios a la fecha de esta tesis sería más cercano a los 6 pesos por litro.

[12] El test conjunto de los tres bins previos no rechaza en las gasolinas 93 y 97 ni en el diésel, con valores p de entre 0,37 y 0,95 (Tabla E.2, en el anexo).

Tabla 3. Efecto estático de la entrada sobre el precio de las incumbentes, ventana 2012 a 2026

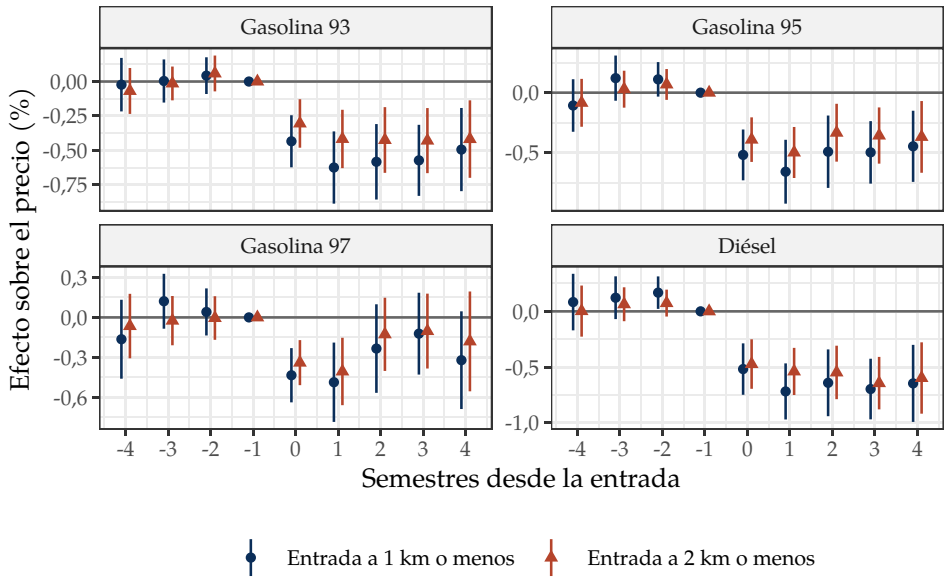
	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
En % del precio	-0,410***	-0,375***	-0,200	-0,582***
	(0,119)	(0,125)	(0,156)	(0,133)
En $/litro	-3,7	-3,5	-2,0	-4,1
En % del margen CNE	-5,1	–	–	-5,1
En % del margen MEPCO	-4,5	–	-1,6	-4,5
Precio previo de las tratadas ($/litro)	908	937	975	700
Margen CNE 2014–2021 (% del precio)	8,1	–	–	11,4
Margen MEPCO previo ($/litro)	82,3	–	118,8	89,6

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl, costo mayorista con MEPCO y estructura de precios de la CNE. ATT de Sun & Abraham (2021): promedio de los efectos por cohorte anual de los semestres 0 a ≥ 4 de la especificación principal (log del precio × 100, efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año), ponderado por el número de observaciones tratadas de cada cohorte y semestre. La Tabla E.13, en el anexo, reporta el ATT de TWFE. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01. $/litro: ATT por el precio medio de las tratadas en los 12 meses previos a la entrada. % del margen CNE: ATT sobre el margen bruto de comercialización de la estructura de precios de la CNE (Región Metropolitana, promedio 2014 a 2021, el período de la muestra con estructura publicada; Figura 1). % del margen MEPCO: ATT en $/litro sobre el margen MEPCO previo, el precio menos el costo mayorista con MEPCO de las tratadas en los 12 meses previos a la entrada; el Ministerio de Hacienda no publica el costo de la gasolina 95 y la CNE no publica la estructura de precios de la 95 ni de la 97. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos.

largo de la ruta y no en un radio en torno a ella, como también suponen Koh et al. (2022) al excluir a estas estaciones. El ejercicio descansa en solo 46 a 48 tratadas y debe leerse con cautela.

El Anexo B estima el efecto por anillos de distancia a la entrante. El efecto de los primeros seis meses es de un 0,62 % a 2 kilómetros o menos en la gasolina 93, de alrededor de la mitad entre 2 y 4 kilómetros y no se distingue de cero entre 4 y 6, aunque tampoco es equivalente a cero. Ese ejercicio no delimita con precisión el mercado relevante, porque cada anillo cambia también la fecha de la primera entrada y el corte en la segunda, y porque una entrada es un cambio permanente en la estructura del mercado, que puede llegar más lejos que la competencia cotidiana entre estaciones. Por ello, la Sección 5.3 delimita el mercado con la respuesta a los cambios de precio de las rivales. El Anexo C repite el estudio de eventos antes y después de la pandemia. El efecto es mayor antes de ella, de entre un 0,43 % y un 0,64 % en el primer semestre, y menor y menos persistente después, aunque el contraste mezcla el período con la composición de la muestra, incluida la del tipo de entrante (Sección 5.2).

Figura 5. Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes con la entrada a 1 y a 2 km o menos, ventana 2012 a 2026



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Panel mensual de estaciones, log del precio × 100. Estimador de Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales y las nunca tratadas como referencia. Tratadas son estaciones con una entrada competidora a 1 km o menos o a 2 km o menos; en la primera serie, la fecha y el corte en la segunda entrada son los de la entrada a 1 km o menos. Controles son estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. 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 × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Tratadas a 1 km o menos entre 266 y 283, y a 2 km o menos entre 471 y 506, según el combustible; controles entre 283 y 347. La Figura D.11, en el anexo, compara Sun y Abraham con TWFE.

5.2. Heterogeneidad

El segundo resultado, y el principal del documento, es que el efecto promedio esconde que la entrada solo reduce el precio de las incumbentes cuando la entrante es independiente. Como se describe en la Sección 3.2, siguiendo a Castillo (2018), una entrante es independiente si no pertenece a ninguna de las tres grandes marcas, Copec, Shell (incluida su operadora Enex) y Aramco (ex Petrobras). Las entrantes independientes son pocas. Son un tercio de las entradas desde 2014, y de las 192 entrantes que definen a las tratadas de la ventana principal, solo 63 son independientes. De las 506 tratadas, 208 lo son por una entrante independiente: 75 por una estación sin bandera y 133 por una de 34 marcas pequeñas, entre las que Socorro, JCD, Petroval, Autogasco y Sesa suman 66, y ninguna trata a más de 19 incumbentes. Las otras 298 lo son por una de las 129 entrantes de Copec, Shell o Aramco. Si en el mes de la primera entrada abre más de una estación a 2 kilómetros o menos, el tipo es el de la más cercana. El efecto de cada tipo se estima con (3).

La Tabla 4 y la Figura 6 muestran que la entrada reduce el precio de las incumbentes solo cuando la entrante es independiente. En ese caso el precio cae un 1,13 % en la gasolina 93 y un 1,23 % (0,27) en el diésel y un 1,07 % y un 0,75 % en las gasolinas 95 y 97. Una entrante de marca no cambia el precio de las incumbentes. La diferencia entre ambos tipos, estimada en la misma regresión, es de entre −0,87 y −1,26 puntos y significativa al 1 % en los cuatro combustibles.[13]

Tabla 4. Efecto estático de la entrada según el tipo de entrante, Sun y Abraham

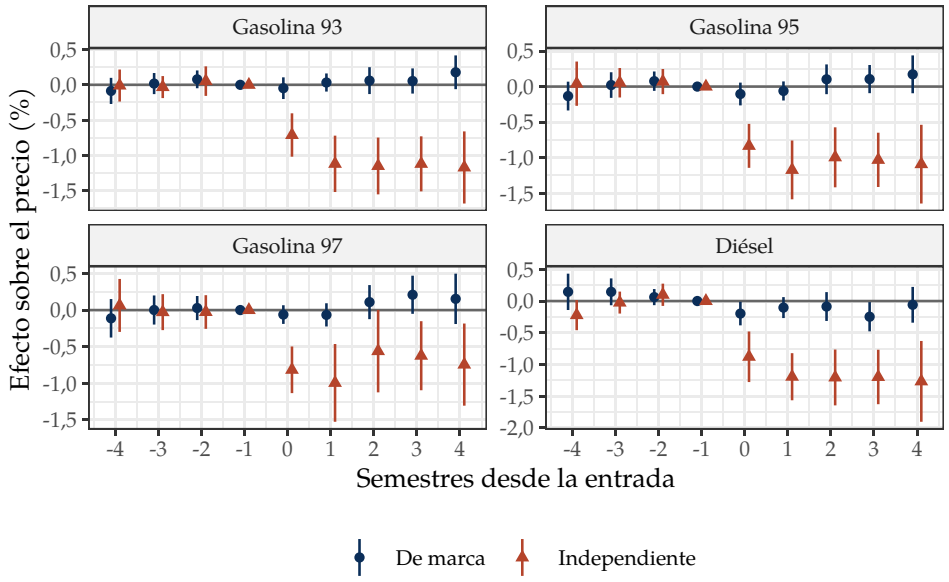
	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
Entrante de marca	0,130	0,121	0,118	-0,090
	(0,099)	(0,111)	(0,139)	(0,117)
Entrante independiente	-1,129***	-1,069***	-0,746***	-1,226***
	(0,202)	(0,222)	(0,228)	(0,269)
Independiente − de marca	-1,259***	-1,189***	-0,865***	-1,136***
	(0,223)	(0,252)	(0,236)	(0,296)
Valor p bins previos, entrante de marca	0,324	0,224	0,811	0,550
Valor p bins previos, entrante independiente	0,831	0,849	0,928	0,030
Tratadas con entrante de marca	293	295	277	298
Tratadas con entrante independiente	208	208	194	208
Controles	339	338	283	347
Comunas	259	259	241	263

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Entrante independiente: entrante que no es de Copec, Shell (incluida Enex) ni Aramco (ex Petrobras), la más cercana del mes de la primera entrada competidora a 2 km o menos. ATT de Sun & Abraham (2021) de cada tipo en una sola regresión, con cohortes anuales separadas por tipo y las nunca tratadas como referencia; la diferencia y su error estándar salen de la misma regresión. Valor p bins previos: test de Wald conjunto de los bins ≤ −4, −3 y −2 de cada tipo, agregados entre cohortes. La Tabla E.14, en el anexo, reporta la estimación con TWFE. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01.

La Figura 6 muestra el estudio de eventos de (3). Con una entrante independiente, el precio de la gasolina 93 cae un 0,71 % en el semestre de la entrada y se mantiene entre un 1,12 % y un 1,17 % desde el segundo, y el del diésel cae un 0,88 % y luego entre un 1,19 % y un 1,27 %. En las entrantes de marca los bins −3 y −2 son positivos, de entre 0,00 % y 0,15 %, aunque ninguno es significativo, por lo que el precio de esas incumbentes podría haber caído levemente frente a los controles antes de la entrada. Esa tendencia no explica la diferencia entre ambos tipos, porque es menor que un quinto del efecto de las

[13]El resultado no depende de excluir las entradas de la propia marca de la incumbente. Si se cuentan también, hay 544 tratadas, 102 de ellas por una entrada de su propia marca, y la diferencia entre ambos tipos es de −1,34 puntos (0,24) en la gasolina 93 y de −1,32 (0,34) en el diésel. Separadas como un tercer grupo, las entradas de la propia marca no cambian el precio de las incumbentes, con efectos de 0,01 % (0,12) en la gasolina 93 y de −0,11 % (0,14) en el diésel.

Figura 6. Estudio de eventos según el tipo de entrante, Sun y Abraham, ventana 2012 a 2026



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales separadas por tipo de entrante y las nunca tratadas como referencia, en una sola regresión. Entrante independiente: no es de Copec, Shell (incluida Enex) ni Aramco. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Tratadas con entrante de marca, entre 277 y 298, y con entrante independiente, entre 194 y 208, según el combustible.

independientes, y no se traduce en un efecto posterior, que no existe. Con TWFE el patrón es el mismo (Tabla E.14, en el anexo), y el test conjunto de los bins previos tampoco rechaza, con valores p de entre 0,16 y 0,98. Las independientes abren donde las incumbentes ya eran más baratas, en 2013 su gasolina 93 estaba 2,9 pesos por litro bajo la media nacional, frente a 1,7 pesos sobre ella en las tratadas por una entrante de marca, una diferencia de nivel que absorbe el efecto fijo de estación. Tampoco la explica el período. El 29 % de las tratadas por una entrante de marca lo es desde 2020, cuando el efecto promedio es menor, frente al 12 % de las tratadas por una independiente (Tabla E.3), pero con las cohortes hasta 2019 la diferencia entre ambos tipos es de −1,38 puntos en la gasolina 93 y de −1,18 en el diésel, y sin la Región Metropolitana de −1,52 y −1,21.

Las independientes no entran en los mismos años ni en los mismos lugares que las de marca, y abren con precios más bajos, pero ninguna de esas diferencias parece explicar el resultado. La Tabla E.3, en el anexo, compara a las tratadas según el tipo de su entrante. Ambos tipos, sin embargo, enfrentan a incumbentes parecidas, ya que un 41 % y un 39 % son de Copec, y a una distancia parecida, de 1,09 y 1,16 kilómetros en promedio. Si el resultado se debiera solo a ese precio de apertura, la diferencia entre ambos tipos desaparecería al

compararlos con el mismo precio de apertura. Con TWFE, al interactuar también Post con una entrante que abre bajo la media nacional, la diferencia es de −1,04 puntos en la gasolina 93 y de −0,97 en el diésel (Tabla 5).

El efecto de una entrante independiente también llega más lejos que el de una de marca. El Anexo B repite la estimación por anillos de distancia separando por tipo de entrante. Con una entrante independiente, el precio de la gasolina 93 cae un 0,96 % (0,13) en los primeros seis meses a 2 kilómetros o menos, un 0,61 % (0,16) entre 2 y 4 kilómetros y un 0,37 % (0,18) entre 4 y 6 kilómetros, mientras que con una entrante de marca el precio solo cae a 2 kilómetros o menos. Con el estudio de eventos completo solo para las entrantes independientes, el efecto es de un 1,50 % a 2 kilómetros o menos y de un 1,02 % entre 2 y 5 kilómetros.

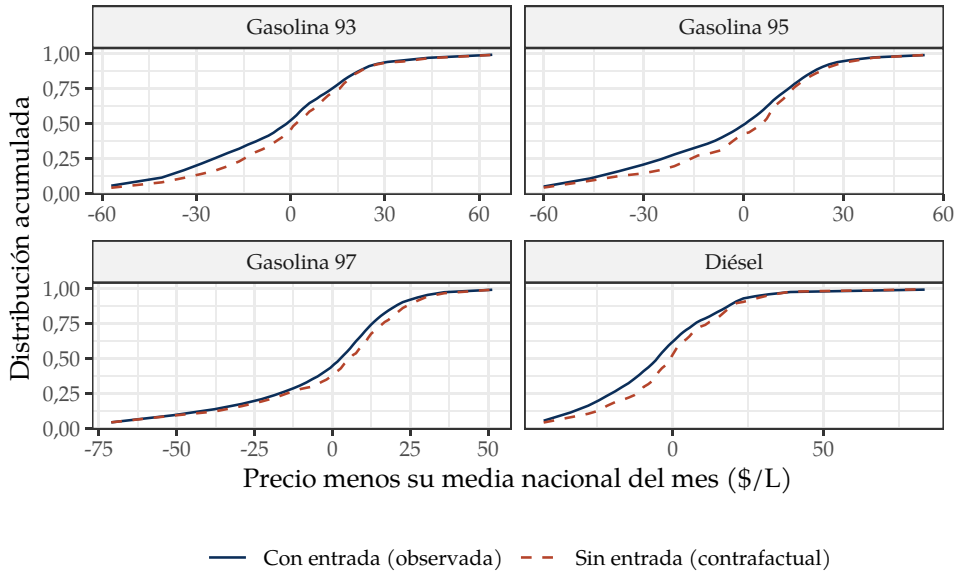
Estos resultados confirman y precisan la evidencia de Castillo (2018), que encuentra que las estaciones independientes son las que reducen el precio de las de marca, con un efecto por estación varias veces mayor que el de una rival de marca. La magnitud no es comparable de forma directa. El primero es el efecto de una apertura sobre las incumbentes cercanas y el segundo, la diferencia de precio asociada a una independiente adicional en el entorno. En Alemania, la entrada de estaciones que no son de bajo precio también reduce los precios, aunque menos que la de las de bajo precio, como las de la cadena JET (Fischer et al., 2026), por lo que la ausencia de efecto de las entrantes de marca parece propia del caso chileno. Que una entrante de las tres grandes marcas no mueva el precio de las incumbentes sugiere, como plantea Castillo (2018), que entre ellas la competencia no opera a través del precio de lista.

El tercer resultado es que la entrada desplaza la distribución de precios de las tratadas hacia valores menores, sobre todo en su mitad baja, y que ese desplazamiento proviene de las entrantes independientes. La Figura 7 muestra el desplazamiento agregado. La figura compara la distribución acumulada observada después de la entrada con su contrafactual, que resta $\kappa(c)$ de (4) a la acumulada observada.

Los resultados son consistentes con la tercera predicción y con Fischer et al. (2026), que encuentran el mismo patrón en Alemania. Que la caída se concentre en la mitad baja de la distribución sugiere que la ganancia de la entrada es mayor para los consumidores que compran en las estaciones más baratas, aun en un mercado en que la transparencia de precios elevó los márgenes (Luco, 2019).

La Figura 8 repite la regresión de distribución de (4) separando el efecto por tipo de entrante, con los mismos umbrales. Con una entrante de marca, la distribución observada de las incumbentes casi coincide con la que habrían tenido sin la entrada. Con una entrante independiente, la distribución se desplaza hacia precios menores en todo su recorrido y sobre todo en su mitad baja. La Figura 9 muestra $\kappa_g(c)$ de cada tipo con sus intervalos en

Figura 7. Distribución de precios de las tratadas con y sin entrada, regresión de distribución



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 $\kappa(c)$ de (4), el ATT de Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales en cada umbral), sobre 41 umbrales entre los cuantiles 2 y 98 de la muestra conjunta de tratadas y controles. Las significancias que cita el texto usan errores estándar puntuales agrupados por comuna en cada umbral; la figura no incluye bandas de confianza uniformes.

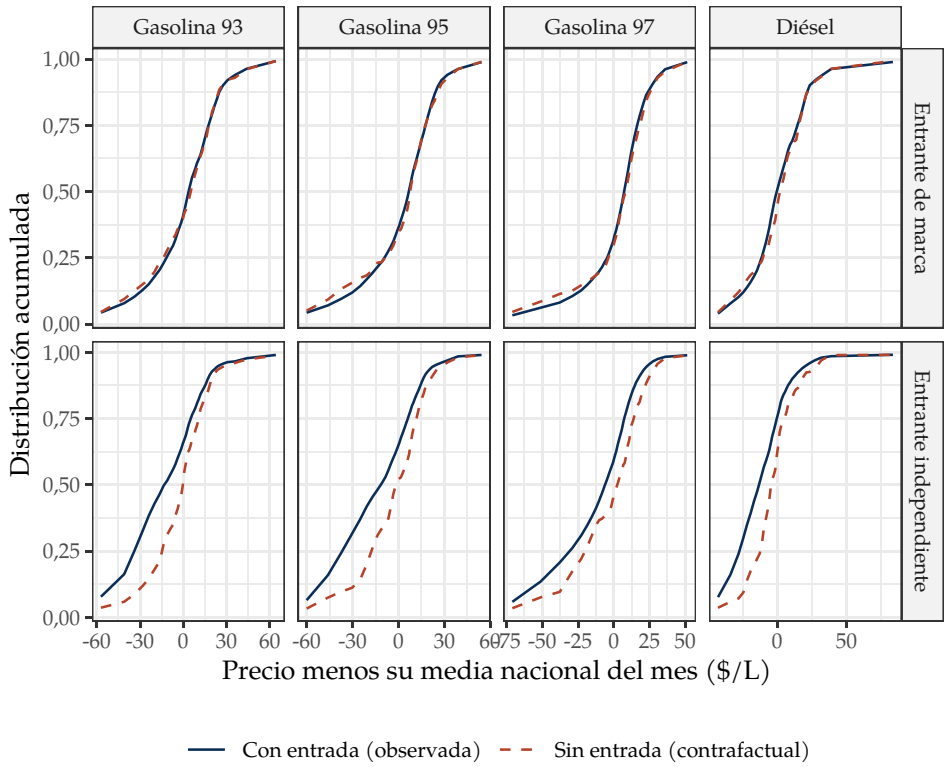
cada umbral. La diferencia entre ambos tipos es positiva y significativa al 5 % en 21 de los 41 umbrales de la gasolina 93 y en 21 del diésel. El desplazamiento de la mitad baja de la distribución agregada corresponde, por lo tanto, a las entradas de independientes. Como las incumbentes de las independientes ya tenían precios más bajos, parte de que su efecto se concentre en los umbrales bajos refleja dónde está su distribución.

5.3. Mercado relevante según la respuesta a los cambios de precio de las rivales

El cuarto resultado, y el segundo aporte del documento, es que la competencia cotidiana entre estaciones se concentra en los 2 kilómetros más cercanos. La Figura 10 lo muestra con la estimación de (5) en el régimen semanal del MEPCO. Cada coeficiente ϕ_b es la diferencia, en puntos porcentuales, entre la probabilidad de que una estación del anillo responda al cambio de precio de una rival y la de una estación a 5 a 10 kilómetros del mismo cambio.

A 5 a 10 kilómetros, la probabilidad de cambiar el precio en la misma dirección dentro de 24 horas es de 1,2 % a 1,7 %. Entre 0 y 1 kilómetro es entre 1,9 y 2,2 puntos porcentuales mayor, es decir, más del doble. En la gasolina 93 la diferencia es de 1,9 puntos. Entre 1 y 2

Figura 8. Distribución de precios de las tratadas con y sin entrada según el tipo de entrante, regresión de distribución

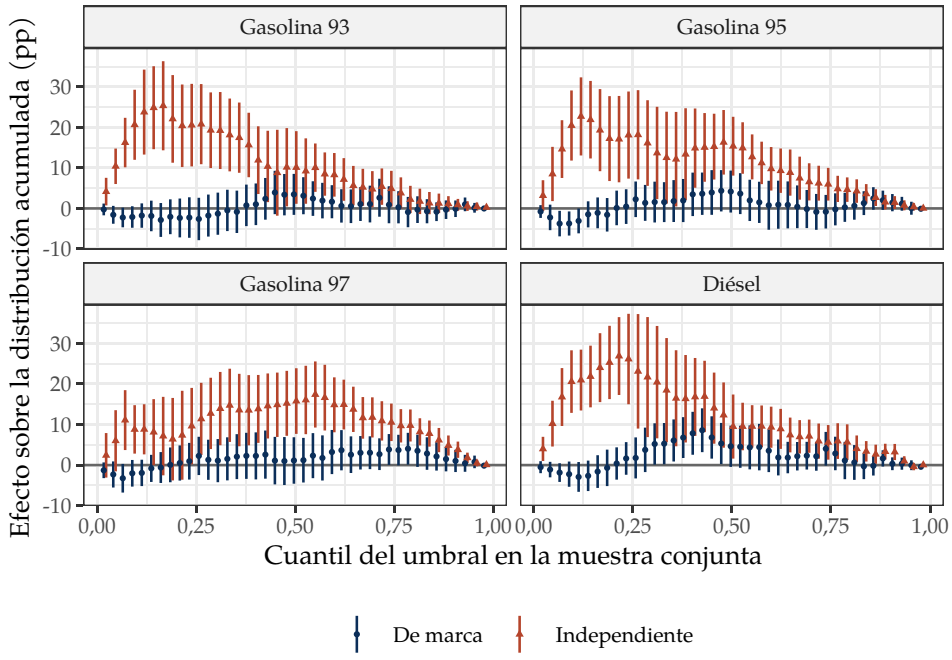


Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Distribución acumulada del precio menos su media nacional del mes de las tratadas de cada tipo de entrante después de la entrada (observada) y la que habrían tenido sin la entrada (observada menos $\kappa_g(c)$), con $\kappa_g(c)$ el ATT de Sun y Abraham (2021) de cada tipo sobre el indicador de (4), en una misma regresión por umbral con cohortes anuales separadas por tipo. Mismos 41 umbrales y efectos fijos que la Figura 7. Entrante independiente: no es de Copec, Shell (incluida Enex) ni Aramco. Tratadas con entrante de marca e independiente, 293 y 208 en gasolina 93, 295 y 208 en gasolina 95, 277 y 194 en gasolina 97, 298 y 208 en diésel.

kilómetros la diferencia es de 0,4 a 0,8 puntos, significativa al 1 % en tres combustibles y al 10 % en la gasolina 97. Desde los 2 kilómetros no se rechaza la hipótesis nula en ningún combustible. Las estaciones no solo se mueven en la misma dirección, sino que igualan el precio de la rival. La probabilidad de fijar exactamente el nuevo precio, que a 5 a 10 kilómetros es de 0,05 % a 0,11 %, aumenta entre 1,2 y 1,5 puntos porcentuales entre 0 y 1 kilómetro y entre 0,6 y 0,7 puntos entre 1 y 2 kilómetros. Desde los 2 kilómetros, el aumento es de 0,13 puntos o menos. En el régimen trisemanal, que reporta la Figura D.4 del anexo, la respuesta se extiende al anillo de 2 a 3 kilómetros.[14] Sin embargo, tres semanas sin cambio de costo dejan más espacio para cambios de precio que no responden a la competencia, por

[14]En las semanas 2 y 3 del ciclo trisemanal, las diferencias en el anillo de 2 a 3 kilómetros son de 0,74 a 1,09 puntos, significativas al 5 % en el diésel y al 10 % en las gasolinas 93 y 95, y nulas en la gasolina 97.

Figura 9. Efecto de la entrada sobre la distribución acumulada según el tipo de entrante



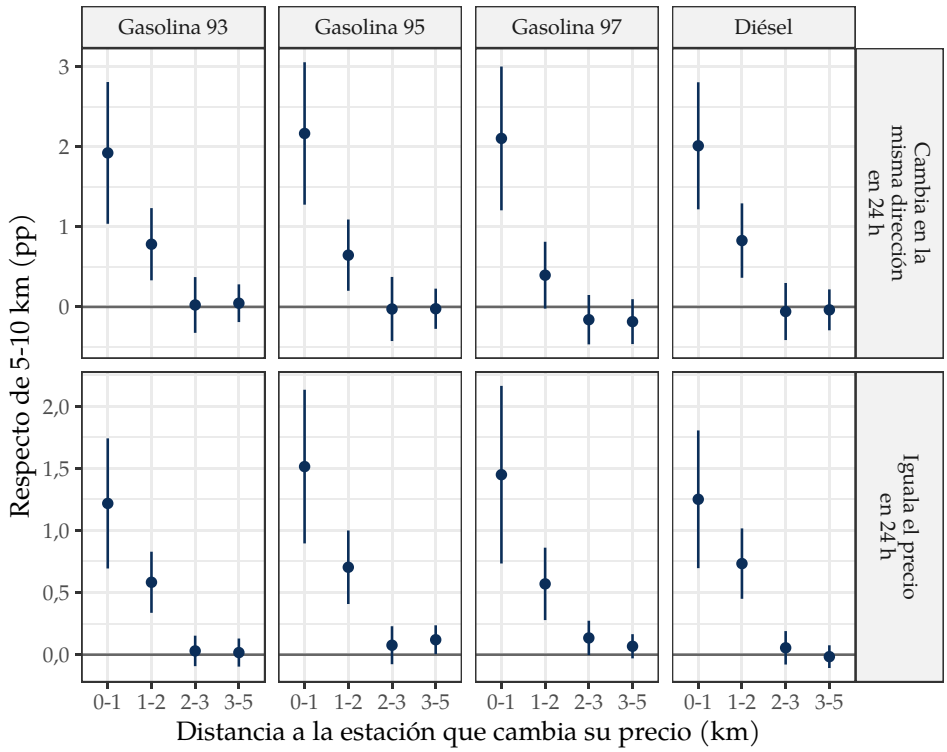
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. $\kappa_g(c)$ de la Figura 8, en puntos porcentuales, para cada uno de los 41 umbrales, ubicados según su cuantil en la muestra conjunta de tratadas y controles. Intervalos puntuales al 95 % con errores estándar agrupados por comuna, sin bandas uniformes.

lo que la estimación semanal es la medida más limpia de la respuesta a las rivales. Además, los cambios de Copec son los más seguidos y los de Aramco no se siguen más que en la referencia, lo que es consistente con el liderazgo de precios que documentan Lemus y Luco (2021).[15]

La respuesta cotidiana a las rivales delimita, así, un mercado local de unos 2 kilómetros. Este núcleo no depende del Supuesto 1, ya que no usa entradas, y coincide con el mercado de unos 2 kilómetros que estima Lagos (2018) a partir de la fusión entre Shell y Terpel, en un período en que el costo mayorista también se actualizaba cada semana (Tribunal de Defensa de la Libre Competencia, 2012), y es algo mayor que los 1,5 kilómetros de Henríquez et al. (2025). Que un diseño distinto, que no requiere una fusión ni un modelo de demanda, llegue al mismo radio respalda que el núcleo del mercado local en Chile es de unos 2 kilómetros. A diferencia de esos trabajos, además, la medida puede calcularse para cualquier zona y período con el registro de cambios de precio de la CNE.

[15]Separando por la marca de la estación que cambia su precio, con todos los días de domingo a martes de cada régimen y juntando los cuatro combustibles, la diferencia a 2 kilómetros o menos es de 2,7 puntos para los cambios de Copec en el régimen semanal y de 3,7 en el trisemanal, de 0,9 y 2,0 puntos para los de Shell, y de 0,2 y 0,3 puntos, no significativas, para los de Aramco.

Figura 10. Respuesta de las estaciones a los cambios de precio de sus rivales por distancia, mínimos cuadrados ordinarios con efecto fijo de cambio de precio



Fuente: Registro de cambios de precio de la CNE con fecha y hora. Estimación de (5): para cada cambio de precio de una estación en un día sin cambio de costo, diferencia entre la probabilidad de que una estación de otra marca del anillo cambie su precio en la misma dirección en 24 horas (fila superior) o fije exactamente el nuevo precio en 24 horas (fila inferior) y la de las estaciones a 5 a 10 kilómetros del mismo cambio. Régimen semanal: cambios de domingo a martes entre enero de 2022 y enero de 2023. Efecto fijo de cambio de precio. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por la estación que cambia su precio y por la rival (Cameron et al., 2011). Entre 2.570 y 3.020 cambios por combustible.

Este resultado tiene una consecuencia directa 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, y en ese caso concluye que el mercado relevante no supera los 3 kilómetros. La respuesta a las rivales indica que la competencia cotidiana entre estaciones ocurre dentro de ese radio, en los 2 kilómetros más cercanos, y que en el régimen trisemanal se extiende hasta los 3 kilómetros. Un radio de 3 kilómetros contiene, por lo tanto, el núcleo del mercado local. En las estaciones de autopista, en cambio, un radio fijo no describiría su mercado, que se extendería a lo largo de la ruta.

6. Robustez y limitaciones

6.1. Ejercicios de robustez

Tipo de entrante El tipo de entrante no se asigna al azar, por lo que la diferencia de la Tabla 4 podría reflejar dónde, cuándo o frente a quién entran las independientes, o depender de unas pocas entrantes. La Tabla 5 la estima de otras formas en la gasolina 93 y el diésel, con Sun y Abraham (2021) salvo en las filas que lo impiden. Agrupar los errores también por entrante, ya que una misma entrante trata a varias incumbentes, casi no los cambia, y agruparlos por región los aumenta de 0,22 a 0,24 en la gasolina 93 y los reduce en el diésel. Al permutar el tipo entre las 192 entrantes en la especificación TWFE, ninguna de 2.000 permutaciones alcanza la diferencia observada en la gasolina 93, y una en el diésel, también cuando el tipo se permuta solo dentro de cada región. Al interactuar Post con la región, con el año de la cohorte o con características de la tratada, lo que exige TWFE, la diferencia se compara dentro de cada grupo y está entre −0,89 y −1,04 puntos en la gasolina 93 y entre −0,88 y −0,98 en el diésel, también con todos a la vez y con el precio de apertura de la entrante, frente a −1,05 y −0,99 sin interacciones. En las submuestras la diferencia está entre −1,04 y −1,61 puntos en la gasolina 93 y entre −0,84 y −1,20 en el diésel, y la menor en la gasolina 93 es la que excluye a las cinco entrantes independientes que más tratan, que suman 63 tratadas. Del mismo modo, la Figura D.10, en el anexo, saca una a una las 63 entrantes independientes y las 15 regiones con tratadas, y la diferencia está entre −1,02 y −1,52 puntos en la gasolina 93 y entre −0,93 y −1,30 en el diésel, siempre significativa al 1 %. Con el estimador de imputación de Borusyak et al. (2024), otro estimador robusto a efectos heterogéneos entre cohortes, la diferencia es de −1,08 puntos (0,28) en la gasolina 93 y de −1,02 (0,29) en el diésel, mientras que el efecto de una entrante de marca es de 0,08 % (0,13) y −0,14 % (0,17), respectivamente (Figura D.9, en el anexo). Finalmente, al adelantar la entrada 24 meses usando solo el período previo a la entrada registrada, la diferencia es de 0,04 (0,11) en la gasolina 93 y de 0,02 (0,13) en el diésel, por lo que antes de la entrada los precios de ambos grupos de tratadas no evolucionaban de forma distinta.

Sensibilidad a las tendencias paralelas La Tabla E.8, en el anexo, aplica 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. Se aplica a los bins agregados de Sun y Abraham (2021). En el primer semestre el efecto sobre el precio de las incumbentes resiste $\bar{M}$ de 1 en la gasolina 95, 1,25 en las gasolinas 93 y 97 y 1,75 en el diésel, y en el segundo semestre entre 0,5 (gasolina 97) y 1 (diésel).

Tabla 5. Robustez de la diferencia entre una entrante independiente y una de marca

	Gasolina 93	Diésel
Inferencia (Sun y Abraham)		
Diferencia principal, errores agrupados por comuna	-1,259*** (0,223)	-1,136*** (0,296)
Errores agrupados por comuna y por entrante	-1,259*** (0,221)	-1,136*** (0,291)
Errores agrupados por región (15)	-1,259*** (0,243)	-1,136*** (0,207)
Valor p por permutación del tipo entre entrantes (TWFE)	<0,0005	0,0005
Valor p por permutación dentro de región (TWFE)	<0,0005	0,0005
Comparación dentro de grupos (TWFE, Post interactuado con)		
Ninguno (estimación TWFE principal)	-1,046*** (0,222)	-0,987*** (0,245)
Región	-0,995*** (0,216)	-0,877*** (0,242)
Año de la cohorte	-0,887*** (0,200)	-0,900*** (0,263)
Características de la tratada[a]	-1,020*** (0,202)	-0,979*** (0,237)
Entrante que abre bajo la media nacional[b]	-1,042*** (0,229)	-0,967*** (0,249)
Región, año de la cohorte y características	-0,902*** (0,195)	-0,888*** (0,255)
Muestra (Sun y Abraham)		
Solo incumbentes de Copec, Shell o Aramco	-1,207*** (0,210)	-1,088*** (0,300)
Cohortes 2014–2019	-1,378*** (0,237)	-1,175*** (0,320)
Cohortes 2015–2017	-1,607*** (0,292)	-0,841** (0,425)
Solo regiones con tratadas de ambos tipos (12)	-1,270*** (0,223)	-1,131*** (0,295)
Sin las cinco entrantes independientes que más tratan	-1,037*** (0,268)	-0,870*** (0,290)
Solo entrantes que siguen en el panel 24 meses o más	-1,270*** (0,216)	-1,199*** (0,286)
Control amplio (sin entradas a 3 km o menos)	-1,264*** (0,223)	-1,165*** (0,303)
Tratadas a 1 km o menos de la entrante	-1,110*** (0,286)	-1,043*** (0,341)
Placebo (Sun y Abraham)		
Entrada adelantada 24 meses (placebo)	0,040 (0,111)	0,022 (0,129)

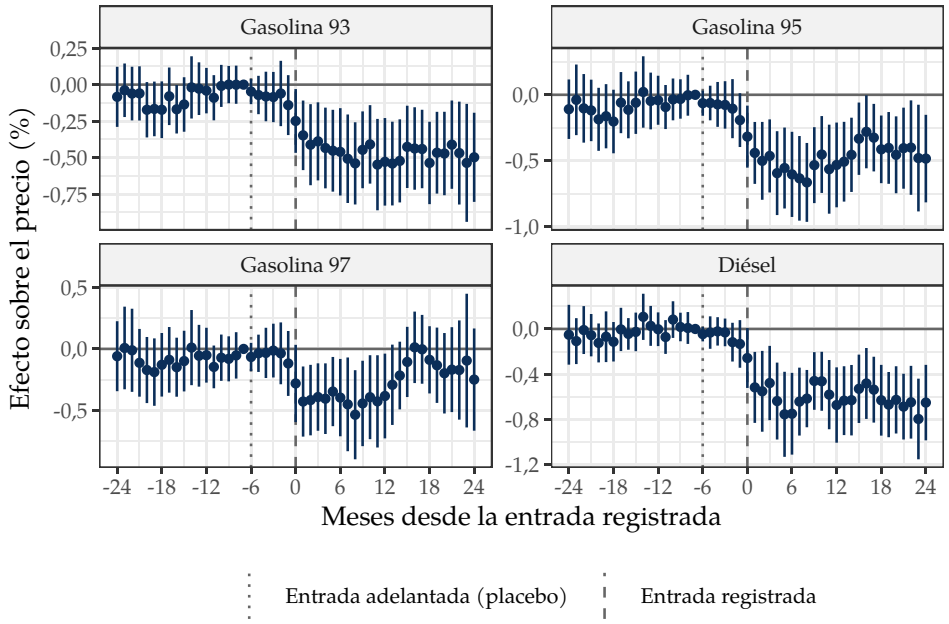
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Cada fila es la diferencia entre el efecto de una entrante independiente y el de una de marca, con la variación indicada. Sun y Abraham: la diferencia de la Tabla 4, en una sola regresión con cohortes anuales separadas por tipo. TWFE (comparación dentro de grupos y permutación): coeficiente de Post × entrante independiente de la Tabla E.14, ya que el estimador de Sun & Abraham (2021) no admite interactuar Post con covariables. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos, salvo en la fila del control amplio. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis, salvo en las filas de inferencia. Permutación: el tipo se reasigna 2.000 veces entre las 192 entrantes, con el mismo número de independientes, libremente o dentro de la región de la tratada; valor p: proporción de permutaciones con una diferencia mayor en valor absoluto que la observada. Comparación dentro de grupos: además, Post interactuado con cada región, con cada año de cohorte o con las características indicadas. [a] Más estaciones a 2 km o menos en 2013 que la mediana de las tratadas, precio de la gasolina 93 en 2013 bajo la mediana de las tratadas, entrante a 1 km o menos, incumbente de Copec, Shell o Aramco, incumbente y entrante a 100 m o menos de una autopista, y Región Metropolitana. [b] Precio de la gasolina 93 de la entrante en sus seis primeros meses bajo la media nacional; quedan fuera las tratadas cuya entrante no reporta ese precio. Placebo: la entrada se adelanta 24 meses y se usan solo las observaciones previas a la entrada registrada. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01.

Salida de incumbentes 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 D.2, en el anexo, estima el efecto de la entrada sobre el número de estaciones a 2 kilómetros o menos. Con Sun y Abraham (2021), incluyendo a la entrante el número aumenta en 0,96 estaciones en el primer semestre y se mantiene entre 0,83 y 0,86 hasta el cuarto, 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 0,06 estaciones menos, no significativo), cuando ya se observa la caída de precios. Después baja gradualmente, de forma significativa al 5 % desde el segundo año, hasta 0,30 estaciones en el bin ≥ 4 con el corte en la segunda entrada y 0,40 sin él. El efecto sobre precios del primer año no se explica, por lo tanto, por la salida de incumbentes, aunque la salida posterior puede sostener parte del efecto de largo plazo.

Fecha de la entrada La Figura 11 adelanta la fecha de entrada de cada tratada en seis meses, es decir, un bin de la especificación principal. Este ejercicio usa TWFE, porque con bins mensuales el estimador de Sun y Abraham (2021) tendría unos 640 coeficientes por cohorte y mes y, como con cohortes mensuales, subestimaría el error agrupado por comuna. 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 entre la fecha adelantada y la registrada, con una leve caída en los dos meses previos a la entrada registrada, significativa al 10 % solo en el mes -1 de la gasolina 95. Antes de la fecha adelantada la trayectoria también es plana, salvo en la gasolina 93, en que los meses -20 a -16 están en torno a $-0{,}17$ %, salvo el -17, y son significativos al 10 %, el -16 al 5 %, una diferencia que no se acerca en el tiempo a la entrada. El quiebre ocurre en el mes 0, y es significativo al 5 % desde ese mes en las gasolinas 93 y 95 y desde el mes 1 en la 97 y el diésel. Así, el quiebre coincide con la fecha registrada y no con la adelantada, lo que no es consistente con que el momento de la entrada responda a los precios de las incumbentes. Una eventual reacción en los meses previos queda dentro del período de referencia, por lo que el efecto estimado sería una cota inferior.

Para evaluar esa posible reacción previa, la Figura D.3, en el anexo, compara la estimación de (2) con la entrada registrada y con la entrada adelantada dos meses. Con Sun y Abraham (2021), en ambos casos ningún coeficiente previo a la entrada es distinto de cero y todos se encuentran dentro de $\pm 0{,}12$ %. El efecto del primer semestre disminuye con el adelanto, de un $-0{,}31$ % a un $-0{,}21$ % en la gasolina 93, dado que ese semestre incluye ahora dos meses previos a la entrada registrada. Los semestres siguientes, en cambio, son similares, y algunos mayores en valor absoluto, por ejemplo, de un $-0{,}54$ % a un $-0{,}64$ % en el segundo

Figura 11. Estudio de eventos con la entrada fechada seis meses antes de la registrada



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 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 × año y marca × año) y control que la especificación principal. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna.

semestre del diésel. Por lo tanto, el estudio de eventos principal es robusto a la fecha de la entrada, y la estimación con la fecha registrada subestima levemente el efecto. En términos de la Sección 4, el Supuesto 2 no se cumple exactamente respecto de la fecha registrada, pero la reacción previa ocurre dentro del semestre de referencia, que es el caso en que β_τ es una cota inferior de θ_τ.

Entradas falsas en el grupo de control La Tabla E.9, en el anexo, 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. El efecto se estima 500 veces sobre todo el grupo y sobre su mitad más densa. El ejercicio usa TWFE, ya que bajo la hipótesis nula ambos estimadores coinciden y repetirlo con Sun y Abraham (2021) exigiría 4.000 regresiones. El efecto placebo promedio es de 0,01 % o menos en valor absoluto, frente a efectos reales de 0,21 % a 0,57 % con TWFE (Tabla E.13), por lo que el diseño no genera efectos donde no hay entrada. Los errores agrupados por comuna son entre un 4 % y un 6 % menores que la dispersión efectiva de los placebos en todo el grupo y entre un 12 % y un 17 % menores en la mitad densa, con tasas de rechazo al 5 % de entre 5 % y 7 % y de hasta

10 %, respectivamente. El valor p por aleatorización del efecto real es de 0,002 o menos en las gasolinas 93 y 95 y el diésel. En la gasolina 97 es de 0,06 en todo el grupo y de 0,13 en la mitad densa, por lo que su efecto, significativo solo al 10 % con errores agrupados, tampoco es robusto a la inferencia por aleatorización.

Primera semana del ciclo trisemanal En el régimen trisemanal, que se reporta en el anexo (Figura D.4), la respuesta a los cambios de precio de las rivales no depende de excluir la primera semana del ciclo. Juntando los cuatro combustibles, la probabilidad de que una estación a 2 kilómetros o menos cambie su precio en la misma dirección dentro de 24 horas es 1,17 puntos porcentuales mayor que la de una estación a 5 a 10 kilómetros en el régimen semanal. La diferencia es de 1,65 puntos en las semanas 2 y 3 del ciclo trisemanal y de 1,49 puntos en su primera semana, todas significativas al 1 % con errores agrupados por ambas estaciones. En la primera semana la probabilidad de base es mayor, de 2,2 % frente a 1,4 % en las semanas 2 y 3, porque parte de las estaciones todavía traspasa el salto de costo. El efecto fijo de cambio de precio absorbe ese movimiento común, y la diferencia por distancia se mantiene.

Inferencia, grupo de control y frecuencia del panel 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. Con Sun y Abraham (2021), con 2 kilómetros los errores son parecidos a los agrupados por comuna, entre un 7 % menores y un 11 % mayores, y con 5 kilómetros entre un 13 % menores y un 26 % mayores, sin que ningún coeficiente significativo deje de serlo al 5 %. Asimismo, la Tabla E.6 muestra que el grupo de control estricto y el amplio entregan efectos casi iguales, con diferencias de 0,02 puntos o menos en el primer año. Finalmente, al repetir el estudio de eventos con un panel semanal, más cercano a la resolución de Fischer et al. (2026), que usan precios diarios con bins de seis meses, con bins de 26 semanas y cohortes trimestrales, los coeficientes con TWFE difieren en 0,04 puntos o menos de los del panel mensual, y los de Sun y Abraham (2021) en 0,08 puntos o menos.

6.2. Limitaciones

Los resultados tienen tres tipos de limitaciones. La primera se refiere a la validez interna. La diferencia por tipo de entrante no es el efecto causal de la bandera de la entrante. Resiste comparar dentro de una misma región, cohorte o tipo de incumbente (Tabla 5), pero descansa en 63 entrantes independientes, que abren con precios más bajos que las de marca, y aunque la diferencia se mantiene al controlar por si la entrante abre bajo la media

nacional, ese control es grueso, por lo que no es posible separar del todo el efecto de ser independiente del de abrir con un precio bajo, una decisión de la propia entrante. Por otra parte, al estimar por separado cada ventana con Sun y Abraham (2021), el test conjunto de los bins previos rechaza al 5 % en los cuatro combustibles de las entrantes de marca antes de la pandemia, y en dos de los cuatro de las independientes después de ella, y al 10 % en los otros dos, en este último caso con solo 40 a 48 tratadas (Figuras D.7 y D.8). En esas ventanas la diferencia entre ambos tipos es, por lo tanto, menos limpia que en la ventana completa. El Supuesto 1 no puede verificarse directamente, y aunque ningún coeficiente previo es significativo en la especificación principal, en la ventana 2014 a 2019 los coeficientes previos son positivos y significativos en las gasolinas de 95 y 97 octanos. Además, las tratadas están en zonas urbanas y densas y los controles, en su mayoría, en zonas menos densas, un 30,5 % de las tratadas y un 5,5 % de los controles están en la Región Metropolitana (Tabla 2). Los efectos fijos de región por año absorben los shocks comunes a cada región, pero no las tendencias propias de los barrios densos, como la expansión de las aplicaciones de descuento. Comparar a cada incumbente con otras más lejanas de la misma entrante, o con las futuras tratadas, permitiría fijar el entorno local y queda para trabajo futuro. Por otra parte, el efecto de una entrante independiente llega hasta unos 5 kilómetros y entre 5 y 10 kilómetros es pequeño y significativo solo al 10 % en la gasolina 93 (Figura D.12). Algunos controles estrictos, sin entradas a 5 kilómetros o menos, pueden tener una entrada independiente entre 5 y 10 kilómetros, lo que sesgaría el efecto principal hacia cero. Por la misma razón, 261 de las 506 tratadas ya tenían una entrada a entre 2 y 5 kilómetros antes de la que las trata, por lo que su período de referencia puede estar parcialmente tratado, lo que también atenuaría el efecto estimado. La respuesta de las incumbentes comienza antes de la entrada registrada, y no es posible distinguir si ello responde al fechado de la base o a una anticipación de la apertura, aunque en ambos casos el estudio de eventos principal subestima el efecto. La respuesta a los cambios de precio de las rivales es consistente con competencia estratégica entre estaciones vecinas. Sin embargo, un shock de demanda local que afecte a la vez a varias de ellas generaría el mismo patrón. Además, esa estrategia mide la probabilidad de que una estación responda y no la magnitud de su ajuste.

La segunda se refiere a la validez externa. El efecto posterior a la pandemia parece menor y menos persistente que el de la ventana completa, por lo que el efecto promedio puede no describir bien a las entradas actuales, aunque la comparación entre ventanas mezcla el período con la composición de la muestra. El resultado de las autopistas no aísla un efecto causal de la ubicación. Además, el estimando es el efecto de una primera entrada, por lo que no informa sobre el efecto de una segunda ni sobre el del cierre de una estación. Por último, solo un 12 % de las tratadas por una entrante independiente lo es desde 2020, por lo que su efecto describe sobre todo a las entradas previas a la pandemia.

La tercera se refiere a las variables. El precio observado es el precio de lista, que puede alejarse del precio que pagan muchos consumidores por los descuentos por aplicaciones y los programas de fidelización, que además pueden alterar la competencia en precios (Rossi & Chintagunta, 2023). Si estos crecieron tras la pandemia, parte de la competencia podría haberse desplazado desde el precio de lista hacia los beneficios. Por último, la base no contiene volúmenes de venta, lo que impide traducir las caídas de precio en ganancias de bienestar para los consumidores.

7. Conclusión

Este documento estudia qué ocurre con el precio de las estaciones de servicio cuando abre una competidora, y qué revela esa respuesta sobre la extensión del mercado local. Para ello aplica a 404 aperturas en Chile entre 2014 y 2026 el diseño de la literatura reciente sobre el efecto de la entrada, y aprovecha el calendario del MEPCO para medir la competencia cotidiana entre estaciones sin necesidad de entradas. Pese a la simplicidad de ambos diseños, emergen algunos puntos generales.

Primero, en el agregado el mercado chileno se comporta como el alemán. Las incumbentes a 2 kilómetros o menos de una entrante reducen su precio entre un 0,20 % y un 0,58 % según el combustible, alrededor de un 5 % de su margen, y la caída se concentra en la mitad baja de la distribución de precios, como en Fischer et al. (2026).

Segundo, ese promedio esconde que la disciplina de precios proviene de unas pocas entrantes independientes. Una entrante independiente reduce el precio de sus vecinas en alrededor de un 1 %, desplaza la mitad baja de su distribución de precios y extiende su efecto hasta unos 5 kilómetros. Una entrante de Copec, Shell o Aramco, en cambio, no cambia el precio de las incumbentes. El resultado confirma lo que encuentra Castillo (2018), una entrante que compite con el precio de lista obliga a sus vecinas a responder con el precio, y una que compite con su marca no lo hace.

Tercero, el mercado relevante, medido con la competencia cotidiana entre estaciones, tiene un núcleo de 2 kilómetros. Una estación sigue los cambios de precio de sus rivales en los días en que el costo no cambia solo dentro de los 2 kilómetros más cercanos, el mismo radio que Lagos (2018) estima a partir de una fusión.

Estas conclusiones descansan en que el momento de la apertura no responde a los precios de las incumbentes, un supuesto que los coeficientes previos y los placebos respaldan, pero que no puede verificarse directamente. La diferencia entre ambos tipos de entrante resiste comparar dentro de una misma región, cohorte o tipo de incumbente, pero no es el efecto causal de la bandera, ya que descansa en 63 entrantes independientes que, además, abren

con precios más bajos que las de marca. La medida sin entradas, por su parte, captura la probabilidad de responder y no su magnitud.

Aunque no sería prudente extraer conclusiones de política definitivas a partir de un solo mercado, los resultados apuntan a ámbitos en que la política de competencia puede tener un efecto importante. El primero es la delimitación del mercado geográfico. El núcleo de 2 kilómetros es consistente con la conclusión de la Fiscalía Nacional Económica (2021) de que el mercado relevante no supera los 3 kilómetros, ya que la competencia cotidiana ocurre dentro de ese radio, y la medida que lo identifica puede calcularse para cualquier zona con el registro de cambios de precio de la CNE. En las estaciones de autopista, en que la entrada no reduce el precio, un radio fijo probablemente no describe el mercado, que se extendería a lo largo de la ruta.

Aplicaciones de política Las barreras de entrada son relevantes en este mercado. La Fiscalía Nacional Económica (2021) identifica la escasez de terrenos aptos y las exigencias de los planos reguladores como la principal barrera, a la que se suman las normativas sectoriales y la inversión que requiere un entrante (Fiscalía Nacional Económica, 2025). Una apertura a 2 kilómetros o menos reduce el precio de las incumbentes en unos cuatro pesos por litro en promedio, pero ese efecto proviene de las entrantes independientes, que lo reducen en alrededor de un 1 %. Esto sugiere dos aplicaciones. La primera es incorporar el efecto sobre los precios al evaluar las restricciones de uso de suelo que afectan a las estaciones de servicio, en especial en zonas con pocos competidores cercanos, y la adquisición o conversión de estaciones independientes en el análisis de fusiones, ya que esas operaciones eliminarían precisamente a la rival que mueve los precios, como ocurrió en California con las estaciones Thrifty (Hastings, 2004). La segunda es facilitar la entrada de estaciones independientes. Las independientes pueden enfrentar dificultades que las grandes marcas no tienen, como su abastecimiento, ya que las empresas de menor tamaño solo pueden comprar combustible a ENAP mientras que las grandes distribuidoras pueden además importarlo (Fiscalía Nacional Económica, 2025), o los contratos de suministro y el acceso a terrenos. Revisar esas condiciones de acceso podría tener un efecto sobre los precios mayor que el de facilitar la entrada en general. Ambas aplicaciones tienen límites. Además, el documento no estudia por qué las independientes disciplinan más los precios, por lo que el papel del abastecimiento es una hipótesis para investigar y no una conclusión.

Otro ámbito es la transparencia de precios. Luco (2019) muestra que la publicación obligatoria de precios en línea elevó los márgenes. Aun con esa transparencia, la entrada de una independiente reduce sobre todo la parte baja de la distribución de precios, por lo que sus beneficios llegan primero a quienes compran en las estaciones más baratas.

El análisis es solo un comienzo, y deja tres preguntas abiertas. La primera es por qué las entrantes de las grandes marcas no mueven el precio de las incumbentes, si porque compiten por medios distintos del precio de lista, como los descuentos y programas de fidelización (Rossi & Chintagunta, 2023), o por otra razón que los datos de precios de lista no permiten ver. Responderla requeriría datos de precios efectivamente pagados. La segunda es el efecto del cierre de una estación, sobre todo de una independiente, sobre el precio de sus rivales, el reverso de este trabajo y la pregunta más cercana a la evaluación de fusiones. La tercera es la magnitud de la respuesta a las rivales, y no solo su probabilidad, que permitiría convertir la medida sin entradas en una función de reacción completa en la línea de Pinkse et al. (2002).

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), 175–206. https://doi.org/10.1257/app.20180047

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. https://doi.org/10.1086/261786

Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2011). Robust inference with multiway clustering. *Journal of Business & Economic Statistics*, *29*(2), 238–249. https://doi.org/10.1198/jbes.2010.07136

Castillo, P. (2018). *Competencia en la distribución minorista de combustibles líquidos: Explorando la dimensión espacial* [Tesis de magíster]. Universidad de Chile.

Chernozhukov, V., Fernández-Val, I., & Melly, B. (2013). Inference on counterfactual distributions. *Econometrica*, *81*(6), 2205–2268. https://doi.org/10.3982/ECTA10582

Clemenz, 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/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/10.1111/joie.12418

Fiscalía Nacional Económica. (2021). *Informe de archivo. Investigación Rol N.º 2615-20*.

Fiscalía Nacional Económica. (2025). *Informe de archivo. Investigación Rol N.º 2538-19*.

Fischer, K., Martin, S., & Schmidt-Dengler, P. (2026). The heterogeneous effects of entry on prices. *Journal of the European Economic Association*, *24*(5), 1626–1670. https://doi.org/10.1093/jeea/jvaf061

Hastings, J. S. (2004). Vertical relationships and competition in retail gasoline markets: Empirical evidence from contract changes in Southern California. *American Economic Review*, *94*, 317–328. https://doi.org/10.1257/000282804322970823

Henríquez, P. A., Acuña, J., & Apablaza, V. (2025). Spatial dynamics and price determinants in the local gasoline retail market: Evidence from Greater Santiago. *Spatial Economic Analysis*, *20*(3), 534–557. https://doi.org/10.1080/17421772.2025.2474514

Hotelling, H. (1929). Stability in competition. *The Economic Journal*, *39*(153), 41–57. https://doi.org/10.2307/2224214

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/10.1016/j.eneco.2022.105889

Lagos, V. (2018). Effectiveness of merger remedies: Evidence from the retail gasoline industry. *The Journal of Industrial Economics*, *66*(4), 942–979. https://doi.org/10.1111/joie.12188

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

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

MacKinnon, J. G., & Webb, M. D. (2017). Wild Bootstrap Inference for Wildly Different Cluster Sizes. *Journal of Applied Econometrics*, *32*(2), 233–254. https://doi.org/10.1002/jae.2508

Ley N.º 21.537. Modifica el mecanismo de estabilización de precios de los combustibles para evitar fluctuaciones semanales, y extiende el beneficio de reintegro parcial del impuesto específico a los combustibles para transportistas de carga, Chile (2023, 24 de enero).

Pinkse, J., Slade, M. E., & Brett, C. (2002). Spatial price competition: A semiparametric approach. *Econometrica*, *70*(3), 1111–1153. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00320

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

Rossi, F., & Chintagunta, P. K. (2023). Consumer loyalty programs and retail prices: Evidence from gasoline markets. *Marketing Science*, *42*(4), 794–818. https://doi.org/10.1287/mksc.2022.1416

Salop, S. C. (1979). Monopolistic competition with outside goods. *The Bell Journal of Economics*, *10*(1), 141–156. https://doi.org/10.2307/3003323

Schuirmann, D. J. (1987). A comparison of the two one-sided tests procedure and the power approach for assessing the equivalence of average bioavailability. *Journal of Pharmacokinetics and Biopharmaceutics*, *15*(6), 657–680. https://doi.org/10.1007/BF01068419

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]. Universidad de Chile.

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). The effects of competition in the retail gasoline industry. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, *13*(5), 1311–1336.

Tribunal de Defensa de la Libre Competencia. (2012). *Resolución N.º 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.º 399-11*.

Anexo A. Un modelo simple de la entrada

Este anexo formaliza la distinción de la Sección 4 entre dónde y cuándo abre una estación. El modelo muestra qué parte de la entrada es endógena, el lugar, y qué parte puede tratarse como exógena, el momento de la apertura.

Una estación potencial elige un sitio $\ell \in \mathcal{L}_c$ de la comuna c y abre si el beneficio es no negativo. El costo marginal C es común a todas las estaciones, dado que el costo mayorista es una referencia nacional (Sección 3), y K_ℓ es el costo de instalación del sitio, que puede capturar otras barreras a la entrada. Las características del sitio son

$$X_\ell = (F_\ell,\, y_c,\, \rho_c,\, d_\ell), \tag{A.1}$$

donde F_ℓ es el flujo vehicular, y_c el ingreso de la comuna, ρ_c su densidad de población y d_ℓ la distancia a la estación competidora más cercana. El beneficio de entrar en ℓ es

$$\pi_\ell = \big[p(X_\ell) - C\big]\, q(X_\ell) - K_\ell, \tag{A.2}$$

creciente en cada componente de X_ℓ. Además, el plan regulador solo admite estaciones en algunos sitios, lo que se representa con $Z_\ell \in \{0, 1\}$ (Fiscalía Nacional Económica, 2021). Así, la entrada ocurre en

$$\ell^* = \arg\max_{\ell:\, Z_\ell = 1} \pi_\ell, \quad \text{si } \pi_{\ell^*} \geq 0. \tag{A.3}$$

La ubicación es, por lo tanto, endógena: la entrada ocurre donde el flujo, el ingreso, la densidad y la distancia a las rivales hacen que los márgenes sean altos, como sugieren las diferencias entre tratadas y controles de la Tabla 2.

Una vez que se decide abrir en ℓ^* en el período t_0, la estación comienza a operar en

$$t^e = t_0 + h, \tag{A.4}$$

donde h es el tiempo que toman la búsqueda de un terreno admisible, los permisos y la construcción. Dadas las barreras descritas en la Sección 3, este plazo depende de trámites ante distintas autoridades y no de la evolución de los precios de las incumbentes (Fiscalía Nacional Económica, 2025), tal como argumentan Davis et al. (2025) para México. Los efectos fijos de (1) absorben, así, lo que determina dónde se entra, y el Supuesto 1 se cumple si el plazo h no responde a los precios de las incumbentes.

El modelo también ayuda a leer la diferencia entre tipos de entrante. Una independiente, que compite principalmente con el precio, puede preferir sitios distintos de los de una estación de marca, con otro X_ℓ. Mientras esas características sean propias del sitio o cambien solo a nivel de región por año, la diferencia en dónde entra cada tipo es una diferencia de nivel que absorbe el efecto fijo de estación, y no contamina la comparación de sus efectos.

Anexo B. Alcance espacial del efecto de la entrada

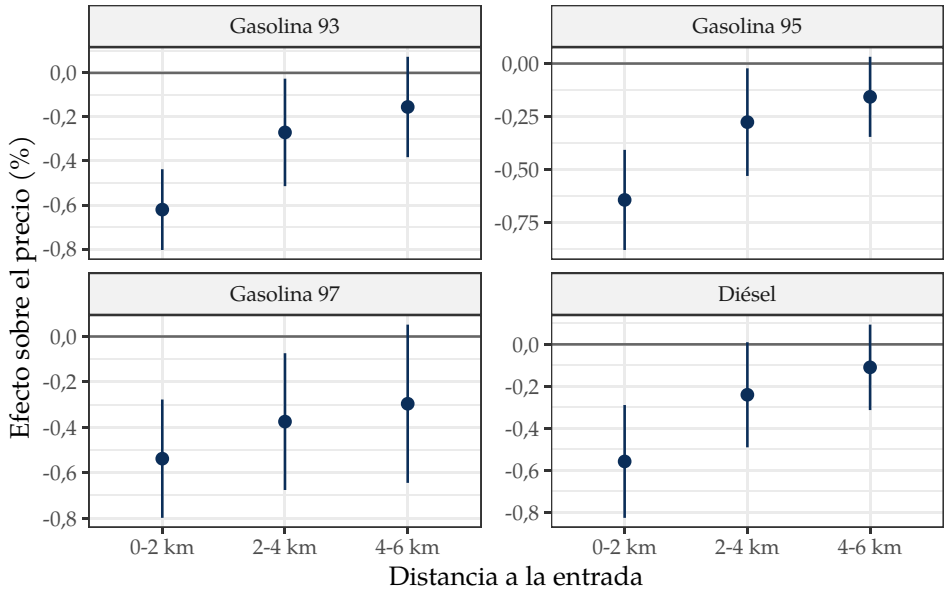
Para medir el alcance espacial del efecto de la entrada, se estima la versión estática de (2) por anillos de distancia a la entrada,

$$p_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma_{r(i)a(t)} + \delta_{m(i)a(t)} + \sum_b \psi_b \, \text{Post}_{it} \, \mathbb{1}[d_i \in b] + v_{it}, \tag{B.1}$$

donde $\text{Post}_{it} = \mathbb{1}[t \geq t_i^e]$, d_i es la distancia entre la incumbente y la primera entrada a 6 kilómetros o menos, y b recorre los anillos de 0 a 2, 2 a 4 y 4 a 6 kilómetros. Los controles son estaciones sin entradas de ninguna marca a 6 kilómetros o menos. Las tratadas aportan los seis meses antes y después de la entrada, por lo que ψ_b es el efecto del primer semestre en el anillo b, estimado con Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales separadas por anillo en una sola regresión.

La Figura B.1 muestra que el efecto decrece con la distancia: entre 2 y 4 kilómetros es de alrededor de la mitad del efecto a 2 kilómetros o menos, y entre 4 y 6 kilómetros no se distingue de cero, aunque tampoco es equivalente a cero (Tabla E.12). El gradiente es parecido al que encuentran Fischer et al. (2026) en Alemania. La Tabla B.1 muestra que el efecto estático apenas cambia al definir la tratada con una entrada a 1, 2, 3 o 5 kilómetros o menos, aunque cada radio cambia también la fecha de la primera entrada y el corte en la segunda.

Figura B.1. Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes por distancia a la entrante, Sun y Abraham



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Panel mensual 2012 a 2026, log del precio × 100. Estimación de (B.1) con Sun y Abraham (2021), cohortes anuales separadas por anillo: efecto de los primeros seis meses por anillo de distancia a la primera entrada competidora a 6 km o menos. Las tratadas aportan los seis meses antes y los seis meses después de la entrada, los controles, estaciones sin entradas de ninguna marca a 6 km o menos, aportan todos sus meses. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Entre 142 y 214 tratadas por anillo y entre 250 y 309 controles según el combustible. La Figura B.2 separa el efecto por tipo de entrante.

La Figura B.2 separa los anillos por tipo de entrante. El efecto de una entrante independiente decrece con la distancia, pero se mantiene en los tres anillos en las gasolinas, mientras que el de una

Tabla B.1. Efecto estático de la entrada según el radio que define a las tratadas

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
Entrada a 1 km o menos	-0,509***	-0,470***	-0,323**	-0,644***
	(0,132)	(0,131)	(0,161)	(0,149)
Tratadas	280	282	266	283
Entrada a 2 km o menos	-0,410***	-0,375***	-0,200	-0,582***
	(0,119)	(0,125)	(0,156)	(0,133)
Tratadas	501	503	471	506
Entrada a 3 km o menos	-0,453***	-0,440***	-0,313**	-0,460***
	(0,113)	(0,115)	(0,139)	(0,135)
Tratadas	600	603	565	606
Entrada a 5 km o menos	-0,527***	-0,496***	-0,386***	-0,558***
	(0,116)	(0,114)	(0,128)	(0,123)
Tratadas	580	584	541	586
Controles	339	338	283	347

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. ATT estático de la especificación principal (log del precio × 100, efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año) con la tratada definida por una entrada competidora a 1, 2, 3 o 5 km o menos, fechada en la primera de ellas y cortada en la segunda. El control es el mismo en todos los radios: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Las incumbentes con una entrada más allá del radio y a 5 km o menos quedan fuera. Con 5 km hay menos tratadas que con 3 km porque 131 de las tratadas a 3 km tienen ya una entrada de 2013 a 5 km o menos, que no define cohortes, y quedan fuera. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01.

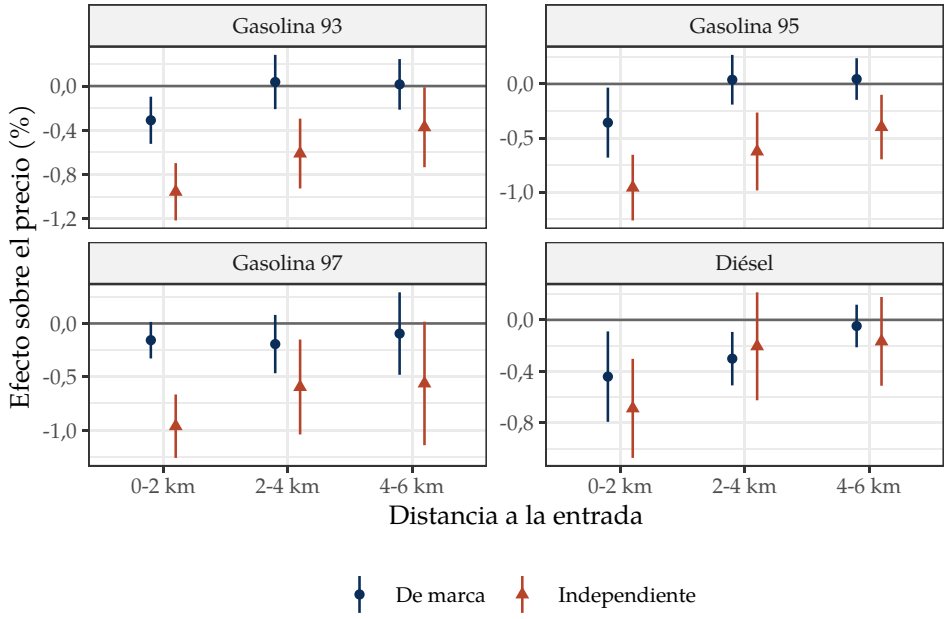
entrante de marca se limita a los 2 kilómetros más cercanos. La Figura D.12 estima el estudio de eventos completo solo con las entrantes independientes, y muestra que su efecto llega hasta unos 5 kilómetros y es pequeño entre 5 y 10.

Anexo C. Ventanas antes y después de la pandemia

Las Figuras C.1 y C.2 repiten el estudio de eventos con Sun y Abraham (2021) antes y después de la pandemia, y las Tablas E.10 y E.11 lo comparan con TWFE. El efecto es mayor y más persistente antes de la pandemia y menor y más breve después. El contraste es descriptivo, ya que las ventanas difieren en sus incumbentes, sus controles y su horizonte, y antes de la pandemia los bins previos son positivos, sobre todo en la gasolina 97, cuyo efecto no se distingue de una tendencia previa. Con los datos disponibles no es posible distinguir si la diferencia responde a la madurez del mercado, a la menor frecuencia de actualización del MEPCO o a la composición de las tratadas, entre las que las tratadas por una independiente son menos frecuentes después de 2020.

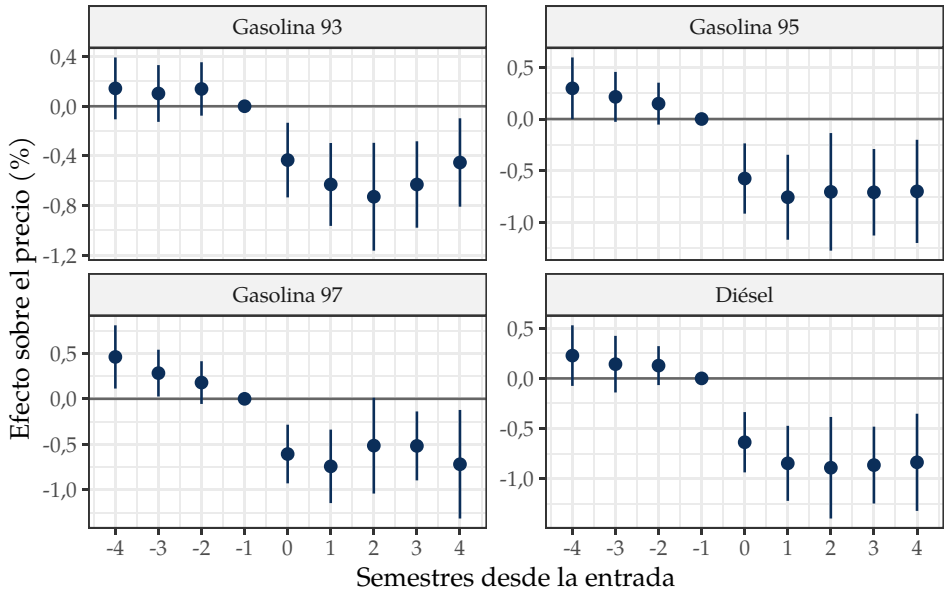
Anexo D. Figuras complementarias

Figura B.2. Atenuación del efecto con la distancia según el tipo de entrante



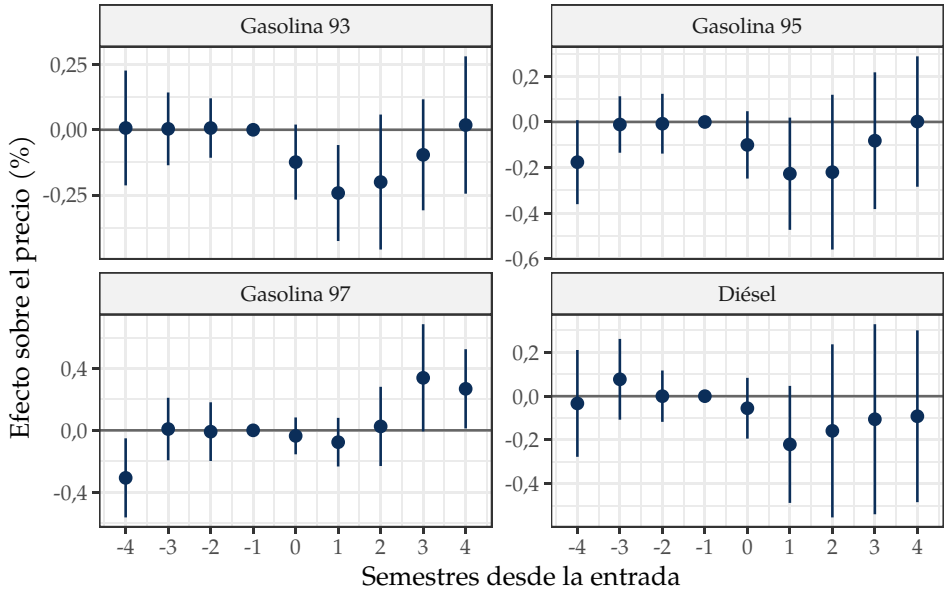
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Efecto de los primeros seis meses tras la entrada, por anillo de distancia a la primera entrada competidora a 6 km o menos y tipo de esa entrante, estimado con Sun y Abraham (2021) en una sola regresión con cohortes anuales separadas por anillo y tipo. Las tratadas aportan los seis meses antes y después de la entrada. Entrante independiente: no es de Copec, Shell (incluida Enex) ni Aramco. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 6 km o menos. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. En la gasolina 93, tratadas de marca e independientes: 108 y 104 a 0–2 km, 86 y 93 a 2–4 km, 85 y 77 a 4–6 km; 301 controles.

Figura C.1. Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes, Sun y Abraham, ventana 2014 a 2019



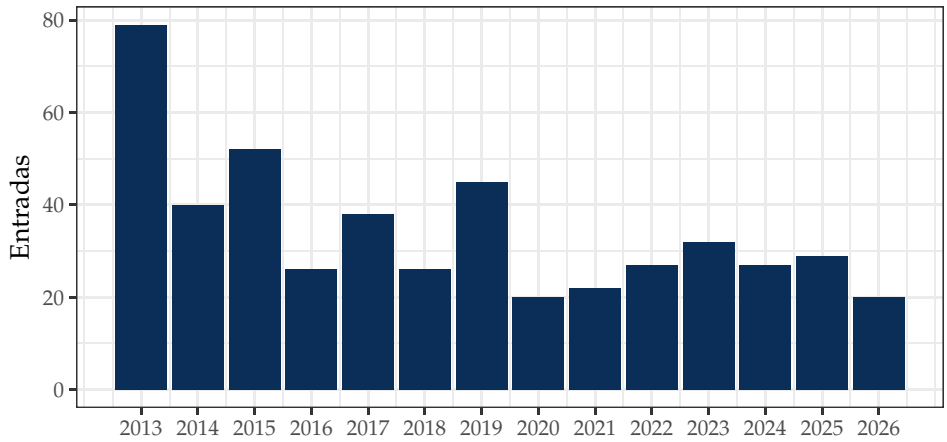
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2014 y cohortes de entrada de 2015 a 2019. Log del precio × 100. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales y las nunca tratadas como referencia; la Tabla E.10 compara con TWFE. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Entre 418 y 459 tratadas y entre 484 y 618 controles según el combustible.

Figura C.2. Efecto de la entrada sobre el precio de las incumbentes, Sun y Abraham, ventana 2021 a 2026



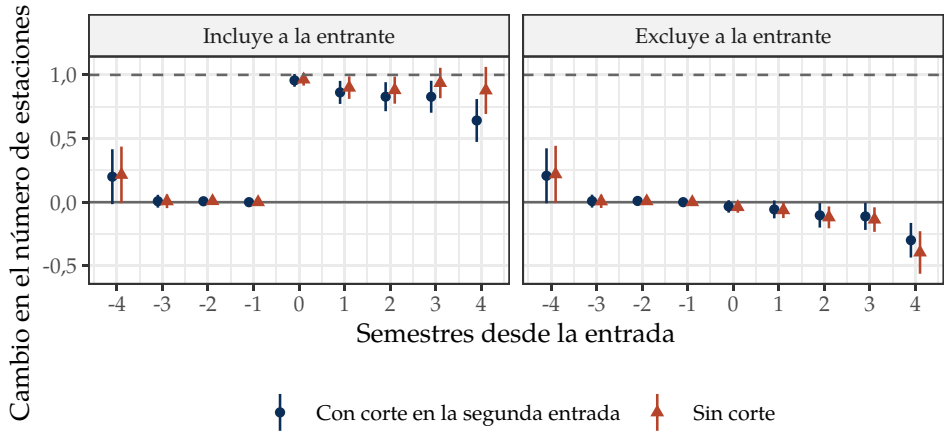
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2021 y cohortes de entrada de 2022 a febrero de 2026. Log del precio × 100. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales y las nunca tratadas como referencia; la Tabla E.11 compara con TWFE. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Entre 180 y 199 tratadas y entre 914 y 1.081 controles según el combustible.

Figura D.1. Aperturas de nuevas estaciones de servicio por año, 2013 a 2026



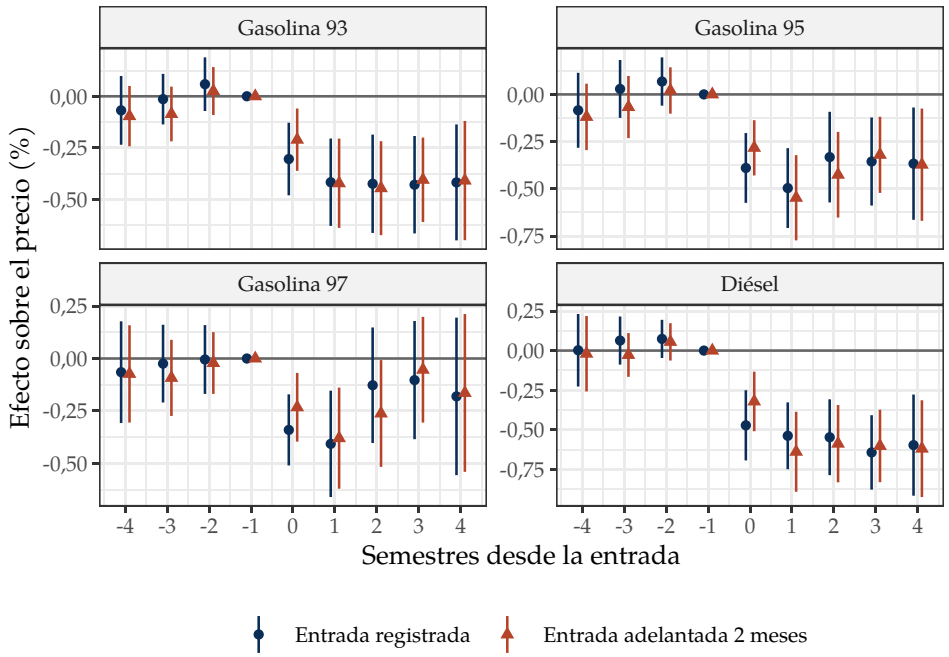
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Una entrada es la primera aparición de una estación en el registro. El año 2012 no se incluye, ya que en él se pobló administrativamente la plataforma.

Figura D.2. Efecto de la entrada sobre el número de estaciones del mercado local



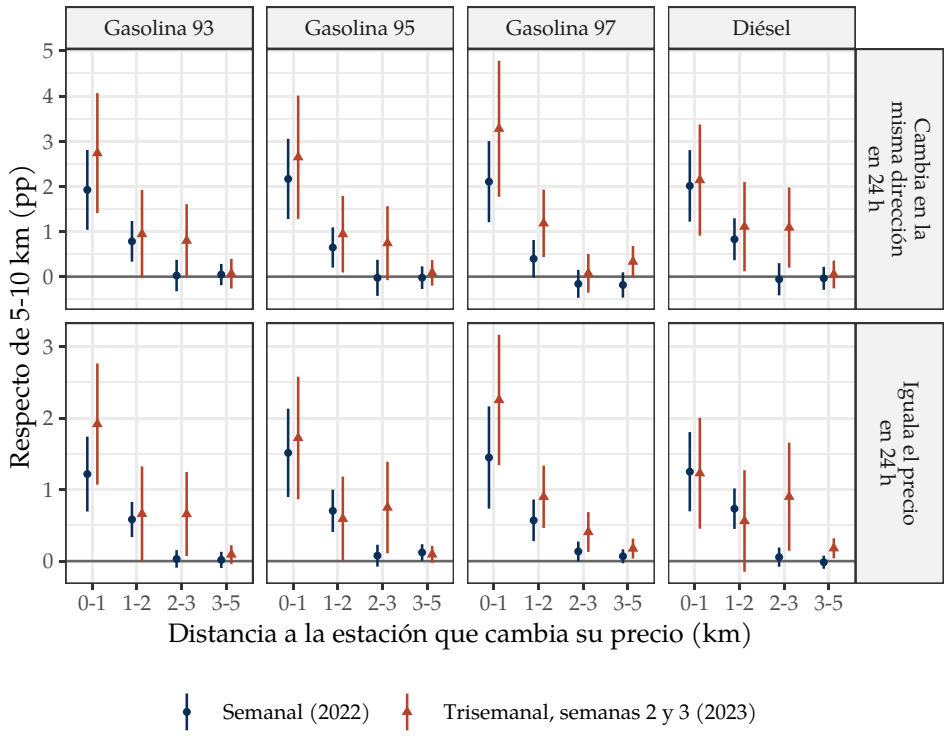
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Estudio de eventos de Sun y Abraham (2021), con cohortes anuales, sobre el número de estaciones con registro a 2 km o menos de la incumbente, incluyendo y excluyendo a la entrante, con y sin el corte de la muestra en la segunda entrada. Semestres desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. La línea discontinua marca una estación adicional. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos.

Figura D.3. Estudio de eventos principal con la entrada registrada y adelantada dos meses



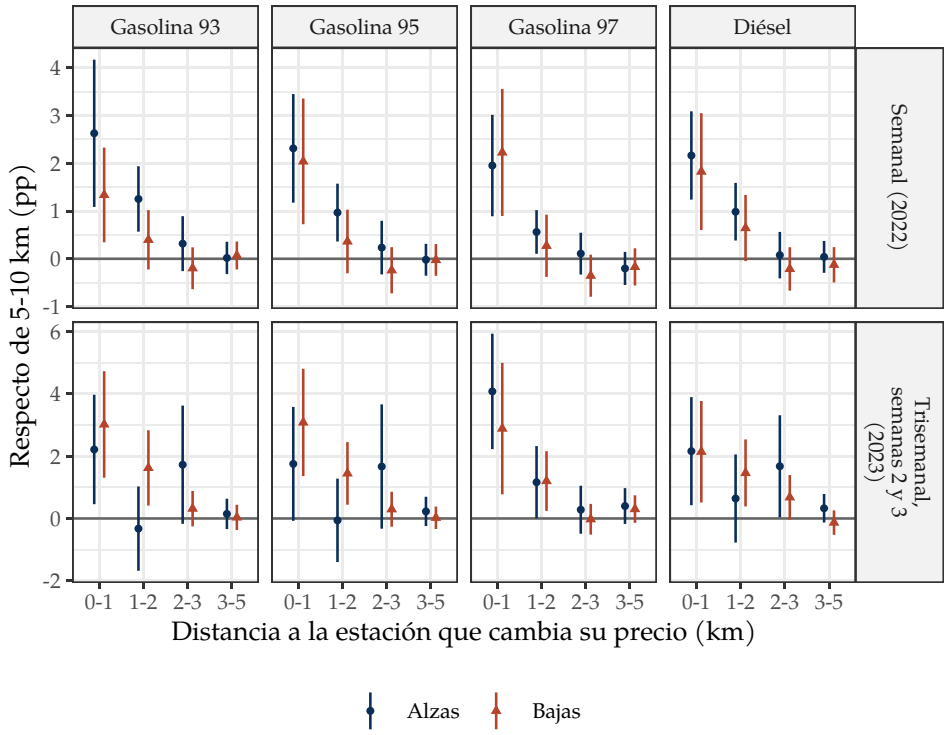
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Estimación de (2) con Sun y Abraham (2021), cohortes anuales, log del precio × 100, con la entrada en la fecha registrada y fechada dos meses antes. Semestres desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos.

Figura D.4. Respuesta a los cambios de precio de las rivales por distancia, regímenes semanal y trisemanal



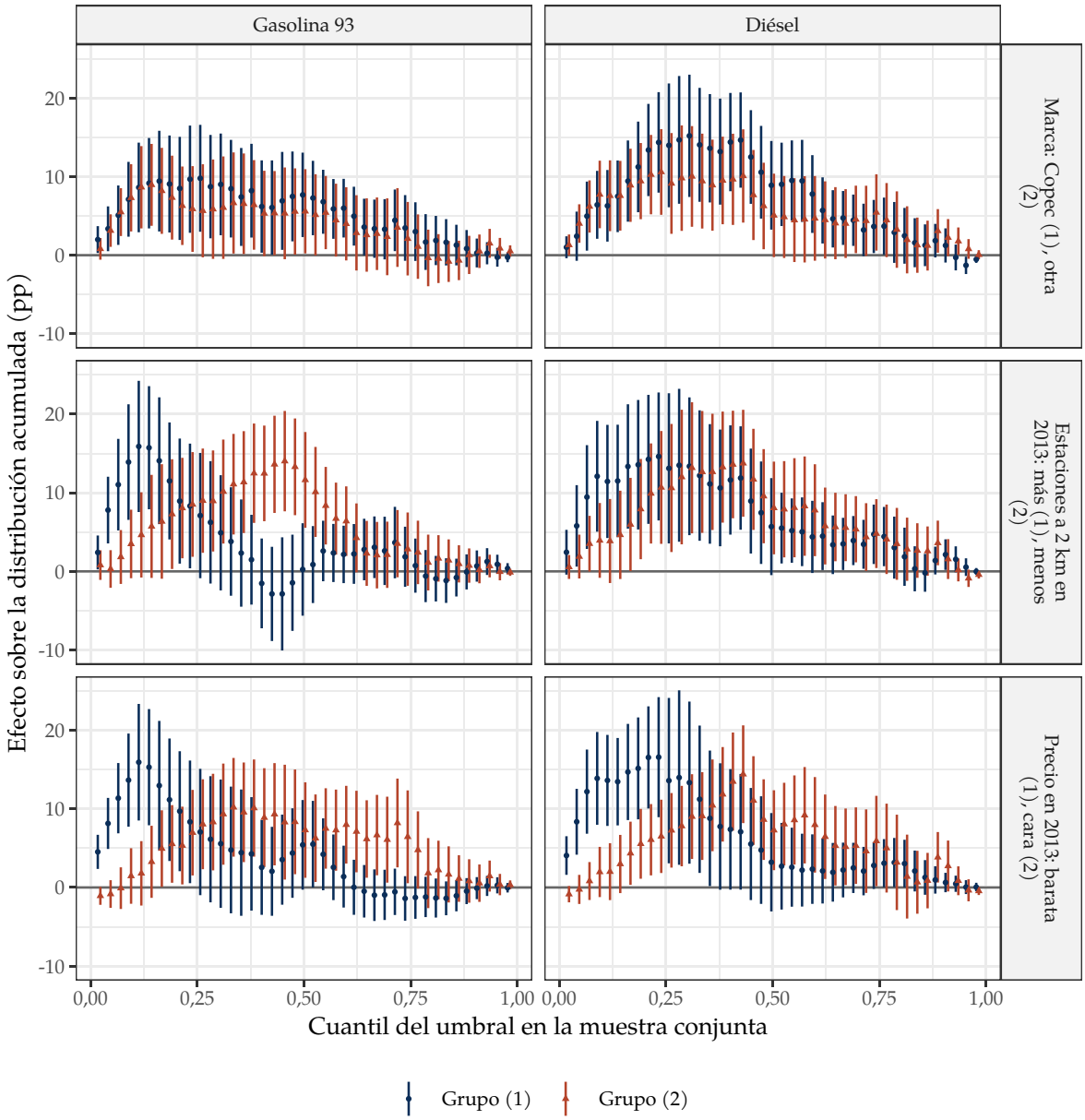
Fuente: Registro de cambios de precio de la CNE con fecha y hora. Estimación de (5) como en la Figura 10. Semanal: cambios de domingo a martes entre enero de 2022 y enero de 2023. Trisemanal: cambios de domingo a martes de las semanas 2 y 3 de cada ciclo entre enero de 2023 y enero de 2024. Efecto fijo de cambio de precio. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por la estación que cambia su precio y por la rival (Cameron et al., 2011). Entre 2.570 y 3.020 cambios por combustible en el régimen semanal y entre 1.983 y 2.322 en el trisemanal.

Figura D.5. Respuesta a los cambios de precio de las rivales por distancia, alzas y bajas



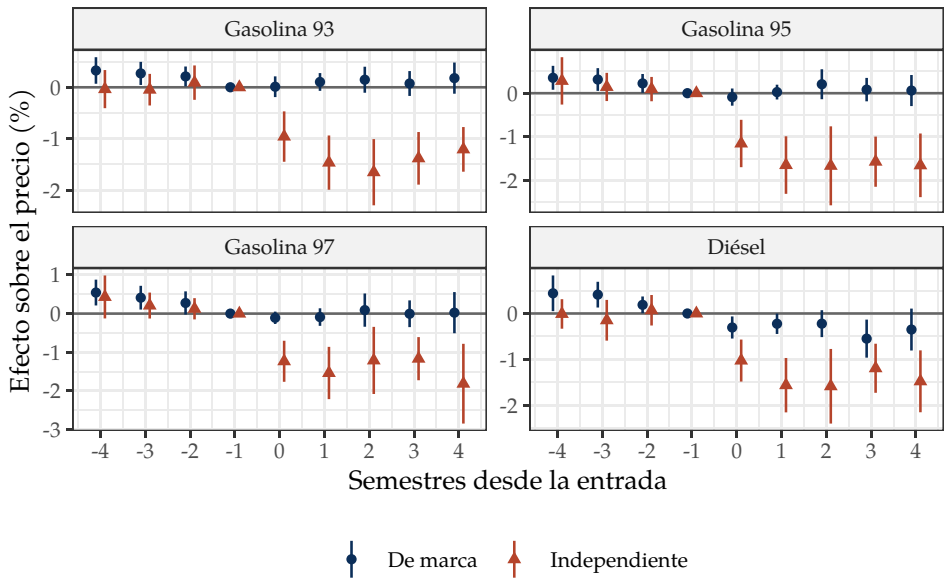
Fuente: Registro de cambios de precio de la CNE con fecha y hora. Estimación de (5) para la probabilidad de cambiar el precio en la misma dirección en 24 horas, por separado según el cambio de la estación líder sea un alza o una baja, en cada régimen. Efecto fijo de cambio de precio. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por la estación que cambia su precio y por la rival (Cameron et al., 2011).

Figura D.6. Efecto de la entrada sobre la distribución acumulada según la incumbente, gasolina 93 y diésel



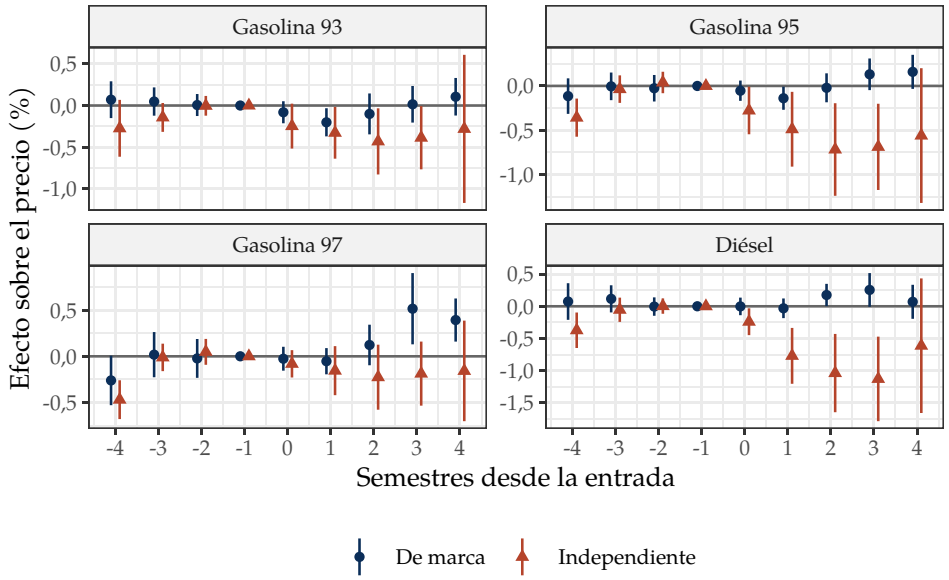
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. $\kappa_g(c)$ de (4), el ATT de Sun y Abraham (2021) de cada grupo de tratadas en una sola regresión por umbral, con los umbrales de la Figura 7. Filas: marca de la incumbente (Copec u otra), estaciones a 2 km o menos en 2013 y precio menos su media nacional en 2013, las dos últimas divididas en la mediana de las tratadas. El número entre paréntesis indica el grupo de cada fila. Como los umbrales son comunes, un grupo con precios más bajos tiene su efecto en umbrales más bajos aunque su desplazamiento sea el mismo. Intervalos puntuales al 95 % con errores estándar agrupados por comuna.

Figura D.7. Estudio de eventos según el tipo de entrante, Sun y Abraham, ventana 2014 a 2019



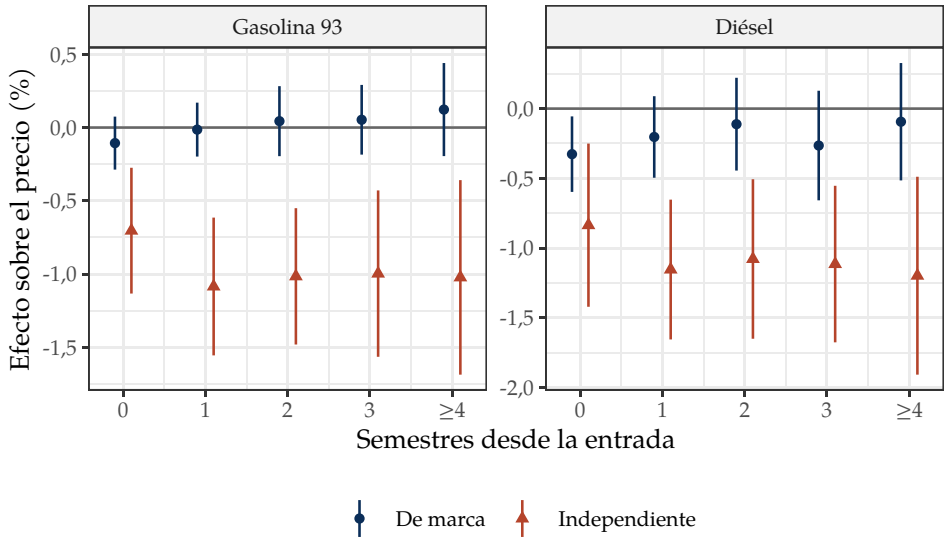
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2014 y cohortes de entrada de 2015 a 2019. Log del precio × 100. Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales separadas por tipo de entrante y las nunca tratadas como referencia, en una sola regresión. Entrante independiente: no es de Copec, Shell (incluida Enex) ni Aramco. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Tratadas con entrante de marca, entre 218 y 243, y con entrante independiente, entre 200 y 216, según el combustible.

Figura D.8. Estudio de eventos según el tipo de entrante, Sun y Abraham, ventana 2021 a 2026



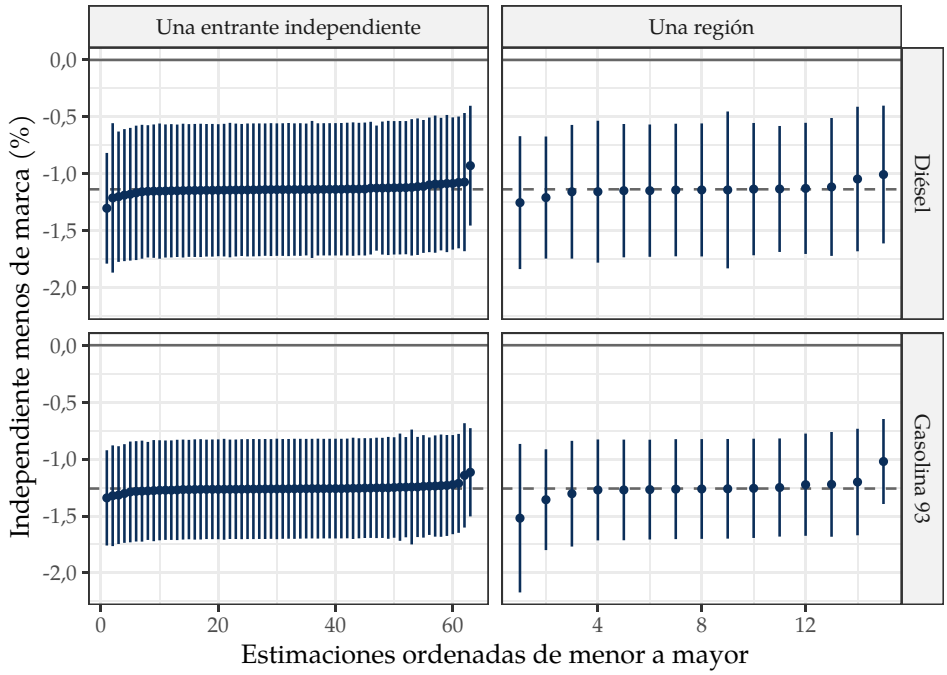
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2021 y cohortes de entrada de 2022 a febrero de 2026. Log del precio × 100. Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales separadas por tipo de entrante y las nunca tratadas como referencia, en una sola regresión. Entrante independiente: no es de Copec, Shell (incluida Enex) ni Aramco. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Tratadas con entrante de marca, entre 140 y 151, y con entrante independiente, entre 40 y 48, según el combustible.

Figura D.9. Efecto de la entrada según el tipo de entrante, estimador de imputación



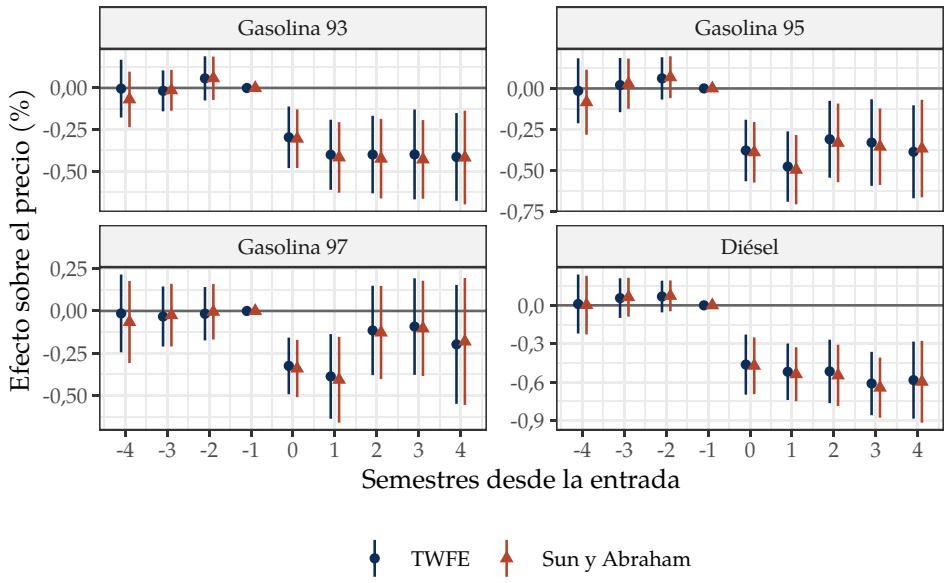
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Estimador de Borusyak et al. (2024): los efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año se estiman con las observaciones no tratadas (controles y tratadas antes de la entrada), y el efecto es el precio observado menos el imputado, promediado por tipo de entrante en cada semestre desde la entrada. Quedan sin imputar las observaciones de 28 tratadas (27 en el diésel) con algún efecto fijo sin observaciones no tratadas. Intervalos al 95 % con errores estándar de 199 réplicas bootstrap por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos.

Figura D.10. Diferencia entre una entrante independiente y una de marca sin cada entrante independiente y sin cada región



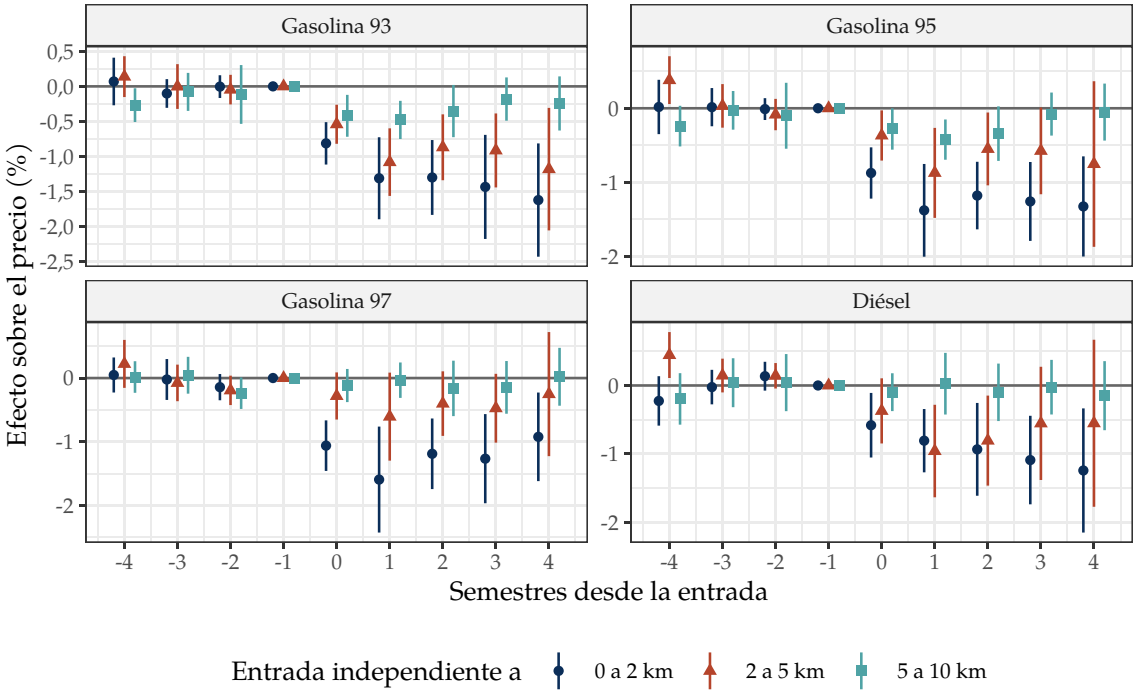
Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Diferencia de Sun y Abraham (2021) entre una entrante independiente y una de marca de la Tabla 4, estimada sin las tratadas de cada una de las 63 entrantes independientes (izquierda) y sin cada una de las 15 regiones con tratadas (derecha), ordenado de menor a mayor. La línea discontinua es la estimación con todas. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna.

Figura D.11. Estudio de eventos principal, TWFE y Sun y Abraham



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Misma muestra que la Figura 5 con la entrada a 2 km o menos, estimada con efectos fijos bidireccionales (TWFE) y con Sun y Abraham (2021) con cohortes anuales y las nunca tratadas como referencia. Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos.

Figura D.12. Efecto de las entrantes independientes a 0–2, 2–5 y 5–10 kilómetros, estudio de eventos



Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Sun y Abraham (2021) en una sola regresión, con cohortes anuales separadas por tramo. Cada incumbente se ubica en el tramo de su primera entrada competidora a 10 km o menos y se incluye solo si esa entrante es independiente (no es de Copec, Shell, incluida Enex, ni Aramco); se corta en la segunda entrada a 10 km o menos. Tramos de 0 a 2, 2 a 5 y 5 a 10 km, con 77, 89 y 95 tratadas. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 10 km o menos (235). Eje horizontal en semestres: bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en −1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Intervalos al 95 % con errores estándar agrupados por comuna.

Anexo E. Tablas complementarias

Tabla E.1. Descripción de las variables

Variable	Descripción
Precio ($\log \times 100$)	Logaritmo del último precio reportado en la última semana del mes, por combustible (gasolinas 93, 95 y 97 y diésel), multiplicado por 100.
Margen ($/litro)	Precio menos el costo mayorista con MEPCO de la misma semana. Solo descriptivo, desde mediados de 2014.
Entrada	Primera aparición en el registro de una estación de otra marca, sin contar recodificaciones ni las incorporaciones de 2013.
Fecha de la entrada (t_i^e)	Mes de la primera entrada competidora a 2 km o menos de la incumbente.
Tratada	Incumbente con una entrada competidora a 2 km o menos desde 2014.
Entrante independiente	Entrante que no es de Copec, Shell (incluida Enex) ni Aramco (ex Petrobras): estación sin bandera o de una marca pequeña. Si en el mes de la primera entrada a 2 km o menos entra más de una estación, se usa la más cercana.
Control estricto (amplio)	Incumbente sin entradas, de otra marca ni de la propia, a 5 km (3 km) o menos en toda la ventana.
Semestre desde la entrada	Bin de seis meses desde el mes de la entrada, con extremos agrupados en ≤ -4 y ≥ 4.
Distancia a la entrante (km)	Distancia en línea recta entre la incumbente y la primera entrada competidora a 5 km o menos. Solo define los anillos de distancia (Figura B.1).
Autopista	Estación a 100 m o menos de la red vial primaria (autopistas y rutas nacionales).
Estaciones a 2 km o menos	Número de estaciones con registro en el mes a 2 km o menos, sin contar a la propia.
Respuesta en 24 horas	Indicador (0 o 100) de que el siguiente cambio de precio de una estación de otra marca va en la misma dirección que el de una rival y ocurre dentro de las 24 horas siguientes, en días sin cambio de costo.
Igualación en 24 horas	Indicador (0 o 100) de que esa estación fija exactamente el nuevo precio de la rival dentro de las 24 horas siguientes.
Cambio en la actualización (%)	Cambio porcentual del precio entre el día previo a una actualización del MEPCO y seis días después de ella, y sus dos partes: hasta el día siguiente a la actualización y desde ese día hasta el sexto.

Fuente: elaboración propia sobre la base de bencinaenlinea.cl, el registro de la CNE, el Ministerio de Hacienda y la red vial de la BCN.

Tabla E.2. Efecto de la entrada sobre el log del precio de las incumbentes por especificación de efectos fijos, Sun y Abraham

	Gasolina 93				Gasolina 97				Diésel			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
≤ −4	0,032	0,065	-0,063	-0,068	0,231	0,267*	0,002	-0,065	0,111	0,074	0,039	0,002
	(0,167)	(0,130)	(0,093)	(0,085)	(0,193)	(0,160)	(0,125)	(0,124)	(0,219)	(0,133)	(0,131)	(0,117)
−3	-0,021	-0,005	-0,019	-0,014	0,201	0,187*	0,005	-0,024	0,105	0,112	0,061	0,063
	(0,110)	(0,076)	(0,060)	(0,063)	(0,136)	(0,109)	(0,094)	(0,094)	(0,130)	(0,085)	(0,075)	(0,077)
−2	0,017	0,039	0,060	0,059	0,155	0,143	0,006	-0,005	0,091	0,096	0,073	0,074
	(0,099)	(0,066)	(0,065)	(0,066)	(0,125)	(0,092)	(0,083)	(0,084)	(0,110)	(0,058)	(0,060)	(0,061)
0	-0,368***	-0,357***	-0,327***	-0,305***	-0,383***	-0,382***	-0,334***	-0,340***	-0,493***	-0,520***	-0,487***	-0,472***
	(0,119)	(0,089)	(0,091)	(0,090)	(0,144)	(0,096)	(0,088)	(0,086)	(0,149)	(0,122)	(0,114)	(0,113)
1	-0,524***	-0,484***	-0,449***	-0,417***	-0,556***	-0,527***	-0,395***	-0,406***	-0,570***	-0,555***	-0,560***	-0,538***
	(0,125)	(0,095)	(0,105)	(0,108)	(0,206)	(0,173)	(0,130)	(0,129)	(0,144)	(0,110)	(0,105)	(0,108)
2	-0,568***	-0,511***	-0,458***	-0,425***	-0,328	-0,276*	-0,116	-0,127	-0,610***	-0,516***	-0,569***	-0,547***
	(0,145)	(0,106)	(0,120)	(0,122)	(0,205)	(0,167)	(0,137)	(0,140)	(0,178)	(0,124)	(0,122)	(0,122)
3	-0,665***	-0,591***	-0,459***	-0,429***	-0,268	-0,197	-0,101	-0,103	-0,707***	-0,561***	-0,668***	-0,643***
	(0,182)	(0,141)	(0,121)	(0,121)	(0,200)	(0,152)	(0,145)	(0,144)	(0,191)	(0,133)	(0,125)	(0,120)
≥ 4	-0,771***	-0,819***	-0,462***	-0,418***	-0,368	-0,380**	-0,176	-0,180	-0,853***	-0,623***	-0,676***	-0,597***
	(0,280)	(0,188)	(0,141)	(0,144)	(0,285)	(0,193)	(0,192)	(0,191)	(0,272)	(0,186)	(0,166)	(0,163)
Tratada	-1,561***				-1,329***				-1,524***			
	(0,330)				(0,375)				(0,414)			
Tratadas	501	501	501	501	472	471	471	471	506	506	506	506
Controles	343	339	339	339	286	283	283	283	349	347	347	347
Comunas	260	259	259	259	242	241	241	241	263	263	263	263
Valor p bins previos	0,924	0,772	0,404	0,369	0,508	0,191	1,000	0,954	0,866	0,428	0,682	0,631
Observaciones	119.480	119.476	119.476	119.469	102.993	102.989	102.989	102.984	121.259	121.257	121.257	121.250
R^2	0,985	0,996	0,997	0,997	0,984	0,995	0,996	0,996	0,984	0,996	0,997	0,997
Mes	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Estación	No	Sí	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí
Región × año	No	No	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí
Marca × año	No	No	No	Sí	No	No	No	Sí	No	No	No	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Estimación de (2) con el estimador de Sun & Abraham (2021), con cohortes anuales y las nunca tratadas como referencia; cada bin promedia los efectos por cohorte ponderados por sus observaciones tratadas. Panel mensual 2012 a 2026, log del precio × 100. Las filas son semestres desde la entrada, con extremos agrupados y referencia en −1. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01. Tratadas son estaciones con una entrada competidora a 2 km o menos, controles son estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Sin efecto fijo de estación (columna 1) se controla por el indicador de tratada. Comunas: número de clusters. Valor p bins previos: test de Wald conjunto de los bins ≤ −4, −3 y −2 agregados entre cohortes. Las diferencias de observaciones entre columnas corresponden a los singletons que descarta cada especificación.

Tabla E.3. Tratadas según el tipo de entrante

	Entrante de marca	Entrante independiente
Entrantes	129	63
Tratadas	298	208
Tratadas por entrante (media)	2,3	3,3
Tratadas por entrante (máximo)	12	17
Cohorte (% de las tratadas)		
2014–2016	47	51
2017–2019	24	36
2020–2026	29	12
Región (% de las tratadas)		
Metropolitana	31	30
Valparaíso	14	13
Maule y Ñuble	6	26
Tarapacá	0	9
Otras	49	22
Marca de la incumbente (%)		
Copec	39	41
Shell	30	26
Aramco (ex Petrobras)	16	21
Otra o sin bandera	15	12
Precio menos la media nacional ($/litro)		
Entrante, gasolina 93, primeros 6 meses	2,8	-7,1
Entrante, diésel, primeros 6 meses	5,8	-5,2
Incumbente, gasolina 93, 2013	1,7	-2,9
Distancia a la entrante (km)	1,16	1,09
Estaciones a 2 km o menos en 2013	6,0	7,5
Entrantes que salen del panel antes de 24 meses (%)	3	3

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Tratadas de la Tabla 4, una observación por tratada salvo en las filas de la entrante, una por entrante. Entrante independiente: entrante que no es de Copec, Shell (incluida Enex) ni Aramco (ex Petrobras), la más cercana del mes de la primera entrada competidora a 2 km o menos. Cohorte: año de la entrada. Precio de la entrante: promedio de sus seis primeros meses en el panel, menos la media nacional de cada mes. Precio de la incumbente: promedio de 2013 menos la media nacional de cada mes. Entrantes que salen del panel: dejan de reportar antes del último mes y a menos de 24 meses de su entrada.

Tabla E.4. Composición de la muestra, ventana 2012 a 2026

	N
Estaciones observadas (2012–2026)	2021
entrantes posteriores a 2012	483
presentes en 2012 (incumbentes)	1538
Entradas registradas	483
cohortes focales (2014 en adelante)	404
Incumbentes según la entrada más cercana	
Tratadas (entrada competidora a 2 km o menos)	732
con su primera entrada a 2 km o menos en 2013 (fuera)	226
tratadas por una cohorte focal	506
con precio de la 93	501
en la muestra de estimación de la 93	501
Excluidas (entrada entre 2 y 3 km)	223
Excluidas (entrada de su propia marca a 3 km o menos)	74
Control amplio (sin entradas a 3 km o menos)	509
en la muestra de estimación de la 93	497
Control estricto (sin entradas a 5 km o menos)	349
con precio de la 93	343
en la muestra de estimación de la 93	339
Tratadas por una cohorte focal	
con una segunda entrada competidora a 2 km o menos (se cortan en ella)	141
con una entrada previa entre 2 y 5 km	261
que salen del panel a 24 meses o menos de la entrada	16

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Cada incumbente se clasifica una vez según la entrada más cercana que recibe en la ventana. Las incumbentes cuya primera entrada a 2 km o menos es de 2013, que en su mayoría corresponde a incorporaciones tardías a la plataforma, no se usan como tratadas ni como controles. Muestra de estimación: estaciones que usa el modelo de la gasolina 93, tras descartar los singletons. Las tratadas por una cohorte focal que salen del panel son las que dejan de reportar por más de 13 semanas a 24 meses o menos de la entrada, antes de una segunda entrada.

Tabla E.5. Margen de este trabajo y margen contable de la FNE en torno a la ex estación Sesa

	Copec		Petrobras		Shell	
Anillo	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.

Tabla E.6. Estudio de eventos por grupo de control

	Gasolina 93		Gasolina 97		Diésel	
	Amplio	Estricto	Amplio	Estricto	Amplio	Estricto
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
≤ -4	-0,040	-0,068	-0,001	-0,065	-0,004	0,002
	(0,086)	(0,085)	(0,119)	(0,124)	(0,114)	(0,117)
-3	-0,017	-0,014	-0,026	-0,024	0,044	0,063
	(0,061)	(0,063)	(0,084)	(0,094)	(0,072)	(0,077)
-2	0,062	0,059	-0,018	-0,005	0,059	0,074
	(0,064)	(0,066)	(0,077)	(0,084)	(0,059)	(0,061)
0	-0,318***	-0,305***	-0,332***	-0,340***	-0,472***	-0,472***
	(0,085)	(0,090)	(0,079)	(0,086)	(0,110)	(0,113)
1	-0,437***	-0,417***	-0,412***	-0,406***	-0,530***	-0,538***
	(0,102)	(0,108)	(0,124)	(0,129)	(0,106)	(0,108)
2	-0,440***	-0,425***	-0,161	-0,127	-0,538***	-0,547***
	(0,110)	(0,122)	(0,125)	(0,140)	(0,120)	(0,122)
3	-0,455***	-0,429***	-0,182	-0,103	-0,660***	-0,643***
	(0,113)	(0,121)	(0,126)	(0,144)	(0,121)	(0,120)
≥ 4	-0,489***	-0,418***	-0,282*	-0,180	-0,649***	-0,597***
	(0,137)	(0,144)	(0,163)	(0,191)	(0,162)	(0,163)
Tratadas	501	501	471	471	506	506
Controles	497	339	431	283	506	347
Comunas	280	259	260	241	285	263
Valor p bins previos	0,418	0,369	0,991	0,954	0,751	0,631
Observaciones	144.195	119.469	125.147	102.984	146.106	121.250
R^2	0,997	0,997	0,996	0,996	0,997	0,997
Estación	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Mes	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Región × año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Marca × año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Especificación principal (Sun & Abraham (2021) con cohortes anuales, log del precio × 100, efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año) con el control amplio (sin entradas de ninguna marca a 3 km o menos) y el estricto (sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos). Bins de seis meses desde la entrada, referencia en -1. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01. Comunas: número de clusters. Valor p bins previos: test de Wald conjunto de los bins ≤ -4, -3 y -2 agregados entre cohortes.

Tabla E.7. Efecto de la entrada en estaciones de autopista y en el resto

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
Resto (más de 100 m)	-0,520***	-0,452***	-0,297	-0,631***
	(0,134)	(0,144)	(0,186)	(0,165)
Autopista (hasta 100 m)	0,387*	0,266	0,490*	0,042
	(0,218)	(0,205)	(0,277)	(0,282)
Diferencia (autopista − resto)	0,907***	0,717***	0,787***	0,673**
	(0,224)	(0,212)	(0,267)	(0,319)
Tratadas resto	377	379	352	381
Tratadas autopista	48	48	46	48
Controles	339	338	283	347
Comunas	247	247	227	251

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl y red vial de la BCN (clase 1 del Ministerio de Obras Públicas). Log del precio × 100. Autopista: incumbente a 100 m o menos del eje de la red vial primaria. ATT de Sun & Abraham (2021) de cada grupo en una sola regresión, con cohortes anuales separadas por grupo; la diferencia y su error estándar salen de la misma regresión. 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. Comunas: número de clusters. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos.

Tabla E.8. Sensibilidad del estudio de eventos principal, Rambachan y Roth (2023)

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
Impacto (meses 0 a 5)				
Estimador	-0,305	-0,389	-0,340	-0,472
IC 95 %	[-0,481; -0,129]	[-0,574; -0,205]	[-0,509; -0,171]	[-0,694; -0,250]
$\bar{M}$ de quiebre	1,25	1,00	1,25	1,75
Meses 6 a 11				
Estimador	-0,417	-0,496	-0,406	-0,538
IC 95 %	[-0,629; -0,205]	[-0,707; -0,284]	[-0,660; -0,153]	[-0,749; -0,327]
$\bar{M}$ de quiebre	0,75	0,75	0,50	1,00
Tratadas	501	503	471	506
Controles	339	338	283	347

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Restricción de magnitudes relativas de Rambachan & Roth (2023) sobre los bins agregados del estudio de eventos principal de Sun & Abraham (2021) (log del precio × 100), con su matriz de varianza agrupada por comuna. 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 de ninguna marca a 5 km o menos. Errores estándar agrupados por comuna.

Tabla E.9. Placebo con fechas de entrada falsas asignadas al grupo de control

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
Todo el grupo de control (349 estaciones)				
ATT placebo medio	0,001	-0,003	-0,002	0,007
Desviación estándar de la distribución	0,115	0,094	0,122	0,140
Error estándar agrupado medio	0,108	0,091	0,116	0,132
Cociente error estándar / desviación	0,94	0,96	0,95	0,94
Intervalo del 95 % de la distribución	[-0,212; 0,231]	[-0,188; 0,175]	[-0,220; 0,221]	[-0,261; 0,285]
Tasa de rechazo al 5 %	0,070	0,056	0,046	0,066
Valor *p* por aleatorización del ATT real	0,002	0,000	0,062	0,000
Mitad más densa del grupo de control (175 estaciones)				
ATT placebo medio	0,002	-0,002	-0,001	0,002
Desviación estándar de la distribución	0,130	0,133	0,141	0,159
Error estándar agrupado medio	0,111	0,111	0,124	0,139
Cociente error estándar / desviación	0,85	0,83	0,88	0,87
Intervalo del 95 % de la distribución	[-0,252; 0,252]	[-0,244; 0,246]	[-0,288; 0,283]	[-0,328; 0,319]
Tasa de rechazo al 5 %	0,102	0,092	0,074	0,080
Valor *p* por aleatorización del ATT real	0,000	0,000	0,128	0,000
ATT real	-0,392***	-0,388***	-0,214*	-0,571***
	(0,112)	(0,118)	(0,121)	(0,131)

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 TWFE de la especificación principal (log del precio × 100). Grupo de control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos, con precio de cualquier combustible (349; en la gasolina 93 quedan 339 por el combustible disponible y los singletons), 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.

Tabla E.10. 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	0,159	0,144	0,283	0,296*	0,325	0,460***	0,179	0,227
	(0,148)	(0,127)	(0,187)	(0,152)	(0,207)	(0,177)	(0,162)	(0,154)
-3	0,106	0,103	0,203	0,214*	0,245*	0,283**	0,129	0,142
	(0,131)	(0,117)	(0,152)	(0,123)	(0,137)	(0,131)	(0,162)	(0,144)
-2	0,140	0,139	0,147	0,148	0,165	0,179	0,126	0,128
	(0,114)	(0,110)	(0,109)	(0,103)	(0,119)	(0,120)	(0,105)	(0,099)
0	-0,431***	-0,434***	-0,571***	-0,575***	-0,584***	-0,607***	-0,628***	-0,637***
	(0,152)	(0,153)	(0,169)	(0,173)	(0,169)	(0,164)	(0,154)	(0,153)
1	-0,620***	-0,630***	-0,750***	-0,756***	-0,713***	-0,742***	-0,823***	-0,847***
	(0,164)	(0,170)	(0,197)	(0,209)	(0,206)	(0,206)	(0,187)	(0,191)
2	-0,720***	-0,729***	-0,705***	-0,704**	-0,482*	-0,514*	-0,855***	-0,891***
	(0,201)	(0,222)	(0,256)	(0,290)	(0,252)	(0,269)	(0,239)	(0,258)
3	-0,632***	-0,630***	-0,708***	-0,708***	-0,463**	-0,517***	-0,841***	-0,865***
	(0,175)	(0,178)	(0,190)	(0,213)	(0,180)	(0,193)	(0,190)	(0,196)
≥ 4	-0,480***	-0,453**	-0,669***	-0,699***	-0,550**	-0,719**	-0,795***	-0,837***
	(0,163)	(0,182)	(0,207)	(0,254)	(0,256)	(0,304)	(0,213)	(0,247)
Tratadas	453	453	456	456	418	418	459	459
Controles	594	594	603	603	484	484	618	618
Observaciones	69.995	69.995	70.289	70.289	58.367	58.367	71.783	71.783
Comunas	286	286	286	286	259	259	291	291
Valor p bins previos	0,573	0,550	0,455	0,217	0,279	0,045	0,565	0,413

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2014 y cohortes de entrada de 2015 a 2019. Log del precio × 100. SA: Sun & Abraham (2021) con cohortes anuales y las nunca tratadas como referencia. Bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01. Comunas: número de clusters. Valor p bins previos: test de Wald conjunto de los bins ≤ -4, -3 y -2; en SA, sobre los bins agregados entre cohortes.

Tabla E.11. 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	-0,001	0,007	-0,163*	-0,176*	-0,295**	-0,308**	-0,033	-0,033
	(0,124)	(0,112)	(0,093)	(0,094)	(0,145)	(0,131)	(0,131)	(0,124)
-3	0,011	0,004	-0,003	-0,011	0,010	0,008	0,083	0,077
	(0,072)	(0,071)	(0,065)	(0,063)	(0,109)	(0,103)	(0,091)	(0,094)
-2	0,006	0,007	-0,007	-0,008	-0,009	-0,009	0,001	-0,000
	(0,062)	(0,058)	(0,074)	(0,067)	(0,111)	(0,097)	(0,076)	(0,060)
0	-0,101	-0,124*	-0,093	-0,101	-0,029	-0,036	-0,042	-0,055
	(0,087)	(0,073)	(0,087)	(0,075)	(0,069)	(0,061)	(0,075)	(0,071)
1	-0,201*	-0,242**	-0,205	-0,227*	-0,056	-0,077	-0,195	-0,220
	(0,103)	(0,094)	(0,129)	(0,126)	(0,074)	(0,080)	(0,148)	(0,136)
2	-0,155	-0,200	-0,192	-0,220	0,053	0,025	-0,129	-0,158
	(0,131)	(0,132)	(0,164)	(0,173)	(0,109)	(0,131)	(0,200)	(0,201)
3	-0,054	-0,096	-0,058	-0,082	0,348**	0,340*	-0,072	-0,105
	(0,113)	(0,108)	(0,139)	(0,153)	(0,159)	(0,177)	(0,229)	(0,221)
≥ 4	-0,031	0,018	-0,056	0,002	0,228*	0,269**	-0,102	-0,092
	(0,123)	(0,134)	(0,149)	(0,146)	(0,118)	(0,131)	(0,201)	(0,200)
Tratadas	195	195	196	196	180	180	199	199
Controles	1061	1061	1059	1059	914	914	1081	1081
Observaciones	68.787	68.787	68.562	68.562	60.366	60.366	70.182	70.182
Comunas	300	300	299	299	276	276	304	304
Valor p bins previos	0,998	1,000	0,251	0,136	0,036	0,014	0,507	0,599

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Incumbentes presentes en 2021 y cohortes de entrada de 2022 a febrero de 2026. Log del precio × 100. SA: Sun & Abraham (2021) con cohortes anuales y las nunca tratadas como referencia. Bins de seis meses desde la entrada, extremos agrupados, referencia en -1. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01. Comunas: número de clusters. Valor p bins previos: test de Wald conjunto de los bins ≤ -4, -3 y -2; en SA, sobre los bins agregados entre cohortes.

Tabla E.12. Equivalencia a cero del efecto de la entrada entre 2 y 6 kilómetros

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
Anillo 2-4 km	-0,270	-0,277	-0,375	-0,240
Intervalo al 90 %	[-0,476; -0,065]	[-0,491; -0,063]	[-0,629; -0,121]	[-0,450; -0,029]
Valor p de equivalencia (TOST)	0,699	0,755	0,962	0,344
Anillo 4-6 km	-0,155	-0,157	-0,296	-0,109
Intervalo al 90 %	[-0,347; 0,037]	[-0,317; 0,002]	[-0,590; -0,003]	[-0,281; 0,062]
Valor p de equivalencia (TOST)	0,332	0,378	0,864	0,040
Margen de equivalencia (±)	0,205	0,187	0,100	0,291

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Coeficientes de (B.1) con Sun & Abraham (2021) en los anillos de 2 a 4 y de 4 a 6 kilómetros, con las tratadas aportando los seis meses antes y después de la entrada (Figura B.1). Log del precio × 100. Margen de equivalencia: la mitad del ATT estático a 2 km o menos del combustible (Tabla 3). Valor p de equivalencia: el mayor de los dos tests unilaterales de que el coeficiente es menor que $-$margen y mayor que +margen (TOST, Schuirmann, 1987); un valor bajo indica que el efecto es menor que el margen en valor absoluto. Errores estándar agrupados por comuna.

Tabla E.13. Efecto estático de la entrada sobre el precio de las incumbentes, TWFE

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
En % del precio	-0,392***	-0,388***	-0,214*	-0,571***
	(0,112)	(0,118)	(0,121)	(0,131)
En $/litro	-3,6	-3,6	-2,1	-4,0
En % del margen CNE	-4,8	–	–	-5,0
En % del margen MEPCO	-4,3	–	-1,8	-4,5
Precio previo de las tratadas ($/litro)	908	937	975	700
Margen CNE 2014–2021 (% del precio)	8,1	–	–	11,4
Margen MEPCO previo ($/litro)	82,3	–	118,8	89,6

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl, costo mayorista con MEPCO y estructura de precios de la CNE. ATT: coeficiente de un indicador de tratada desde el mes de la entrada en la especificación principal estimada con efectos fijos bidireccionales (log del precio × 100, efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año). Mismas filas y denominadores que la Tabla 3. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01.

Tabla E.14. Efecto estático de la entrada según el tipo de entrante, TWFE

	Gasolina 93	Gasolina 95	Gasolina 97	Diésel
Entrante de marca	0,026	0,041	0,062	-0,183
	(0,095)	(0,114)	(0,153)	(0,121)
Entrante independiente − de marca	-1,046***	-1,070***	-0,718***	-0,987***
	(0,222)	(0,249)	(0,244)	(0,245)
Entrante independiente	-1,020***	-1,029***	-0,656***	-1,170***
	(0,206)	(0,219)	(0,193)	(0,225)
Tratadas con entrante de marca	293	295	277	298
Tratadas con entrante independiente	208	208	194	208
Controles	339	338	283	347
Comunas	259	259	241	263

Fuente: Precios históricos de bencinaenlinea.cl. Log del precio × 100. Especificación principal con efectos fijos bidireccionales, con el indicador de tratada desde el mes de la entrada (entrante de marca) y su interacción con la entrante independiente (diferencia); la fila de la entrante independiente es su suma, con su error estándar. Efectos fijos de estación, mes, región × año y marca × año. Control: estaciones sin entradas de ninguna marca a 5 km o menos. Errores estándar agrupados por comuna entre paréntesis. * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01.