

**“Competencia en precios minoristas de combustibles líquidos de Lima Metropolitana”**

**Curso: Taller de Investigación**

**AVANCE PARCIAL**

**Presentado por:**

**Sr. Diego Nicolás Uriarte Cáceres**

**Asesor: José Guillermo Díaz Gamarra**

**2019**

**INDICE**

[Índice de tablas 4](#_Toc11178394)

[Índice de gráficos 5](#_Toc11178395)

[Capítulo I. Introducción 6](#_Toc11178396)

[Capítulo II. Marco Teórico 8](#_Toc11178397)

[1. Revisión de la literatura 8](#_Toc11178398)

[2. Modelos de econometría espacial 9](#_Toc11178401)

[2.1. Interpretación de parámetros en presencia de rezago espacial 12](#_Toc11178403)

[2.2. Selección de la matriz de pesos espaciales 13](#_Toc11178404)

[Capítulo III. Mercado de combustibles líquidos 15](#_Toc11178405)

[1. Generalidades sobre el mercado de combustibles líquidos 15](#_Toc11178406)

[2. Mercado de combustibles líquidos en Lima Metropolitana 15](#_Toc11178407)

[Capítulo IV. Metodología 20](#_Toc11178408)

[1. Datos utilizados 20](#_Toc11178409)

[2. Definición de mercados 21](#_Toc11178410)

[3. Definición de variables 22](#_Toc11178411)

[4. Regresiones a estimar 23](#_Toc11178412)

[4.1. Estimación del efecto de adquisición de una cadena de estaciones 23](#_Toc11178413)

[4.2. Estimación del efecto de adquisición estimado por Diferencias-en-Diferencias 24](#_Toc11178414)

[Capítulo V. Resultados y Discusión 26](#_Toc11178415)

[1. Estimación por efectos fijos 26](#_Toc11179118)

[2. Estimación utilizando diferencias-en-diferencias 29](#_Toc11179119)

[2.1. Efecto de la compra sobre los precios de las estaciones 29](#_Toc11179120)

[2.2. Efecto de la adquisición sobre los precios de estaciones vecinas 31](#_Toc11179121)

[Capítulo VI. Conclusiones y recomendaciones 34](#_Toc11179122)

[1. Conclusiones 34](#_Toc11179123)

[2. Recomendaciones 35](#_Toc11179124)

[Anexos 36](#_Toc11179125)

[Anexo 1: Definición y cálculo de medida de espaciamiento espacial 36](#_Toc11179126)

[Anexo 2: Descripción de variables 38](#_Toc11179127)

[Anexo 3: Correlación entre características observables de las estaciones y precios en corte transversal 39](#_Toc11179128)

[Bibliografía 45](#_Toc11179129)

# Índice de tablas

[Tabla 1: Número de estaciones por razón social para Perú y Lima 16](#_Toc9171792)

[Tabla 2: Número de estaciones propias, abanderadas e independientes por marca visible para una muestra de distritos de Lima Metropolitana 18](#_Toc9171793)

[Tabla 4: Estimación por efectos fijos a nivel de estación y de tiempo 26](#_Toc9171794)

[Tabla 5: Cambio en precio de diésel para estaciones adquiridas 30](#_Toc9171795)

[Tabla 6: Cambio en precio de gasohol 90 para estaciones adquiridas 30](#_Toc9171796)

[Tabla 7: Cambio en precio de diésel para estaciones vecinas a estaciones adquiridas 32](#_Toc9171797)

[Tabla 8: Cambio en precio de Gasohol 90 para estaciones vecinas a las adquiridas 33](#_Toc9171798)

[Tabla 3: Estadística descriptiva 38](#_Toc9171799)

[Tabla 9: Resultados de regresión lineal por MCO - Combustible Diésel DB5-S50 40](#_Toc9171800)

[Tabla 10: Resultados de regresión lineal por MCO - Combustible Gasohol 90 octanos 41](#_Toc9171801)

[Tabla 11: Pruebas de LR para simplificar el modelo espacial de Durbin 42](#_Toc9171802)

[Tabla 12: Resultados del modelo autoregresivo espacial y sus impactos para combustible diésel en Marzo – 2018. 42](#_Toc9171803)

[Tabla 13: Resultados del modelo autoregresivo espacial y sus impactos para combustible gasohol en Marzo – 2018. 43](#_Toc9171804)

# Índice de gráficos

[Gráfico 1. Modelos de dependencia espacial para datos de corte transversal 11](#_Toc9171805)

[Gráfico 2. Construcción de polígonos de Thiessen alrededor de 20 observaciones 14](#_Toc9171806)

[Gráfico 3: Venta de combustibles por tipo de producto a nivel nacional (porcentajes) 17](#_Toc9171807)

[Gráfico 4: Precios promedio por tipo de estación para Diésel y Gasolina de 90 octanos 18](#_Toc9171808)

[Gráfico 5: Distribución de estaciones en distritos de Lima Metropolitana 20](#_Toc9171809)

[Gráfico 6: Vecinos de una estación de servicios utilizando polígonos de Thiessen 21](#_Toc9171810)

[Gráfico 7: Clústeres de estaciones para el distrito de San Isidro 37](#_Toc9171811)

# Introducción

En el mercado para venta combustibles a nivel minorista tenemos numerosas estaciones que venden un producto homogéneo a consumidores que se preocupan por el precio. Como los precios de los combustibles se encuentran publicados en cada estación de servicio y son visibles tanto a consumidores como a estaciones rivales, podríamos modelar este mercado minorista como uno de competencia perfecta y no esperaríamos que una consolidación en el mercado (compra de un grupo de estaciones) permita aumentar de manera significativa los precios. En este trabajo presento una estimación con datos de panel para determinar el efecto en los precios de los combustibles a nivel minorista de una adquisición de un grupo de estaciones en Lima Metropolitana. El principal resultado muestra que una consolidación en el mercado de combustibles, aun cuando la infraestructura de las estaciones compradas ni la marca visible al consumidor cambian, generan un aumento de precios de alrededor de 8 centavos en las estaciones adquiridas, y de 5 centavos en las estaciones vecinas a las adquiridas.

Las estaciones de la cadena Peruana de Combustibles S.A (Pecsa) fueron adquiridas por Corporación Primax, el principal minorista de combustibles líquidos en país, a inicios del 2018. Este evento permite la identificación del efecto del poder de mercado en los precios del mercado de combustibles. Utilizando observaciones antes y después del momento de compra, el enfoque de panel espacial con efectos fijos de tiempo permite controlar por factores no observables a nivel de estación y en el tiempo. Este diseño de investigación sigue lo realizado por Hastings (2004) y Pennerstorfer y Weiss (2013). A manera de validación, se encontraron resultados que indican aumento de precios luego de la adquisición utilizando panel fijo no espacial con efectos fijos en espaciales y temporales, y utilizando la metodología de diferencias-en-diferencias. Para implementar este análisis, se utiliza la información de precios de combustibles a partir de la base de datos del Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería (OSINERGMIN) para los años 2017 y 2018. La información de las características de las estaciones y sus coordenadas geográficas fue recolectada manualmente.

A pesar del interés público en los precios de los combustibles, son pocas las contribuciones de la literatura en este tema estudiando al mercado peruano. En ese sentido, el trabajo de Aurazo y Rojas (2018) es el antecedente más cercano y relevante, al estudiar el tipo de competencia espacial en el mercado de gas natural de Lima y Callao utilizando información sobre precios y cantidades vendidas por distrito. La presente investigación difiere al tratar un mercado mucho más competitivo y establecido, que tiene un producto sin precios fijados por el gobierno y con un efecto distinto al no tener acceso a información sobre cantidades vendidas de combustible.

El presente trabajo se organiza de la siguiente manera. El capítulo II contiene la revisión de la literatura de trabajos relacionados al efecto de las adquisiciones y fusiones en los precios, y la descripción de los modelos de econometría espacial utilizados. El capítulo III se describe el funcionamiento del mercado de combustibles líquidos, seguido por las particularidades del mercado de combustibles en Lima Metropolitana. El capítulo IV abarca los datos utilizados, las variables, la definición de los mercados locales y la metodología econométrica. El capítulo V muestra y discute los resultados encontrados. Finalmente, se presentan las conclusiones y recomendaciones de la investigación.

# Marco Teórico

## Revisión de la literatura

Las fusiones y adquisiciones representan oportunidades para que, a través de economías de escala, se produzcan eficiencias que permitan reducir los costos a los consumidores finales. Por otra parte, también existe la posibilidad que el incremento de poder mercado permita a las firmas que se fusionan y a sus competidoras enfrentar menor competencia y aumentar sus ganancias (Pautler, 2003). Debido a ello, muchos países cuentan con agencias de regulan y revisan las posibles fusiones y adquisiciones, con el objetivo de evitar incrementos de precios anticompetitivos. A continuación, se describen trabajos que evalúan mediante quasi-experimentos el efecto de fusiones en los precios.

Ashenfelter y Hosken (2010) utilizan un enfoque de diferencias-en-diferencias para estimar los incrementos de precios luego de cinco fusiones de firmas de productos de consumo masivo - autorizadas por la autoridad competente en EE.UU.-. Los autores detectaron incrementos de precios de entre 7 y 10% en cuatro de las cinco fusiones. Para establecer los grupos de control requeridos en la estimación, los autores crean grupos de productos fabricados con ingredientes similares a los vendidos por las firmas que se fusionan, en particular, productos similares, pero con la marca de supermercado. Al utilizar precios de productos que representan un sustituto a los productos de marca involucrados en la fusión, los productos de supermercado podrían incrementar sus precios como respuesta a la fusión, por lo que los autores indican que los efectos de incremento de precios podrían estar subestimados.

Miller y Weinberg (2017) estudian los efectos de la fusión de las dos principales compañías de cerveza de EE.UU mediante un modelo estructural y utilizando datos de las participaciones de las empresas para estimar los patrones de sustitución un modelo de elección discreta. En este caso, los incrementos de precios se encuentran entre 6 y 8% con respecto al caso de competencia en precios, por lo que los autores concluyen que es evidencia de patrones de coordinación entre ambas empresas.

En la industria de combustibles, Hastings (2004) evalúa el efecto de la adquisición de un grupo de estaciones independientes (sin marca) por una cadena reconocida. Hastings utiliza una regresión de efectos fijos a nivel estación con dummies de ciudad-tiempo para encontrar que la conversión de estaciones independientes a estaciones de marca aumenta los precios en los mercados afectados en 4%.

Pennerstorfer y Weiss (2013) realizan un trabajo similar a Hastings, pero definen una medida de agrupamiento espacial y la aplican a fusión de cadenas de estaciones en Austria. La medida de agrupamiento espacial, descrita con mayor detalle en el apéndice 1, captura la ubicación de relativa de las estaciones y que tan cerca se encuentran estaciones de la misma firma en una misma zona geográfica. Los autores derivan esta medida a partir del modelo circular de Salop (1979). A mayor agrupamiento espacial, algunas estaciones están rodeadas por otras de la misma firma en mayor medida por lo que se “escudan” de la competencia y les permite establecer mayores precios. La fusión genera un aumento de precios significativo de 0.7% que los autores atribuyen al cambio en el agrupamiento espacial de las estaciones.

## Modelos de econometría espacial

Los modelos de econometría espacial reflejan situaciones donde esperamos que los valores que se observan para un punto o región, estén correlacionados con observaciones vecinas. En un modelo lineal para un corte transversal, esta interacción se omite asumiendo que las observaciones de una ubicación espacial son independientes de las observaciones en el resto de observaciones. Sin embargo, para algunas aplicaciones se puede pensar que las variables dependientes de dos observaciones estén relacionadas. En el caso de dos estaciones de combustible que de manera efectiva solo se tienen entre sí como competencia, la dependencia espacial puede estar reflejada en que las estaciones toman en cuenta el precio de su rival para fijar el suyo. En ese caso, la dependencia entre las dos estaciones puede ser expresada de la siguiente forma:

Donde y son los precios del combustible en las estaciones, contiene características relacionadas al precio. De esta manera, estimar la relación entre las características observables y los precios se requiere tener en cuesta esta interacción cuando estudiamos mercados cuya dependencia espacial es muy alta. Existen tres tipos de interacción que pueden explicar por qué una observación puede estar relacionada con otra cercana: (i) problemas de endogeneidad, donde las decisiones de una unidad, en el caso del presente trabajo sería el precio del combustible, pueden depender de otras unidades; (ii) por exogeneidad, cuando la observación depende de variables independientes que entraron en la decisión de una unidad vecina; (iii) efectos correlacionados, cuando existen características no observadas que acarrean un comportamiento similar (Manski, 1993)

Existen modelos en la literatura de econometría espacial para describir estas interacciones. Una descripción completa de los modelos de econometría espacial y sus aplicaciones puede ser encontrada en Elhorst (2010). Elhorst (2010) y Lesage y Pace (2009) recomiendan iniciar la exploración de modelos espaciales utilizando el modelo espacial de Durbin. Para una muestra de estaciones, el modelo puede ser expresado de la siguiente forma matricial:

o de manera vectorial:

Donde es un vector que contiene los precios de un tipo de combustible para las N estaciones en la muestra, W es una matriz de ponderación de orden como se promedian las observaciones del resto de la muestra para afectar una observación en particular, es un vector unitario de , es la matriz de con características observables de las estaciones. Los parámetros a estimar son el coeficiente autoregresivo espacial que indica cuanto afectan los precios del resto de estaciones al precio de una estación, y los vectores de parámetros desconocidos .

El modelo espacial de Durbin puede ser simplificado a dos modelos que han sido más usados en la literatura de econometría espacial (Anselin, 2013): el modelo espacial autoregresivo (SAR) y el modelo de errores espaciales (SEM). En el primer caso, se impone y no se modela directamente el efecto que puedan tener las características observables del resto de estaciones en el precio de una estación en particular, pero sí se incluye la dependencia de precios entre estaciones. Para el modelo de errores espaciales se impone , y se obtiene dependencia espacial en los residuos de la regresión lineal. La simplificación del modelo de Durbin al SEM o SAR puede ser probada utilizando un test de razón de verosimilitud. Para ello, se estima el modelo completo sin ninguna restricción (modelo de Durbin) y luego se estima el modelo imponiendo alguna de las dos restricciones para . Si el test estadístico no puede rechazar la hipótesis nula , entonces se puede simplificar al modelo SAR (SEM). En ambos modelos se puede llegar al modelo lineal simple cuando los parámetros espaciales son cero, tal como se muestra en el gráfico 1.

Gráfico 1: Modelos de dependencia espacial para datos de corte transversal

Modelo espacial de Durbin **(SDM)**

Modelo de rezago espacial **(SAR)**

Modelo de errores espaciales **(SEM)**

Modelo lineal

Fuente: Elhorst (2010)

La extensión de estos modelos al tratamiento de datos de panel es natural y descrita por Elhorst (2014). Para ello, se asume que la matriz ponderadora (con elementos es constante a lo largo del tiempo. De esta manera, el modelo de rezagos espaciales puede ser especificado de la siguiente forma:

Y el modelo de errores espaciales (SEM) es:

El método de estimación utilizado para estos modelos consiste en Máxima Verosimilitud y el método generalizado de momentos. El primero permite la estimación de parámetros cuando no se tienen variables endógenas. Cuando se debe tener cuenta endogeneidad adicional a la capturada por los procesos espaciales, se debe utilizar una estimación IV/GMM (Fingleton & Le Gallo, 2008). El detalle de la estimación con datos de corte transversal se puede encontrar en LeSage y Pace (2009) y para datos de panel en Elhorst (2014).

### Interpretación de parámetros en presencia de rezago espacial

El modelo autoregresivo espacial (SAR) presenta rezagos espaciales de la variable dependiente y el modelo espacial de Durbin presenta rezagos en las variables independiente y dependientes. Esto rezagos generan que la interpretación de los parámetros ya no sea directa como en el caso del modelo lineal. En el caso del modelo SAR, podemos reescribirlo de la siguiente manera:

Con y .

En el modelo clásico lineal, el efecto del cambio en la variable para el individuo sobre su propio precio es únicamente . Sin embargo, en el modelo SAR, el efecto del cambio es y este mide el impacto en de un cambio en . A diferencia del caso lineal sin dependencia espacial, este efecto incluye el impacto que tiene el cambio en en su vecino , que a su vez afecta a . A diferencia del caso de series de tiempo, en donde la dependencia es solo respecto al pasado, para la econometría espacial la dependencia es multidireccional (Elhorst, 2014).

Como se ha visto, la introducción del rezago espacial en el modelo SAR complica la interpretación directa de los parámetros estimados. Por este motivo, Lesage y Pace (2009) proponen la definición de un efecto directo (equivalente al estimado en el modelo lineal sin dependencia espacial) que reporta el impacto promedio en una observación producto del cambio de r-ésima variable independiente; un efecto total que refleja el cambio promedio en la variable dependiente si una variable independiente cambia en la misma magnitud para todas las observaciones; y el efecto indirecto o *spill-over* definido como la diferencia entre el efecto total y el directo. Los efectos directos y totales se pueden definir de la siguiente manera utilizando la matriz :

* Efecto directo: Es el promedio de es decir .
* Efecto total: El impacto total en producido por el cambio de la variable en la misma cantidad a lo largo de las observaciones. Se calcula como la suma de la fila de . Se tienen efectos totales, por lo que el efecto total promedio es .

### Selección de la matriz de pesos espaciales

La matriz es una matriz no negativa de orden , el total de unidades en la muestra (estaciones de combustible). De esta manera, la sumatoria proporciona un promedio ponderado del precio en las estaciones vecinas a . Por definición, todos los elementos de la diagonal principal de son iguales a cero, puesto que ninguna estación puede ser vecina de sí misma. Existen varias maneras de definir la matriz de pesos, y la elección dependerá de las características del espaciales de las unidades estudiadas (Chung & Park, 2014).

Cuando la distribución de las unidades no es la misma, utilizar reglas de corte rígidas para definir vecinos, por ejemplo, unidades a una distancia menor a 1 km, genera que se tengan zonas con muchos vecinos y zonas que no tienen vecinos y que en teoría no compiten con ninguna otra. En ese caso, Dale (2004:52) sugiere definir vecinos utilizando la construcción geométrica conocida como polígonos de Thiessen. La construcción genera áreas alrededor de cada observación espacial de manera tal que todos los puntos dentro de esta área están más cerca de la observación espacial utilizada, que a cualquier otra observación. Las observaciones son consideradas vecinas cuando comparten una frontera. En el caso del Gráfico 2, la observación X tiene por vecinos a las observaciones A, B, C y D. En la matriz de distancia, por tanto, se iguala a uno las interacciones de X con A, B y C, y a cero las interacciones al resto de ubicaciones.

Gráfico 2. Construcción de polígonos de Thiessen alrededor de 20 observaciones



Fuente: Elaboración propia, 2019

A pesar de la descripción de la matriz de distancias utilizando polígonos de Thiessen es apropiada desde el punto de vista teórico para nuestra aplicación, es común investigar si los resultados que se obtienen son robustos a la elección de la matriz de distancias. Entre algunas definiciones de distancia que han sido usadas en la literatura tenemos: contigüidad binaria (cuando las observaciones son regiones y no puntos), matriz inversa de distancias (menor peso a las observaciones más alejadas) y matriz que considera los k-ésimos vecinos más cercanos, donde k es arbitrario (Elhorst, 2010). Bajo la estimación por máxima verosimilitud, Stakhovych y Bijmolt (2009) mostraron, mediante simulaciones de Monte Carlo, que el criterio de utilizar la matriz de distancias que genere el mayor valor de la función de máxima verosimilitud incrementa la probabilidad de elegir la matriz del proceso generador de datos. Por otra parte, se puede realizar la estimación del modelo mediante técnicas bayesianas, asignando como *prior* que cada matriz de distancias evaluada tiene la misma probabilidad de ser la verdadera y luego calcular las probabilidades *a posteriori.*

# Mercado de combustibles líquidos

## Generalidades sobre el mercado de combustibles líquidos

Los combustibles líquidos se producen en complejos industriales a partir del crudo de petróleo. Debido a ser un *commodity,* el precio referencial del crudo se establece en mercado muy líquidos con determinados marcadores de precios (como el crudo WTI o crudo Brent) y con primas o castigos asociados a la calidad del crudo, su rendimiento de productos líquidos y su facilidad de procesamiento. Los combustibles en calidad regulada por el país son vendidos por las refinerías a mayoristas. Sin embargo, las refinerías muchas vecen cuentan con un brazo comercial que les permite integrar estas funciones y generar mayores ingresos en la operación global. Los mayoristas se dedican a la venta y transporte del combustible desde las plantas de almacenamiento hasta las estaciones de servicio, en donde se realiza la venta al usuario final.

Las estaciones de servicio se pueden dividir en tres grandes tipos: estaciones propias, abanderadas y estaciones independientes. Las estaciones propias son aquellas que pertenecen a un grupo mayorista por lo que están integradas y las decisiones de precios se toman en un nivel centralizado. Por otra parte, las estaciones abanderadas pertenecen a terceros que firman contratos de franquicia mediante los cuales el mayorista se encarga de proveer el combustible “de marca”[[1]](#footnote-2) a un precio diferenciado y proveer asistencia técnica. A cambio, la estación solo vende combustible adquirido a través del mayorista además de mostrar los colores y nombre de la marca del mismo. Finalmente, se encuentran las estaciones independientes que no tienen ninguna marca asociada y son libres de comprar el combustible a cualquiera de los mayoristas en el mercado.

## Mercado de combustibles líquidos en Lima Metropolitana

El mercado de combustible peruano tiene particularidades que lo diferencian de los países desarrollados en donde se han llevado los estudios revisados en el Capítulo II. En el caso de Perú, solo se cuenta con dos productores de combustibles y dos refinerías principales que abastecen el 45% de los requerimientos del diésel y 80% de la demanda de gasolina en el país. La capacidad total de refinación en el país alcanza 202 miles de barriles de petróleo por día con una importación de 80 mil barriles por día siendo el principal suministrador Ecuador (Osinergmin, 2015). Dado que la demanda de combustible no puede ser atendida por las refinerías locales, el resto es importado por los dos productores principales y por un tercer importador que solo actúa como intermediario sin contar con producción local. Los dos productores de combustibles son Refinería La Pampilla, perteneciente al grupo español Repsol y la petrolera estatal Petróleos del Perú (Petroperú), en tanto que el tercer importador es Pure Biofuels. La mayor parte de las importaciones provienen del Golfo de los EE. UU lo que une las fluctuaciones mundiales del precio de los combustibles al mercado local.

Con respecto al siguiente elemento en la cadena de valor, los dos productores actúan como mayoristas de combustible. En adición, realizan la venta de combustible a los dos mayoristas en el mercado que no cuentan con producción propia, Pecsa y Primax. En el caso de Refinería La Pampilla, actúa a través de su brazo comercial Repsol Comercial y opera directamente 79 estaciones de Lima Metropolitana (10.2%), en tanto que Petroperú solo actúa como mayorista sin operar ninguna estación propia y solo abanderada estaciones a las cuales llega acuerdos para utilización de su marca. De esta manera, Repsol es el único productor que está integrado desde la producción del combustible hasta su venta al consumidor final, siendo este esquema de integración vertical común en los países desarrollados, en los que existen varios competidores integrados en una misma zona geográfica.

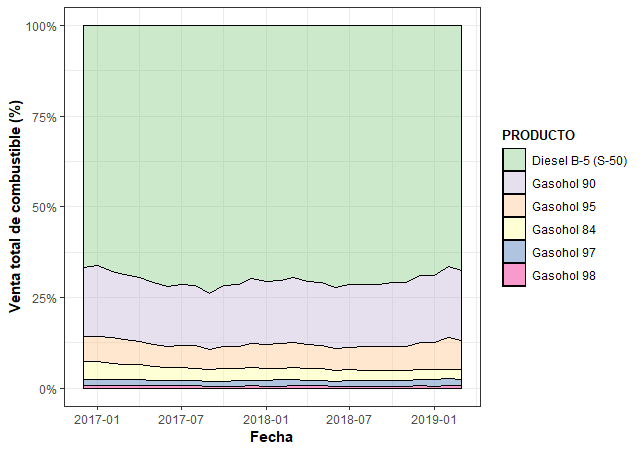
Tabla 1: Número de estaciones por razón social para Perú y Lima

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Razón social | Perú | Lima |
| Repsol | 101 | 79 |
| Primax | 145 | 50 |
| Pecsa | 72 | 35 |
| Otra razón social | 4096 | 604 |
| **Total** | 4414 | 768 |

Fuente: Elaboración propia, 2019.

En el país se venden cuatro tipos de gasoholes (mezclas de gasolina con etanol), además de combustible diésel de bajo contenido de azufre (menor a 50 ppm). El mercado nacional ha evolucionado para consumir principalmente diésel, seguido por gasohol de 90 octanos, los que en conjunto representan el 80% de las ventas nacionales, como se puede apreciar en el Gráfico 3. De igual manera, estos dos tipos de combustibles líquidos son vendidos en la mayor cantidad de establecimientos. A partir de los datos reportados por la herramienta Facilito de Osinergmin, se determina que en Lima todos los establecimientos venden gasohol 90 y diésel, alrededor de 90% venden gasohol 95, 50% venden gasohol 97, mientas que el gasohol 84 es cada vez menos consumido en Lima (solo 23% de las estaciones lo venden).

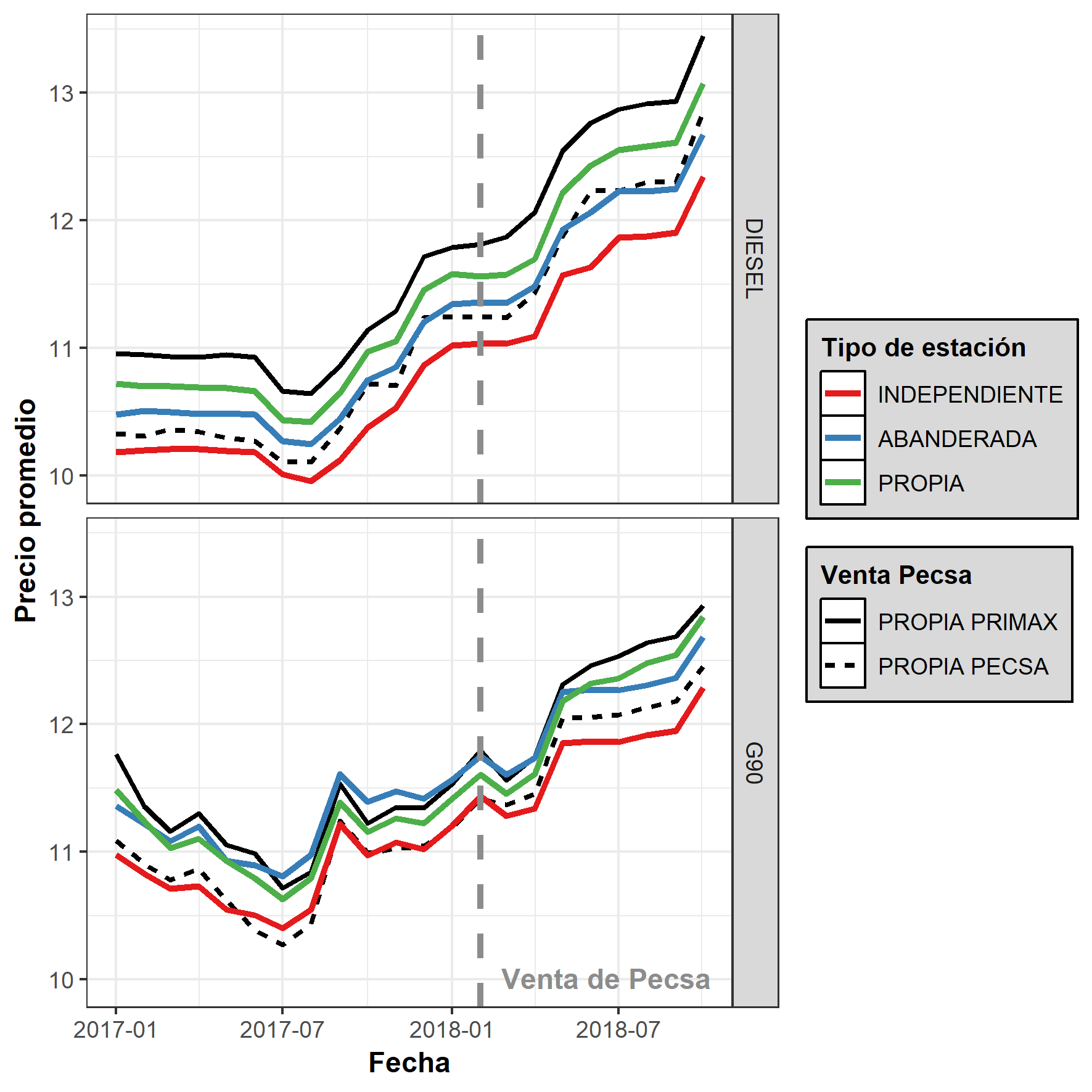
Gráfico 3: Venta de combustibles por tipo de producto a nivel nacional (porcentajes)



Fuente: Elaboración propia a partir de los informes estadísticos del MINEM, 2019.

A nivel minorista, la mayoría de estaciones de marca son abanderadas, es decir, no son propiedad directa de los mayoristas. Estas estaciones compiten entre sí y con estaciones independientes que generalmente cobran menores precios (ver Gráfico 4), siendo estas últimas las de mayor presencia. Repsol y Primax son los empresas con mayor participación en el mercado minorista tal como se observa en las tablas 1 y 2 .

Gráfico 4: Precios promedio por tipo de estación para Diésel y Gasolina de 90 octanos



Fuente: Elaboración propia, 2019

Tabla 2: Número de estaciones propias, abanderadas e independientes por marca visible para una muestra de distritos de Lima Metropolitana[[2]](#footnote-3)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Marca | Tipo de estación | Propia | Abanderada | Independiente | **Total** |
| Repsol | 72 | 52 | - | 124 |
| Primax | 41 | 73 | - | 114 |
| Pecsa | 28 | 30 | - | 58 |
| Petroperú | 0 | 42 | - | 42 |
| Sin Marca | - | - | 99 | 99 |
| **Total** | 141 | 197 | 99 | 437 |

Fuente: Elaboración propia, 2019.

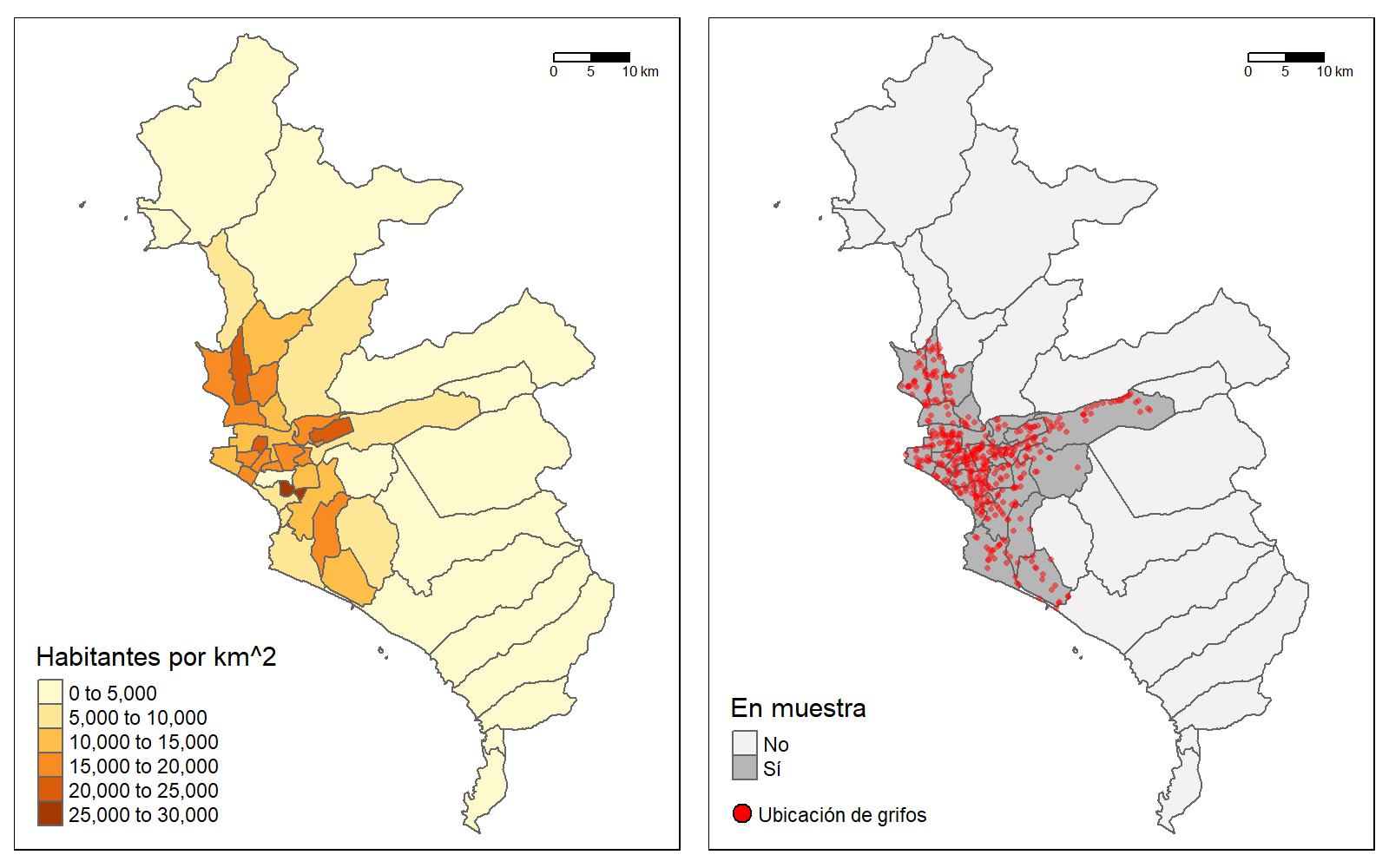
En febrero de 2018, se concretó la venta de Pecsa a Primax. La venta abarcó las 69 estaciones que operadas directamente por Pecsa y los contratos de abastecimiento a 348 estaciones abanderadas. Por una estrategia de atención a públicos distintos, la dirección de Primax indicó que se mantendría la marca Pecsa (La Rosa, 2018). De esta manera, Primax se convirtió en el principal minorista de combustible a nivel nacional. Aun así, el mercado peruano se encuentra asociado principalmente a estaciones abanderadas o afiliadas, por lo que ni Primax y Repsol tienen injerencia directa sobre los precios de la mayoría de estaciones a las que prestan su marca.

# Metodología

## Datos utilizados

La fuente primaria de datos para este trabajo consiste la base de datos del portal Facilito de OSINERGMIN. La base de datos contiene todos los precios reportados por las estaciones de servicio de Lima Metropolitana para los años 2017 y 2018, además la dirección física y distrito de ubicación. En adición, se recolectó información sobre las coordenadas geográficas, marca visible y características adicionales para 437 estaciones.

Gráfico 5: Distribución de estaciones en distritos de Lima Metropolitana



Fuente: Elaboración propia, 2019

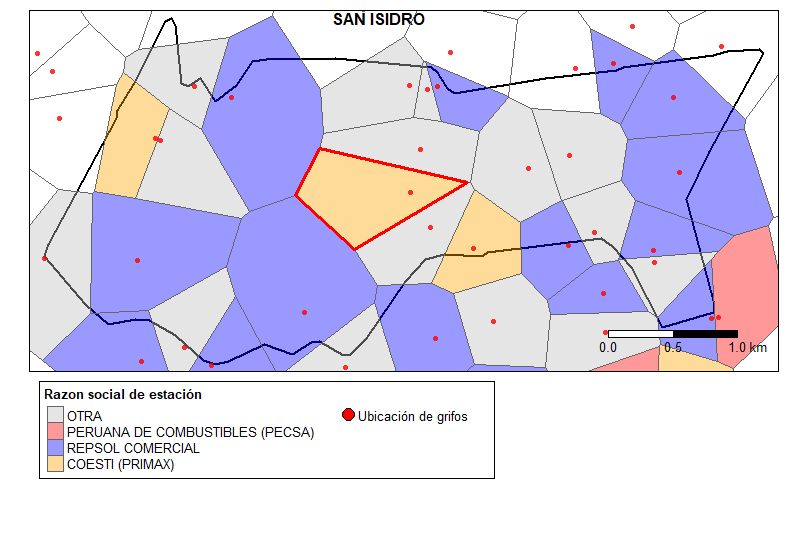
A cada estación se le añadió información sobre potenciales determinantes de la demanda del distrito en el cual se ubican. Las variables utilizadas para el control de demanda localizada son el ingreso familiar per cápita del distrito y densidad de población.

## Definición de mercados

La definición de mercados se puede realizar a nivel de jurisdiccional de distritos o municipalidades (Clemenz & Gugler, 2006) o dibujando círculos alrededor de cada observación (Pennerstorfer, 2009). En este trabajo considero polígonos Thiessen para definir los mercados relevantes para cada estación, tal como se muestra en el Gráfico 6. De esta manera, una determinada estación compite directamente con las estaciones que la rodean (en el caso del gráfico, la estación señalada en rojo compite directamente con cuatro estaciones).

La construcción con polígonos de Thiessen tiene la ventaja de utilizar la ubicación real de cada estación en relación al resto para definir los límites de cada mercado, mientras que las alternativas anteriores solo consideran el número de competidores en un área predefinida por un círculo predefinido arbitrariamente para toda la muestra. Sin embargo, como pruebas de robustez, se revisaron los resultados obtenidos en Capítulo V definiendo mercados mediante círculos de 1.5 km alrededor de cada observación.

Gráfico 6: Vecinos de una estación de servicios utilizando polígonos de Thiessen

Fuente: Elaboración propia, 2019

## Definición de variables

* Tipo de combustible: Es el combustible analizado para la regresión. Para el estudio solo se consideran los dos combustibles con más ventas en el país, gasohol 90 octanos y diésel B5 S-50.
* Precio de combustible: Es el precio promedio mensual registrado por la estación de servicio, medido en soles por galón.
* Mercado: Para efectos de la investigación, se considera que cada estación de combustible define un mercado compuesta por la misma estación y sus vecinas.
* Tipo de estación: Indica la combinación entre la propiedad de la bandera y la marca que muestra. De esta manera, puede tomar siete valores: Independiente, abanderada Petroperú, abanderada Pecsa, abanderada Primax, abanderada Repsol, propia Pecsa, propia Primax y propia Repsol.
* Agrupamiento espacial: Es una medida de la secuencia de estaciones de una misma firma en un mercado determinado. De esta manera, si una estación solo está rodeada por estaciones de la misma firma, el agrupamiento espacial es igual a 1. En cambio, si la estación está rodeada por N competidoras distintas, el valor es igual a El detalle del cálculo de esta variable se describe en el Anexo 1 y sigue lo descrito en Pennerstorfer y Weiss (2013).
* Distancia al rival más cercano: Distancia en kilómetros a la estación de combustible más cercana.
* Distancia promedio: Distancia promedio en kilómetros a las estaciones vecinas.
* Número de estaciones cercanas: Número de estaciones que se encuentran en un radio de 1.5 km de la estación .
* Lavado: Es 1 si la estación ofrece el servicio de lavado de autos, 0 si no lo hace.
* Mecánico: Es 1 si la estación ofrece atención mecánica (lubricación y/o servicio de llantas) y 0 si no lo hace.
* Tienda: Es 1 si la estación cuenta con una tienda asociada y 0 si no cuenta con una.
* Cajero: Es 1 si la estación cuenta con cajero automático y 0 si no cuenta con uno.
* GNV: Es 1 si la estación también vende gas natural vehicular, y 0 si no lo hace.
* GLP: Es 1 si la estación también vende gas licuado de petróleo, y 0 si no lo hace.
* Densidad poblacional: Es el número de personas que vive en un distrito dividido entre el área del distrito en km2
* Ingreso per cápita: Ingreso familiar per cápita (en miles de soles por persona) a nivel distrital para el año 2012.
* Número de viajes al distrito: Número de viajes (en millones) en medios motorizados que el distrito recibió en diciembre de 2017.

## Regresiones a estimar

### Estimación del efecto de adquisición de una cadena de estaciones

Siguiendo lo descrito por Hastings (2004), se estima un modelo de efectos fijos a nivel de estación y de tiempo para controlar por heterogeneidad no observada. Sin embargo, con la estimación por efectos fijos no se pueden determinar las características que se mantienen invariables en el tiempo. Por otra parte, sí se pueden estimar parámetros relacionados con el cambio en la propiedad de las estaciones de Pecsa, el cambio en el agrupamiento espacial, y el efecto que tuvo la venta sobre las estaciones que tenían como vecina a una estación Pecsa adquirida.

La ecuación estimada tiene la siguiente forma:

Donde es una dummy igual a 1 si la estación fue adquirida por Primax (es decir, toma el valor de 0 para todas las estaciones antes de la venta). es igual a 1 si la estación compite con una estación comprada por Primax (de igual forma, toma el valor de 0 para todas las estaciones antes de la venta). captura el hecho que las estaciones particulares abanderadas por Pecsa también se pueden haber visto afectadas por la compra, ya que esta incluyó los contratos de abastecimiento a las estaciones abanderadas. La variable es igual a 1 si la estación es abanderada de Pecsa en 2018, 0 en caso contrario. La variable de agrupamiento espacial cambia de valor de manera discreta luego de la venta para las estaciones en mercados donde se encontraba presente una estación propia de Pecsa.

Para determinar la existencia de dependencia espacial en los datos, utilizamos las pruebas robustas de multiplicador de Lagrange (LM) propuestas por Anselin *et al.* (1996) para los modelos autoregresivo espacial (SAR) y espacial de errores (SEM). Rechazar la hipótesis nula indica que existe correlación espacial en la variable dependiente. Por otra parte, rechazar la hipótesis nula indica que existe correlación espacial en los residuos del modelo lineal estimado. En caso se rechace algunas de las hipótesis, se procede a estimar el modelo completo con ambas formas de dependencia espacial. En ese caso, la ecuación a estimar es:

Donde es el parámetro autoregresivo espacial y es el parámetro de error espacial, es un error homocedástico sin dependencia espacial.

En esta aplicación, es necesario trabajar con unidades espacialmente adyacentes (tal como se muestran en el Gráfico 6), ya que de lo contrario la matriz de distancia W no puede ser calculada, siendo necesaria para la estimación de los parámetros. Por tanto, las estaciones utilizadas para la estimación no consisten en una muestra aleatoria, más bien, representan todas las estaciones operativas en los distritos incluidos. Por este motivo, y siguiendo la recomendación de Elhorst (2014:56), descarto la estimación por efectos aleatorios y estimo utilizando efectos fijos.

### Estimación del efecto de adquisición estimado por Diferencias-en-Diferencias

Como prueba de robustez, utilicé otra metodología para revisar si se obtenían resultados similares de aumentos de precios debido a la adquisición de las estaciones. Se quieren identificar los efectos causales de la compra de un grupo de estaciones en los precios de las mismas, y de aquellas que son su competencia directa (estaciones vecinas). La estrategia de identificación se basa en un cambio brusco generado por la adquisición de todas las estaciones de Pecsa por el grupo Primax. Consideramos al resto de estaciones no afectadas por la fusión como el grupo de control.

Las especificaciones de diferencias-en-diferencias utilizadas son:

Donde es el precio del combustible (puede ser diésel o gasohol 90) en la estación en el mes . es una variable binaria que indica si la observación es antes o después de la adquisición (febrero de 2018). es una variable binaria que indica si la estación es parte del grupo de estaciones adquiridas. De manera similar, indica si la estación es vecina a una estación comprada. representa la diferencia de precios en niveles después y antes del tratamiento para las estaciones tratadas y de control. captura la diferencia de precios entre las estaciones tratadas (de la cadena Pecsa) y las de control.

El coeficiente de interés es y representa el cambio de precios adicional en las estaciones tratadas con respecto a las de control, siendo atribuido a la adquisición por otro grupo minorista (Primax). En adición, añado efectos fijos por mes y por distrito. controla por las características observables de las estaciones.

# Resultados y Discusión

## Estimación por efectos fijos

Los resultados de la estimación por efectos fijos se muestran en la Tabla 3. En el corto plazo, evaluando los datos tres meses antes y después de la compra, vemos que las estaciones de Pecsa cobraron 9 centavos de sol más en promedio luego de la compra en el caso del gasohol, en tanto que para el diésel el valor no es significativo. Sin embargo, cuando se considera mayor tiempo luego de la adquisición, el efecto de la compra se vuelve positivo y significativo al 1% tanto para el diésel como para el gasohol, con las estaciones compradas incrementando su precio en 9 centavos por galón para el primer combustible y 12 centavos para el segundo.

Tabla 3: Estimación por efectos fijos a nivel de estación y de tiempo

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Diésel (soles/galón) | | Gasohol 90 (soles/galón) | |
| 18 meses | 6 meses | 18 meses | 6 meses |
| PRIMAX | 0.093\*\*\* (0.023) | -0.025 (0.022) | 0.123\*\*\* (0.045) | 0.093\*\* (0.047) |
| CONTRATO | 0.013 (0.055) | 0.004 (0.028) | -0.064 (0.060) | -0.043 (0.040) |
| VECINO | -0.015 (0.028) | -0.036\*\* (0.017) | 0.054\* (0.032) | 0.027 (0.030) |
| SC | 0.141\*\* (0.065) | 0.044 (0.047) | 0.062 (0.079) | -0.007 (0.078) |
| ¿Dummies por mes? | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Observaciones | 7,722 | 2,574 | 7,704 | 2,568 |
| R2 ajustado | 0.931 | 0.632 | 0.836 | 0.293 |
| LM SAR | 38.94 [0.0000] | 5.09 [0.0240] | 569.31 [0.0000] | 93.83 [0.0000] |
| LM SEM | 39.26 [0.0000] | 5.10 [0.0240] | 561.29 [0.0000] | 95.93 [0.0000] |
| LM SAR Robusto | 0.12 [0.7334] | 0.00 [0.9734] | 11.48 [0.0007] | 1.99 [0.1585] |
| LM SEM Robusto | 0.44 [0.5093] | 0.01 [0.9434] | 3.47 [0.0626] | 4.09 [0.0431] |
| Notas:  \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  Periodo de 6 meses: noviembre 2017 a abril 2018  Periodo de 18 meses: mayo 2017 a octubre 2018  Los errores estándares se computan con clusterizando a nivel estación para tener en cuenta correlación serial en los datos | | | | |

Fuente: Elaboración propia, 2019

No se encuentran efectos significativos en el caso del diésel para las estaciones abanderadas de Pecsa. Las estaciones vecinas a las que cambian de dueño pasan a cobrar 5 centavos más en el largo plazo para el caso del gasohol. El valor de agrupamiento espacial, cuyo detalle de cálculo se encuentra en el anexo 1, solo resulta significativo para el diésel en la ventana de 18 meses a diferencia de los resultados de Pennerstorfer y Weiss (2013). Un mayor valor de agrupamiento espacial debería estar asociado a una disminución de la competencia y mayores precios. La diferencia entre el mercado peruano y el austriaco analizado por Pennerstorfer y Weiss es la mayor atomización del primero. En el caso de Lima, solo un minorista (Repsol Comercial) alcanza una participación de 15% mientras que los otros dos (Primax y Pecsa) tienen participaciones de 10 y 5%, respectivamente. Por el contrario, en Austria existen tres minoristas importantes que agrupan al 50% de las estaciones, y un grupo de minoristas con varias locaciones que tienen el 30% del mercado, con solo 20% de estaciones independientes.

La tabla 3 muestra las pruebas de Anselin (1996), transformando las variables “dentro de”, es decir, restando la media en el periodo a cada observación. Las pruebas robustas no son concluyentes, por lo que siguiendo a Elhorst (2010) estimamos el modelo espacial de Durbin para revisar la significancia los estimadores asociados a la dependencia espacial. Los resultados se muestran en la tabla 4 e indican que para ambos horizontes en el caso del diésel y para el largo plazo en el caso del gasohol 90, no se puede simplificar a un modelo más simple (se rechazan las hipótesis nulas indicadas en el Capítulo II.2.

Tabla 4: Estimación del modelo espacial de Durbin con efectos fijos

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Diésel (soles/galón) | | | | Gasohol 90 (soles/galón) | | | | |
| 18 meses | | 6 meses | | | 18 meses | | 6 meses | | |
| W\*Precio | 0.103 | (5.57) | 0.065 | (1.99) | | 0.363 | (22.79) | 0.277 | (9.48) | |
| PRIMAX | 0.092 | (4.11) | -0.002 | (-0.06) | | 0.076 | (2.76) | 0.085 | (3.00) | |
| CONTRATO | 0.016 | (0.85) | 0.003 | (0.12) | | -0.058 | (-2.55) | -0.048 | (-1.95) | |
| VECINO | 0.052 | (3.09) | 0.036 | (2.00) | | 0.023 | (1.12) | 0.024 | (1.12) | |
| SC | 0.031 | (0.62) | -0.012 | (-0.20) | | -0.108 | (-1.8) | -0.01 | (-0.14) | |
| W\*Primax | -0.128 | (-2.07) | -0.047 | (-0.83) | | -0.003 | (-0.04) | -0.038 | (-0.58) | |
| W\*CONTRATO | 0.11 | (2.76) | 0.109 | (2.44) | | -0.026 | (-0.53) | 0.136 | (2.58) | |
| W\*VECINO | -0.025 | (-1.02) | -0.076 | (-2.78) | | 0.034 | (1.15) | 0.006 | (0.20) | |
| W\*SC | 0.144 | (2.17) | 0.094 | (1.17) | | 0.167 | (2.05) | 0.002 | (0.02) | |
| ¿Dummies por mes? | Sí | | Sí | | | Sí | | Sí | | |
| Prueba LR SAR | 17.29 | [0.0017] | 15.41 [0.0039] | | | 9.28 | [0.0543] | 7.17 | [0.13] | |
| Prueba LR SEM | 16.99 | [0.0019] | 15.36 [0.0040] | | | 14.52 | [0.0058] | 5.53 | [0.24] | |
|  |  | |  | | |  | |  | | |
|  |  | |  | | |  | |  | | |
| Notas:  Valores de estadísticos-t entre paréntesis y valores-p de pruebas estadísticas en corchetes.  Periodo de 6 meses: noviembre 2017 a abril 2018  Periodo de 18 meses: mayo 2017 a octubre 2018  Los errores estándares se computan con clusterizando a nivel estación para tener en cuenta correlación serial en los datos | | | | | | | | | |

El coeficiente asociado a la ponderación espacial de los precios (W\*Precios) es significativo en todos los casos, sugiriendo que las estaciones toman en cuenta el precio de las estaciones cercanas para fijar su precio. En la estimación considerando 18 meses para diésel y gasohol 90, la variable asociada a la compra de estaciones (PRIMAX) es significativa. Sin embargo, mientras que el modelo lineal simple, el coeficiente que acompaña al parámetro PRIMAX representa el incremento de precios en una estación adquirida controlando por la heterogeneidad no observada y el tiempo, en el modelo de Durbin la interpretación ya no es directa debido a los efectos de retroalimentación descritos en el Capítulo II.2.1. Los efectos directos, indirectos y totales para el modelo espacial de Durbin con efectos fijos se presentan en la tabla 5.

Tabla 5: Efectos directos e indirectos basados en los coeficientes estimado del modelo de Durbin

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | Diésel (soles/galón) | | | | Gasohol 90 (soles/galón) | | | |
|  |  | 18 meses | | 6 meses | | 18 meses | | 6 meses | |
| PRIMAX | Directo | 0.091 | (4.09) | -0.001 | (-0.05) | 0.077 | (2.68) | 0.084 | (2.92) |
|  | Indirecto | -0.131 | (-1.91) | -0.048 | (-0.80) | 0.036 | (0.32) | -0.025 | (-0.28) |
|  | Total | -0.040 | (-0.53) | -0.049 | (-0.75) | 0.113 | (0.90) | 0.058 | (0.58) |
| CONTRATO | Directo | 0.019 | (1.02) | 0.003 | (0.15) | -0.063 | (-2.78) | -0.042 | (-1.62) |
|  | Indirecto | 0.122 | (2.87) | 0.116 | (2.50) | -0.069 | (-0.95) | 0.166 | (2.38) |
|  | Total | 0.141 | (2.92) | 0.119 | (2.29) | -0.132 | (-1.57) | 0.124 | (1.52) |
| VECINO | Directo | 0.051 | (3.14) | 0.035 | (1.94) | 0.027 | (1.30) | 0.024 | (1.18) |
|  | Indirecto | -0.021 | (-0.79) | -0.079 | (-2.74) | 0.064 | (1.60) | 0.019 | (0.47) |
|  | Total | 0.031 | (1.13) | -0.043 | (-1.55) | 0.090 | (1.99) | 0.044 | (1.01) |
| SC | Directo | 0.035 | (0.69) | -0.010 | (-0.16) | -0.098 | (-1.67) | -0.006 | (-0.09) |
|  | Indirecto | 0.160 | (2.32) | 0.100 | (1.22) | 0.188 | (1.89) | -0.005 | (-0.05) |
|  | Total | 0.195 | (3.63) | 0.090 | (1.50) | 0.091 | (0.96) | -0.011 | (-0.12) |

Notas: Estadístico t entre paréntesis.

Centrándonos en los resultados de largo plazo, se tiene que el efecto para una estación de ser adquirida es significativo e igual a 9.1 centavos para el diésel y 7.7 centavos para el gasohol 90. De igual manera, las estaciones vecinas a las adquiridas tienen un precio mayor de diésel (5 centavos), pero un aumento no significativo para gasohol. Las estaciones que tenían contrato de suministro de combustible con Pecsa (variable CONTRATO = 1) no presentan incrementos significativos de precios. Finalmente, el efecto directo del agrupamiento espacial no es significativo, solo siendo significativo el efecto total para el diésel en el período de 18 meses.

## Estimación utilizando diferencias-en-diferencias

Los resultados anteriores muestran un efecto significativo de aumento de precios utilizando un modelo de datos de panel. Se quiere validar estos resultados utilizando el método de diferencias-en-diferencias para medir el efecto en los precios de la adquisición de una cadena de estaciones, y las repercusiones sobre las estaciones vecinas a las estaciones adquiridas. Para las regresiones, se utilizan como variables de control (cuando se indica) el tipo de estación, el número de grifos vecinos, distancia mínima al grifo más cercano, densidad poblacional, ingreso per cápita y número de viajes en transporte motorizado hacia distrito donde se ubica el grifo. Las columnas (1), (2) y (4) siguen la especificación presentada en las ecuaciones y .

### Efecto de la compra sobre los precios de las estaciones

Primero, evaluamos el efecto de la adquisición de las estaciones de Pecsa por Primax en los precios de la misma estación. El precio de las estaciones que fueron adquiridas es mayor que las no adquiridas, por un margen de 6 a 8 centavos, siendo estas diferencias significativas (ver Tabla 6). Para la estimación de la columna 3, se agrupa la información cada tres meses, y se toma el período de agosto – octubre del año 2017 como base. Aquí, se interaccionan las variables con dummies correspondientes a los periodos de tres meses antes y luego de la adquisición. Al desagregar la información de esta manera se observan dos hechos: (1) En un período de 6 meses antes de la adquisición hasta tres meses luego de la misma, el cambio en el precio del diésel en las estaciones Pecsa adquiridas es cercano a 0 y no significativo. (2) Los efectos de aumento de precio son mayores y significativos a partir de los tres meses luego de la adquisición.

La tabla 7 presenta la estimación para el gasohol 90 y se aprecia un escenario parecido, con un aumento de precios para las estaciones de Pecsa de alrededor de 12 centavos y con efectos cercanos a cero y no significativos para los períodos antes de la adquisición. Sin embargo, para el caso del gasohol, el incremento de precios es significativo desde el primer trimestre posterior a la adquisición.

Tabla 6: Cambio en precio de diésel para estaciones adquiridas

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Dum.Comprada | -0.079 | -0.280\*\*\* | 0.038 | 0.031 |
|  | (0.070) | (0.061) | (0.064) | (0.067) |
| Dum.FechaCompra | 1.171\*\*\* | 2.494\*\*\* | 2.505\*\*\* | 2.500\*\*\* |
|  | (0.012) | (0.023) | (0.024) | (0.024) |
| D.Comprada\* D.FechaCompra | 0.067\*\*\* | 0.067\*\*\* | 0.084\*\*\* |  |
|  | (0.025) | (0.025) | (0.027) |  |
| D.Comprada\*D.1antes |  |  |  | 0.013 |
|  |  |  |  | (0.031) |
| D.Comprada\*D.1desp |  |  |  | 0.001 |
|  |  |  |  | (0.035) |
| D.Comprada\*D.2desp |  |  |  | 0.118\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.038) |
| D.Comprada\*D.3desp |  |  |  | 0.153\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.040) |
| Constante | 10.808\*\*\* | 9.949\*\*\* | 8.842\*\*\* | 8.843\*\*\* |
|  | (0.026) | (0.053) | (0.537) | (0.538) |
| Efectos fijos por mes | No | Sí | Sí | Sí |
| Efectos fijos por distrito | No | Sí | Sí | Sí |
| Variables de control | No | No | Sí | Sí |
| Observaciones | 6,450 | 6,450 | 6,450 | 6,450 |
| R2 | 0.403 | 0.784 | 0.829 | 0.829 |
| R2 ajustado | 0.403 | 0.782 | 0.828 | 0.828 |
|  |  |  |  |  |
| Notas:  \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  Los errores estándares clusterizados por estación se muestran entre paréntesis.  D.1antes: 1 si la fecha se encuentra entre nov-17 y ene-18.  D.1desp: 1 si la fecha se encuentra entre feb-18 y abr-18.  D.2desp: 1 si la fecha se encuentra entre may-18 y jul-18.  D.3desp: 1 si la fecha se encuentra entre ago-18 y oct-18.  Fuente: Elaboración propia, 2019 | | | | |

En ambos casos, se encuentra un aumento significativo de los precios del diésel y gasohol 90 para las estaciones adquiridas, siendo mayor para el gasohol 90. Estos resultados concuerdan con lo observado en el Gráfico 4, en los que el precio de gasohol 90 de Pecsa tenían un precio similar a las estaciones independientes, y luego de la adquisición se encuentra por encima. De manera similar, los precios de diésel antes de la adquisición eran similares a las estaciones abanderadas y luego se incrementan más rápidamente. Estos resultados apuntan en la dirección que la nueva administración de las estaciones decidió aumentar los precios ya que, en parte, se encontraban al nivel de estaciones independientes o abanderadas.

Tabla 7: Cambio en precio de gasohol 90 para estaciones adquiridas

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Dum.Comprada | -0.275\*\*\* | -0.328\*\*\* | -0.009 | -0.024 |
|  | (0.068) | (0.062) | (0.065) | (0.068) |
| Dum.FechaCompra | 0.801\*\*\* | 1.832\*\*\* | 1.840\*\*\* |  |
|  | (0.014) | (0.024) | (0.024) |  |
| D.Comprada\*D.FechaCompra | 0.121\*\* | 0.121\*\* | 0.136\*\* |  |
|  | (0.052) | (0.052) | (0.054) |  |
| D.Comprada: D.1antes |  |  |  | 0.030 |
|  |  |  |  | (0.030) |
| D.Comprada\*D.1desp |  |  |  | 0.140\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.052) |
| D.Comprada\*D.2desp |  |  |  | 0.182\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.069) |
| D.Comprada\*D.3desp |  |  |  | 0.130\* |
|  |  |  |  | (0.073) |
| Constante | 11.262\*\*\* | 10.875\*\*\* | 11.245\*\*\* | 11.246\*\*\* |
|  | (0.029) | (0.072) | (0.911) | (0.912) |
| Efectos fijos por mes | No | Sí | Sí | Sí |
| Efectos fijos por distrito | No | Sí | Sí | Sí |
| Variables de control | No | No | Sí | Sí |
| Observaciones | 6,450 | 6,450 | 6,450 | 6,450 |
| R2 | 0.403 | 0.784 | 0.829 | 0.829 |
| R2 ajustado | 0.403 | 0.782 | 0.828 | 0.828 |
|  |  |  |  |  |
| Notas:  \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  Los errores estándares clusterizados por estación se muestran entre paréntesis.  D.1antes: 1 si la fecha se encuentra entre nov-17 y ene-18.  D.1desp: 1 si la fecha se encuentra entre feb-18 y abr-18.  D.2desp: 1 si la fecha se encuentra entre may-18 y jul-18.  D.3desp: 1 si la fecha se encuentra entre ago-18 y oct-18. | | | | |

Fuente: Elaboración propia, 2019

### Efecto de la adquisición sobre los precios de estaciones vecinas

Habiendo encontrando un aumento en los precios de las estaciones adquiridas, el siguiente objetivo es explorar si las estaciones cercanas también aumentaron sus precios. Para este análisis, se define como cercana si la estación es vecina en el sentido de los polígonos de Thiessen presentados en el Capítulo II. La tabla 8 reporta los resultados de la especificación mostrada en la ecuación () para el precio de diésel en las estaciones vecinas a las adquiridas. En este caso, los resultados no son tan claros, obteniendo un aumento significativo de 5 centavos solo luego de controlar por características observables de las estaciones. Nuevamente, en los trimestres previos al tratamiento no se encuentran valores significativos distintos a cero.

Tabla 8: Cambio en precio de diésel para estaciones vecinas a estaciones adquiridas

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Dum.Vecino | 0.161\*\*\* | 0.0001 | -0.034 | -0.044 |
|  | (0.053) | (0.046) | (0.043) | (0.045) |
| Dum.FechaCompra | 1.167\*\*\* | 2.490\*\*\* | 2.494\*\*\* |  |
|  | (0.014) | (0.025) | (0.025) |  |
| D.Vecino\*D.FechaCompra | 0.029 | 0.029 | 0.055\*\* |  |
|  | (0.021) | (0.021) | (0.025) |  |
| D.Vecino: D.1antes |  |  |  | 0.020 |
|  |  |  |  | (0.020) |
| D.Vecino\*D.1desp |  |  |  | 0.043\* |
|  |  |  |  | (0.026) |
| D.Vecino\*D.2desp |  |  |  | 0.074\*\* |
|  |  |  |  | (0.034) |
| D.Vecino\*D.3desp |  |  |  | 0.077\*\* |
|  |  |  |  | (0.038) |
| Constante | 10.755\*\*\* | 9.946\*\*\* | 8.841\*\*\* | 8.844\*\*\* |
|  | (0.030) | (0.053) | (0.540) | (0.540) |
| Efectos fijos por mes | No | Sí | Sí | Sí |
| Efectos fijos por distrito | No | Sí | Sí | Sí |
| Variables de control | No | No | Sí | Sí |
| Observaciones | 6,450 | 6,450 | 6,450 | 6,450 |
| R2 | 0.411 | 0.780 | 0.829 | 0.829 |
| R2 ajustado | 0.411 | 0.778 | 0.828 | 0.828 |
|  |  |  |  |  |
| Notas:  \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  Los errores estándares clusterizados por estación se muestran entre paréntesis. | | | | |

Fuente: Elaboración propia, 2019

La tabla 9 muestra los resultados de la especificación para el cambio de los precios de gasohol 90 en las estaciones vecinas a las adquiridas. A diferencia del diésel, los efectos son consistentes a lo largo de las cuatro especificaciones y se encuentro un incremento de precios de 90 centavos. La revisión por trimestres indica que este incremento se da luego de 3 meses de la adquisición. Al igual que en los casos anteriores, el efecto antes de la adquisición es cercano a cero y no significativo.

Estos resultados concuerdan con los obtenidos para el efecto sobre las estaciones compradas, observamos que las estaciones en general logran aumentar más sus precios para el gasohol 90 que para el diésel. En general, los dos trimestres anteriores a la adquisición no se registran diferencias grandes ni significativas lo que ayuda a sostener la hipótesis de tendencias comunes necesaria para la identificación del efecto de la adquisición.

Tabla 9: Cambio en precio de Gasohol 90 para estaciones vecinas a las adquiridas

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Dum.Vecino | -0.090 | -0.081\* | -0.097\*\* | -0.101\*\* |
|  | (0.055) | (0.048) | (0.043) | (0.043) |
| Dum.FechaCompra | 0.782\*\*\* | 1.812\*\*\* | 1.816\*\*\* |  |
|  | (0.017) | (0.026) | (0.026) |  |
| D.Vecino\*D.FechaCompra | 0.090\*\*\* | 0.090\*\*\* | 0.110\*\*\* |  |
|  | (0.027) | (0.027) | (0.031) |  |
| D.Vecino\* D.1antes |  |  |  | 0.008 |
|  |  |  |  | (0.020) |
| D.Vecino\*D.1desp |  |  |  | 0.043 |
|  |  |  |  | (0.033) |
| D.Vecino\*D.2desp |  |  |  | 0.134\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.037) |
| D.Vecino\*D.3desp |  |  |  | 0.167\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.043) |
| Constante | 11.271\*\*\* | 10.883\*\*\* | 11.233\*\*\* | 11.234\*\*\* |
|  | (0.035) | (0.072) | (0.911) | (0.912) |
| Efectos fijos por mes | No | Sí | Sí | Sí |
| Efectos fijos por distrito | No | Sí | Sí | Sí |
| Variables de control | No | No | Sí | Sí |
| Observaciones | 6,450 | 6,450 | 6,450 | 6,450 |
| R2 | 0.257 | 0.600 | 0.662 | 0.663 |
| R2 ajustado | 0.256 | 0.597 | 0.659 | 0.660 |
|  |  |  |  |  |
| Notas:  \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  Los errores estándares clusterizados por estación se muestran entre paréntesis. | | | | |

# Conclusiones y recomendaciones

## Conclusiones

Este trabajo consideró estimaciones por efectos fijos y diferencias-en-diferencias para evaluar el impacto de una adquisición entre minoristas de combustible líquido. Todos los modelos apuntan a la misma dirección, un incremento en los precios del diésel y del gasohol 90, con diferencias menores entre ellas. La estimación del modelo de panel considerando dependencia espacial reduce los estimados, pero siguen siendo significativos y de 9 centavos para del diésel y 8 para el gasohol 90. Como metodología alternativa, se utilizó un enfoque de diferencias-en-diferencias encontrándose resultados similares al panel, con incrementos de precios significativos para las estaciones que fueron adquiridas.

El modelo espacial indica que las estaciones vecinas a las adquiridas aumentaron sus precios de manera significativa, pero en menor nivel que las adquiridas, resultado que también se encuentra utilizando la especificación de diferencias-en-diferencias. Una variable de control utilizada fue el agrupamiento espacial de las estaciones, mas esta no resulta significativa de manera consistente a diferencia del estudio similar de Pennerstorfer y Weiss (2013) en el mercado de Austria donde utilizan esta variable y la encuentran significativa. Las diferencias entre el mercado de combustible austríaco y el peruano siendo el segundo uno más atomizado con pocos minoristas importantes apuntan en la dirección que los cambios en el agrupamiento espacial no generaron suficiente variación que explique los cambios de precios.

Los resultados anteriores indican que la consolidación de combustibles en el mercado minorista de Lima trajo como consecuencia aumentos en los precios de combustibles, no solo en aquellas estaciones adquiridas, sino además en las estaciones vecinas. Debido a que los precios de Pecsa previos a su adquisición se encontraban por debajo del promedio, permiten plantear que la adquisición conllevó a mayores precios de Pecsa y que esto a su vez repercutió en las estaciones vecinas permitiéndoles subir más el precio.

## Recomendaciones

A nivel de política pública, se debe reglamentar una ley de fusiones que permita que un organismo estatal evalúe las adquisiciones y fusiones ex-ante, validando que estas no sean en detrimento de los consumidores. Para el caso particular de los combustibles, no podemos afirmar que el aumento de precios de las estaciones de Pecsa y sus vecinas haya generado una disminución del bienestar social, ya que es posible que ante un aumento de precio los consumidores hayan migrado a marcas rivales. Sin embargo, este tipo de análisis o revisión de la evidencia deberían plantearse antes de la ejecución de una fusión.

# Anexos

## Anexo 1: Definición y cálculo de medida de espaciamiento espacial

La ubicación de las firmas en un modelo competencia tiene incidencia en el grado de competencia que se observa en un mercado. Pennerstorfer y Weiss (2013) proponen un caso simple donde se ilustra esta interacción. Supongamos que existen cinco estaciones independientes (A-B-C-D-E) que se distribuyen linealmente y de manera equidistante en una vía. En ese caso, el orden de las estaciones es indiferente para la competencia. En cambio, si las estaciones pertenecen al mismo dueño o firma, el orden importa puesto que estas estaciones toman decisiones en conjunto y puede tener consecuencias en el poder de mercado ejercido. Supongamos que ahora solo existen dos grupos de estaciones, y la secuencia es A1 – B1 – A2 – B2 – A3, la competencia será similar al caso con cinco estaciones independientes, ya que los vecinos directos de cada estación son rivales. Pero si ahora el agrupamiento es el siguiente: A1 – A2 – A3 – B1 – B2, la competencia se verá sobre todo entre las estaciones A3 y B1. Como ahora hay estaciones que no compiten directamente, podríamos esperar que se alcance mayores precios de equilibrio.

Para este trabajo de investigación, se siguió la definición de agrupamiento espacial definida por Pennerstorfer y Weiss (2013) que es una extensión del modelo circular de Salop (1979). Los autores determinan clústeres de estaciones vecinas que son operadas por la misma firma (misma razón social). A su vez, se realiza la asunción que una estación compite directamente únicamente con las estaciones con las que comparte frontera.

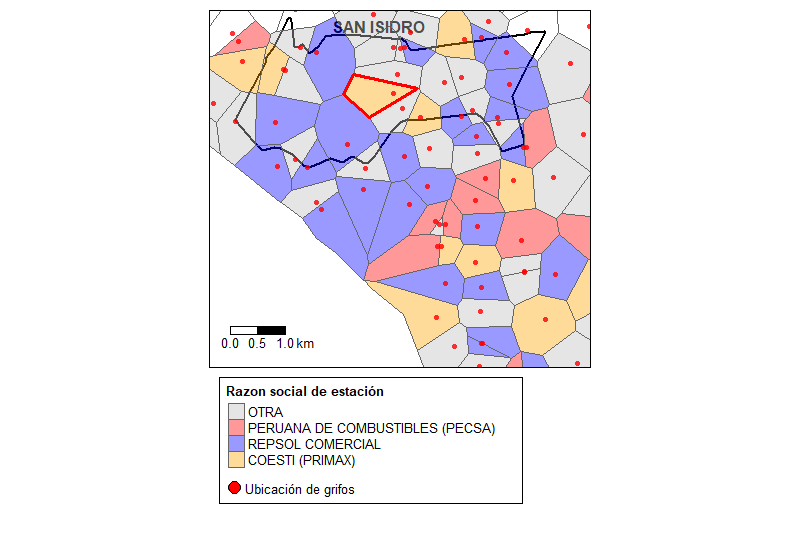
**Ejemplo de cálculo:** Se realizará el cálculo para la estación de Primax () que se señala con borde rojo en el Gráfico 7. Sea el número de estaciones con la que compite. En este caso, compite directamente con cuatro estaciones, . En el mercado que define la estación , existen cuatro grupos de estaciones (). Para cada grupo, denotamos como al número de estaciones en el grupo .

1. Primax: estación (la propia estación)
2. Repsol: estaciones. A pesar que la estación Primax solo es vecina directa con dos estaciones Repsol, estas forman un grupo de diez estaciones vecinas entre sí que son operadas por Repsol Comercial.
3. Clúster Independiente 1: estación
4. Clúster Independiente 2: estación

Debemos tener en cuenta que el punto de interés es si las estaciones son operadas por una misma firma. En el caso de estaciones abanderadas, no son operadas por una misma firma, por lo que se consideran independientes de otras estaciones abanderadas de la misma marca.

Finalmente, se calcula el agrupamiento espacial como Para el caso del ejemplo, el resultado es:

Gráfico 7: Clústeres de estaciones para el distrito de San Isidro



Fuente: Elaboración propia, 2019

## Anexo 2: Descripción de variables

Tabla 10: Estadística descriptiva

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variable** | **Descripción** | **Media** | **Des. Est** | **Min** | **Max** |
| **Variable dependiente** | | | | | |
| Pit DB5 | Precio de Diésel DB5-S50 en la estación i (soles/galón) | 11.310 | 1.020 | 8.5 | 14.3 |
| Pit G90 | Precio de Gasohol 90 en la estación i (soles/galón) | 11.579 | 0.881 | 9.0 | 14.4 |
| **Características espaciales** | | | | | |
| SC | Agrupamiento espacial | 0.230 | 0.151 | 0.1 | 1.2 |
| DMIN | Distancia mínima (km) | 0.405 | 0.440 | 0.0 | 5.8 |
| DPROM | Distancia promedio a grifos vecinos (km) | 0.957 | 0.173 | 0.2 | 1.5 |
| NCERC | Número de grifos cercanos | 10.796 | 6.861 | 0.0 | 30.0 |
| **Características de la estación** | | | | | |
| GLP | Variable binaria igual a 1 si la estación cuenta con despacho de GLP | 0.449 | 0.498 | 0.0 | 1.0 |
| GNV | Variable binaria igual a 1 si la estación cuenta con despacho de GNV | 0.350 | 0.478 | 0.0 | 1.0 |
| MECANICO | Variable binaria igual a 1 si la estación cuenta con asistencia mecánica | 0.366 | 0.482 | 0.0 | 1.0 |
| LAVADO | Variable binaria igual a 1 si la estación cuenta con servicio de lavado de autos | 0.208 | 0.407 | 0.0 | 1.0 |
| TIENDA | Variable binaria igual a 1 si la estación cuenta con tienda o mini-market | 0.648 | 0.478 | 0.0 | 1.0 |
| CAJERO | Variable binaria igual a 1 si la estación cuenta con cajero automático | 0.389 | 0.488 | 0.0 | 1.0 |
| **Características del distrito** | | | | | |
| DENPOB | Densidad poblacional (10,000 habitantes por km2) | 1.449 | 0.569 | 0.3 | 2.6 |
| INGRESO | Ingreso per cápita (miles de soles por persona) | 1.252 | 0.213 | 0.9 | 1.6 |
| VIAJES | Número de viajes hacia el distrito (millones de viajes) | 1.962 | 1.396 | 0.3 | 5.4 |

Fuente: Elaboración propia, 2019

## Anexo 3: Correlación entre características observables de las estaciones y precios en corte transversal

Se presentan estimaciones por corte transversal tres y seis meses antes y después de la adquisición de las estaciones Pecsa para determinar la relación entre características observables de las estaciones y los precios. Sin embargo, estos estimados deben ser analizados con cuidado y sin realizar inferencias de causalidad, ya que pueden existir factores que afecten tanto a los precios como a las variables de interés y que no sean medidos, dando como resultado estimados sesgados. Por ejemplo, el número de personas que viajan en auto por una vía diariamente podría generar que en el tiempo exista mayor cantidad de estaciones a lo largo de esa ruta, y a su vez, si la cantidad de viajes en auto en una ruta es elevada, podría generar menores diferenciales de precios a lo largo de la ruta, tal como argumenta Houde (2012). En este caso, tenemos una variable omitida que sesgaría el coeficiente estimado al menos para el número de estaciones vecinas.

Consideremos como punto de partida la siguiente ecuación:

donde es el precio del combustible en la estación en el periodo (se realizan las mismas estimaciones para diésel y gasohol de 90 octanos), es la constante en el período , contiene las variables descritas en el Anexo 2. Los parámetros de interés son los coeficientes de agrupamiento espacial, que al igual que en Pennerstorfer y Weiss (2013) se espera sea positivo, el número de estaciones de cercanas, que se espera sea negativo y los coeficientes asociados a las dummies por tipo de estación podrán indicar la correlación entre el precio y el modelo de operación que sigue la misma (propia, abanderada e independiente). Los resultados de la estimación por MCO se muestran en las tablas 11 y 12.

Tabla 11: Resultados de regresión lineal por MCO - Combustible Diésel DB5-S50

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Ago-17 | Dic-17 | Mar-18 | Jul-18 | |
| Abanderada Petroperú | 0.110 (0.082) | 0.027 (0.083) | 0.094 (0.073) | | 0.113 (0.078) |
| Abanderada Pecsa | 0.207\*\* (0.095) | 0.255\*\*\* (0.095) | 0.162\* (0.084) | | 0.239\*\*\* (0.089) |
| Abanderada Primax | 0.350\*\*\* (0.070) | 0.389\*\*\* (0.072) | 0.341\*\*\* (0.063) | | 0.423\*\*\* (0.067) |
| Abanderada Repsol | 0.249\*\*\* (0.077) | 0.381\*\*\* (0.078) | 0.303\*\*\* (0.069) | | 0.303\*\*\* (0.073) |
| Propia Pecsa | -0.075 (0.102) | 0.142 (0.104) | 0.006 (0.092) | | 0.145 (0.098) |
| Propia Primax | 0.499\*\*\* (0.091) | 0.604\*\*\* (0.092) | 0.618\*\*\* (0.082) | | 0.769\*\*\* (0.087) |
| Propia Repsol | 0.383\*\*\* (0.080) | 0.402\*\*\* (0.081) | 0.405\*\*\* (0.072) | | 0.526\*\*\* (0.076) |
| SC | 0.090 (0.159) | 0.080 (0.162) | -0.061 (0.086) | | -0.072 (0.091) |
| DPROM | 0.005 (0.163) | 0.162 (0.166) | 0.189 (0.148) | | 0.205 (0.156) |
| DMIN | 0.056 (0.068) | -0.021 (0.069) | -0.085 (0.061) | | -0.148\*\* (0.065) |
| NCERC | -0.011\*\*\* (0.004) | -0.010\*\* (0.004) | -0.014\*\*\* (0.003) | | -0.015\*\*\* (0.004) |
| MECANICO | -0.022 (0.062) | 0.047 (0.063) | 0.074 (0.056) | | 0.028 (0.059) |
| LAVADO | -0.077 (0.073) | -0.099 (0.074) | -0.066 (0.066) | | -0.019 (0.069) |
| CAJERO | 0.070 (0.052) | 0.125\*\* (0.053) | 0.073 (0.047) | | 0.090\* (0.049) |
| GNV | -0.127\*\* (0.053) | -0.042 (0.054) | -0.074 (0.048) | | -0.051 (0.050) |
| GLP | -0.001 (0.052) | -0.019 (0.053) | -0.028 (0.047) | | 0.007 (0.050) |
| INGRESO | 1.259\*\*\* (0.167) | 1.104\*\*\* (0.169) | 1.167\*\*\* (0.153) | | 1.236\*\*\* (0.162) |
| DENPOB | 0.010 (0.044) | -0.058 (0.045) | -0.065\* (0.040) | | -0.047 (0.042) |
| LOGVIAJES | 0.072 (0.044) | 0.060 (0.045) | 0.079\*\* (0.040) | | 0.112\*\*\* (0.042) |
| Constante | 7.563\*\*\* (0.819) | 8.733\*\*\* (0.833) | 8.677\*\*\* (0.740) | | 8.914\*\*\* (0.784) |
| Observaciones | 430 | 433 | 434 | | 436 |
| R2 ajustado | 0.358 | 0.396 | 0.441 | | 0.461 |
| Test LM SEM | 88.53 [0.0000] | 89.08 [0.0000] | 90.10 [0.0000] | | 51.16 [0.0000] |
| Test LM SAR | 118.53 [0.0000] | 117.24 [0.0000] | 123.35 [0.0000] | | 71.63 [0.0000] |
| Test LM Robusto SEM | 0.00 [0.9438] | 0.17 [0.6783] | 1.97 [0.1601] | | 0.54 [0.4605] |
| Test LM Robusto SAR | 30.00 [0.0000] | 28.33 [0.0000] | 35.23 [0.0000] | | 21.01 [0.0000] |
|  | | | | | |
| Notas: | \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  Para Test LM, valor p en [ ] | | | | |

Fuente: Elaboración propia, 2019

Siguiendo lo discutido en el apartado 2 del Capítulo II, las tablas 11 y 12 muestran los resultados de las pruebas robustas de Anselin para determinar si el modelo de rezagos espaciales o el modelo de errores espaciales permite explicar mejor los datos. En este caso, el test LM Robusto para el modelo autoregresivo espacial (SAR) es significativo para todos los cortes, en tanto que el test del modelo espacial de errores no lo es. En consecuencia, se estima el modelo espacial de Durbin que incluye rezagos espaciales para la variable dependiente y las variables independientes (Elhorst, 2010). Luego, se restringen los modelos según lo indicado en el gráfico 1 para realizar las pruebas de ratio de verosimilitud para las hipótesis y . Si no se rechaza la primera hipótesis, el modelo puede ser simplificado un modelo de rezago espacial. Si se falla en rechazar la segunda, el modelo puede ser simplificado un modelo de errores espaciales. En caso ambas hipótesis sean rechazadas, el modelo espacial de Durbin es el que mejor describe los datos. Los resultados de la tabla 13 indican que se puede simplificar al modelo autoregresivo espacial (SAR) para el diésel y se debe utilizar el modelo de Durbin para el gasohol 90.

Tabla 12: Resultados de regresión lineal por MCO - Combustible Gasohol 90 octanos

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Ago-17 | Dic-17 | Mar-18 | Jul-18 |
| Abanderada Petroperú | 0.144 (0.094) | 0.079 (0.098) | 0.024 (0.090) | 0.112 (0.095) |
| Abanderada Pecsa | 0.310\*\*\* (0.109) | 0.307\*\*\* (0.112) | 0.236\*\* (0.104) | 0.312\*\*\* (0.109) |
| Abanderada Primax | 0.586\*\*\* (0.081) | 0.582\*\*\* (0.084) | 0.450\*\*\* (0.078) | 0.575\*\*\* (0.082) |
| Abanderada Repsol | 0.468\*\*\* (0.089) | 0.331\*\*\* (0.093) | 0.309\*\*\* (0.085) | 0.382\*\*\* (0.090) |
| Propia Pecsa | -0.116 (0.118) | 0.080 (0.122) | 0.158 (0.113) | 0.171 (0.119) |
| Propia Primax | 0.257\*\* (0.105) | 0.297\*\*\* (0.109) | 0.311\*\*\* (0.101) | 0.599\*\*\* (0.106) |
| Propia Repsol | 0.399\*\*\* (0.092) | 0.273\*\*\* (0.096) | 0.169\* (0.089) | 0.509\*\*\* (0.093) |
| SC | 0.251 (0.183) | 0.117 (0.191) | -0.099 (0.106) | -0.034 (0.111) |
| DPROM | -0.264 (0.188) | -0.175 (0.196) | -0.124 (0.182) | -0.020 (0.191) |
| DMIN | 0.161\*\* (0.078) | 0.053 (0.081) | 0.029 (0.075) | 0.013 (0.079) |
| NCERC | -0.033\*\*\* (0.004) | -0.030\*\*\* (0.005) | -0.028\*\*\* (0.004) | -0.030\*\*\* (0.004) |
| MECANICO | 0.120\* (0.072) | 0.160\*\* (0.075) | 0.061 (0.069) | -0.040 (0.073) |
| LAVADO | -0.151\* (0.084) | -0.129 (0.088) | -0.108 (0.081) | -0.061 (0.085) |
| CAJERO | 0.058 (0.060) | 0.036 (0.062) | 0.048 (0.057) | 0.039 (0.060) |
| GNV | -0.146\*\* (0.061) | -0.055 (0.064) | -0.087 (0.059) | -0.005 (0.062) |
| GLP | 0.046 (0.060) | -0.026 (0.062) | -0.034 (0.058) | -0.052 (0.061) |
| INGRESO | 0.247 (0.192) | -0.061 (0.200) | -0.015 (0.189) | 0.556\*\*\* (0.199) |
| DENPOB | -0.089\* (0.051) | -0.061 (0.053) | -0.083\* (0.049) | -0.132\*\* (0.051) |
| LOGVIAJES | 0.012 (0.051) | -0.018 (0.053) | 0.011 (0.049) | 0.018 (0.052) |
|  | | | | |
| Observaciones | 430 | 433 | 434 | 436 |
| R2 ajustado | 0.363 | 0.266 | 0.245 | 0.320 |
| Test LM SEM | 61.55 [0.0000] | 102.89 [0.0000] | 40.19 [0.0000] | 46.43 [0.0000] |
| Test LM SAR | 78.10 [0.0000] | 118.62 [0.0000] | 59.48 [0.0000] | 64.26 [0.0000] |
| Test LM Robusto SEM | 2.29 [0.1302] | 0.27 [0.6058] | 1.96 [0.1613] | 3.65 [0.0562] |
| Test LM Robusto SAR | 18.84 [0.0000] | 15.99 [0.0001] | 21.25 [0.0000] | 21.48 [0.0000] |
|  | | | | |
| Nota: | \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01 | | | |

Fuente: Elaboración propia, 2019

En las tablas 14 y 15 muestran los resultados de las estimaciones para el corte transversal de marzo de 2018. Los coeficientes que se reportan no pueden ser comparados directamente con los obtenidos en el modelo lineal. Utilizando las definiciones de Lesage y Pace (2009), se calculan los efectos directos, indirectos y totales asociados a cada regresor. De esta manera, se puede obtener una comparación entre los efectos directos de los modelos SAR y SDM y el obtenido por el modelo lineal sin dependencia espacial.

Tabla 13: Pruebas de LR para simplificar el modelo espacial de Durbin

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Estadístico [valor p] | | | |
| Hipótesis Nula | Ago-17 | Dic-17 | Jul-18 | Mar-18 |
| Diésel | | | | |
| (SEM) | 39.3 [0.0040] | 27.1 [0.1030] | 35.5 [0.0120] | 29.0 [0.0660] |
| (SAR) | 22.3 [0.2680] | 14.9 [0.7260] | 21.3 [0.3200] | 12.9 [0.8450] |
| Gasohol 90 | | | | |
| (SEM) | 36.9 [0.0080] | 40.9 [0.0020] | 34.2 [0.0180] | 45.0 [0.0010] |
| (SAR) | 25.5 [0.1460] | 30.6 [0.0450] | 32.5 [0.0270] | 39.4 [0.0040] |
| Nota: N. grados de libertad igual a 19 para todos las pruebas.  Fallar en rechazar las hipótesis nulas conlleva a estimar el modelo simplificado (SAR o SEM según sea el caso) | | | | |

Fuente: Elaboración propia, 2019.

Tabla 14: Resultados del modelo autoregresivo espacial y sus impactos para combustible diésel en Marzo – 2018.

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **OLS** | **Modelo Espacial Autoregresivo (SAR)** | | | |
| Variable | Parámetros | Parámetros | Directo | Indirecto | Total |
| Abanderada Petroperú | 0.094 | 0.056 (0.063) | 0.06 | 0.056 | 0.115 |
| Abanderada Pecsa | 0.162 \* | 0.152\*\* (0.072) | 0.161 \*\* | 0.15\*\* | 0.311 \*\* |
| Abanderada Primax | 0.341 \*\*\* | 0.295\*\*\*  (0.054) | 0.313 \*\*\* | 0.292\*\*\* | 0.605 \*\*\* |
| Abanderada Repsol | 0.303 \*\*\* | 0.253\*\*\*  (0.060) | 0.268 \*\*\* | 0.25\*\*\* | 0.518 \*\*\* |
| Propia Pecsa | 0.006 | -0.018 (0.079) | -0.019 | -0.018 | -0.037 |
| Propia Primax | 0.618 \*\*\* | 0.531\*\*\*  (0.071) | 0.562 \*\*\* | 0.526\*\*\* | 1.088 \*\*\* |
| Propia Repsol | 0.405 \*\*\* | 0.343\*\*\*  (0.062) | 0.364 \*\*\* | 0.34\*\*\* | 0.704 \*\*\* |
| SC | -0.061 | -0.117 (0.074) | -0.124 | -0.116 | -0.24 |
| DPROM | 0.189 | 0.190 (0.127) | 0.201 | 0.188 | 0.389 |
| DMIN | -0.085 | -0.078 (0.052) | -0.082 | -0.077 | -0.159 |
| NCER | -0.014 \*\*\* | -0.007\*\* (0.003) | -0.007 \*\* | -0.007\*\* | -0.014 \*\* |
| MECANICO | 0.074 | 0.074 (0.048) | 0.079 | 0.074 | 0.152 |
| LAVADO | -0.066 | -0.063 (0.056) | -0.066 | -0.062 | -0.128 |
| CAJERO | 0.073 | 0.074\* (0.040) | 0.078 \* | 0.073\* | 0.151 \* |
| GNV | -0.074 | -0.086\*\* (0.041) | -0.091 \*\* | -0.085\* | -0.177 \*\* |
| GLP | -0.028 | -0.013 (0.040) | -0.014 | -0.013 | -0.026 |
| INGRESO | 1.167 \*\*\* | 0.549\*\*\*  (0.143) | 0.582 \*\*\* | 0.544\*\*\* | 1.126 \*\*\* |
| DENPOB | -0.065 \* | -0.028 (0.034) | -0.03 | -0.028 | -0.058 |
| LOGVIAJES | 0.079 \*\* | 0.044 (0.035) | 0.047 | 0.044 | 0.09 |
|  | - | 0.512\*\*\*  (0.051) | - | - | - |

Fuente: Elaboración propia, 2019

El ponderador espacial de la variable espacial es significativo e igual a 0.512, lo que sugiere que las estaciones toman en cuenta el comportamiento de sus vecinas al tomar sus decisiones de precios. Las variables asociadas con la marca de las estaciones conducen a mayores precios de manera significativa, al menos para los consideradas como de mayor valor (Primax y Repsol). El coeficiente es menor para las estaciones de la misma marca abanderadas, por lo que la estructura integrada podría llegar a sostener mayores precios (a costa de un probable menor volumen de venta), gracias a tener costos operativos más bajos, es decir, obtener el combustible a un precio menor. Este efecto de la marca o *branding*, coincide con el reportado por Hastings (2004) y Hogg et al. (2012).

Tabla 15: Resultados del modelo autoregresivo espacial y sus impactos para combustible gasohol en Marzo – 2018.

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **OLS** | **Modelo Espacial Autoregresivo (SAR)** | | | |
| Variable | Parámetros | Parámetros | Directo | Indirecto | Total |
| Abanderada Petroperú | 0.024 | 0.003 (0.079) | 0.005 | 0.03 | 0.035 |
| Abanderada Pecsa | 0.236 \*\* | 0.159\* (0.091) | 0.146 | -0.232 | -0.086 |
| Abanderada Primax | 0.45 \*\*\* | 0.402\*\*\* (0.068) | 0.411 \*\*\* | 0.164 | 0.575 \* |
| Abanderada Repsol | 0.309 \*\*\* | 0.302\*\*\* (0.075) | 0.309 \*\*\* | 0.122 | 0.431 |
| Propia Pecsa | 0.158 | 0.061 (0.103) | 0.032 | -0.526 | -0.494 |
| Propia Primax | 0.311 \*\*\* | 0.294\*\*\* (0.088) | 0.29 \*\*\* | -0.086 | 0.204 |
| Propia Repsol | 0.169 \* | 0.152\* (0.079) | 0.144 \* | -0.142 | 0.002 |
| SC | -0.099 | -0.127 (0.134) | -0.096 | 0.552 \* | 0.456 |
| DPROM | -0.124 | 0.086 (0.176) | 0.035 | -0.92 | -0.885 |
| DMIN | 0.029 | 0.003 (0.068) | 0.007 | 0.075 | 0.082 |
| NCER | -0.028 \*\*\* | 0.017 (0.011) | 0.014 | -0.044 \*\*\* | -0.03 \*\*\* |
| MECANICO | 0.061 | 0.028 (0.063) | 0.051 | 0.419 \* | 0.47 \*\* |
| LAVADO | -0.108 | -0.055 (0.070) | -0.101 | -0.812 \*\*\* | -0.912 \*\*\* |
| CAJERO | 0.048 | 0.042 (0.050) | 0.05 | 0.142 | 0.192 |
| GNV | -0.087 | -0.082 (0.053) | -0.067 | 0.271 | 0.204 |
| GLP | -0.034 | -0.012 (0.050) | -0.036 | -0.427 \*\* | -0.463 \*\* |
| INGRESO | -0.015 | 0.039 (0.336) | 0.033 | -0.113 | -0.081 |
| DENPOB | -0.083 \* | -0.135\* (0.075) | -0.128 \* | 0.127 | -0.001 |
| LOGVIAJES | 0.011 | -0.129\* (0.072) | -0.114 \* | 0.26 \*\* | 0.146 |
|  | - | 0.452\*\*\* (0.061) | - | - | - |

Fuente: Elaboración propia, 2019

La especificación del modelo SAR/SDM permite estimar los efectos sobre la variable dependiente de una estación debido al cambio de una variable independiente de sus vecinos. Estos efectos indirecto o *spill-overs*, son cero por construcción en el modelo lineal sin dependencia espacial. En las tablas 14 y 15 se puede apreciar que estos efectos para las variables de marca son positivos y significativos, por lo que tener por vecinos a estaciones asociadas a marcas se correlaciona con mayores precios en la estación.

Con respecto a las variables que controlan por las características del distrito, los efectos son más reducidos al considerar la interacción en la fijación de precios. De igual importancia, los efectos se vuelven menos significativos. Cabe resaltar que en otros estudios se utiliza datos a una extensión menor que distritos (tractos del censo en caso de los EE.UU.), sin embargo, esta información no se encuentra disponible para Lima.

# Bibliografía

Anselin, L. (2013). *Spatial econometrics: methods and models* (Vol. 4). Springer Science & Business Media.

Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., & Yoon, M. J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, *26*(1), 77-104. https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6

Ashenfelter, O., & Hosken, D. (2010). The effect of mergers on consumer prices: Evidence from five mergers on the enforcement margin. *The Journal of Law and Economics*, *53*(3), 417–466.

Aurazo Iglesias, J. G., & Rojas Milla, P. C. (2018). *Modelo de competencia espacial: una aplicación al mercado retail del GNV en el Perú*. Perú.

Chung, Y., & Park, H. (2014). Analysis of Spatial Interaction Effect of Retail Gasoline Price in Seoul. *Korea and the World Economy*, *15*(2), 209–241.

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

Dale, P. (2004). *Introduction to Mathematical Techniques used in GIS*. CRC Press.

Elhorst, J. P. (2010). Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*, *5*(1), 9-28. https://doi.org/10.1080/17421770903541772

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels* (Vol. 479). Springer.

Fingleton, B., & Le Gallo, J. (2008). Estimating spatial models with endogenous variables, a spatial lag and spatially dependent disturbances: finite sample properties. *Papers in Regional Science*, *87*(3), 319–339.

Hastings, J. S. (2004). Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California. *The American Economic Review*, *94*(1), 317-328. Recuperado de https://www.jstor.org/stable/3592781

Hogg, S., Hurn, S., McDonald, S., & Rambaldi, A. (2012). *A Spatial Econometric Analysis of the Eﬀect of Vertical Restraints and Branding on Retail Gasoline Pricing* (N.o 86). National Centre for Econometric Research.

Houde, J.-F. (2012). Spatial Differentiation and Vertical Mergers in Retail Markets for Gasoline. *American Economic Review*, *102*(5), 2147-2182. https://doi.org/10.1257/aer.102.5.2147

La Rosa, L. (2018, febrero 19). Primax: la estrategia tras la adquisición de Pecsa. *Semana Económica*. Recuperado de http://semanaeconomica.com/article/sectores-y-empresas/energia/267687-primax-la-estrategia-tras-la-adquisicion-de-pecsa/

LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC.

Manski, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects: The reflection problem. *The review of economic studies*, *60*(3), 531–542.

Miller, N. H., & Weinberg, M. C. (2017). Understanding the Price Effects of the MillerCoors Joint Venture. *Econometrica*, *85*(6), 1763-1791. https://doi.org/10.3982/ECTA13333

Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. (2015). *La industria de los hidrocarburos líquidos en el Perú: 20 años de aporte al desarrollo del país*. Recuperado de http://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro\_documental/Institucional/Estudios\_Economicos/Libros/Libro-industria-hidrocarburos-liquidos-Peru.pdf

Pautler, P. A. (2003). Evidence on mergers and acquisitions. *Antitrust Bull.*, *48*, 119.

Pennerstorfer, D. (2009). Spatial price competition in retail gasoline markets: evidence from Austria. *The Annals of Regional Science*, *43*(1), 133-158. https://doi.org/10.1007/s00168-007-0206-7

Pennerstorfer, D., & Weiss, C. (2013). Spatial clustering and market power: Evidence from the retail gasoline market. *Regional Science and Urban Economics*, *43*(4), 661-675. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2013.04.002

Salop, S. C. (1979). Monopolistic competition with outside goods. *Bell Journal of Economics*, *10*(1), 141-156.

Stakhovych, S., & Bijmolt, T. H. (2009). Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices. *Papers in Regional Science*, *88*(2), 389–408.

1. La marca del combustible está asociada al aditivo que coloca el mayorista antes de su despacho. Por tanto, al comprar un combustible en una estación con el nombre de una marca determinada, el consumidor no sabe a priori si la estación es propia o abanderada, pero sí puede saber que la calidad del combustible que recibe, en cuanto aditivo, es la misma. [↑](#footnote-ref-2)
2. Los distritos no incluidos en la tabla son: San Juan de Lurigancho, Carabayllo, Puente Piedra, Comas y Villa María del Triunfo. El resto de distritos son contiguos y representa el 70% de Lima Metropolita en área y 73% en población. [↑](#footnote-ref-3)