

**EVALUACIÓN DE LAS ASIMETRÍAS EN LAS VARIACIONES DE LOS PRECIOS DE LOS
COMBUSTIBLES EN LIMA METROPOLINA EN EL PERIODO 2017-2021: EL CASO DEL
GASOHOL DE 90**

Autores:

De la Cruz Sandoval Ricardo

Rivas Castillo Juan Manuel

Chávez Vásquez Darha

Carrillo Chávez Alexander

Jara Cerrón Paolo

Lima, octubre de 2021

Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería del Perú
Gerencia de Políticas y Análisis Económico

EVALUACIÓN DE LAS ASIMETRÍAS EN LAS VARIACIONES DE LOS PRECIOS DE LOS COMBUSTIBLES EN LIMA METROPOLITANA EN EL PERIODO 2017-2021: EL CASO DEL GASOHOL DE 90

Documento de Trabajo N° 50 Gerencia de Políticas y Análisis Económico

Los documentos de trabajo de la Gerencia de Políticas y Análisis Económico de Osinergmin buscan contribuir a la discusión de diferentes aspectos de la problemática del sector energético y minero desde un punto de vista académico. Osinergmin no se identifica, necesariamente, ni se hace responsable de las opiniones vertidas en el presente documento. Las ideas expuestas en los documentos de trabajo pertenecen a sus autores y no implican necesariamente una posición institucional de Osinergmin. La información contenida en el presente documento se considera proveniente de fuentes confiables, pero Osinergmin no garantiza su completitud ni su exactitud. Las opiniones y estimaciones representan el juicio de los autores dada la información disponible y se encuentran sujeto a modificaciones sin previo aviso.

Está permitida la reproducción total o parcial de este documento por cualquier medio, siempre y cuando se cite la fuente y los autores.

Autores: Ricardo de La Cruz, Juan Manuel Rivas Castillo, Darha Valeskka Chávez Vásquez, Alexander Carrillo Chávez y Paolo Jara Cerrón.

Citar el documento como: De La Cruz Sandoval, Ricardo; Rivas Castillo, Juan Manuel; Chávez Vásquez, Darha, Carrillo Chávez, Alexander y Jara Cerrón, Paolo (2021). Evaluación de las asimetrías en las variaciones de los precios de los combustibles en Lima metropolitana. Documento de Trabajo N° 50 Gerencia de Políticas y Análisis Económico

Se solicita indicar en lugar visible la autoría y la fuente de la información.

Para comentarios o sugerencias dirigirse a:

Osinergmin
Bernardo Monteagudo 222, Magdalena del Mar
Lima, Perú
Tel. (511) 219-3400, anexo 1057
ISSN 2307 – 4272

Portal Corporativo
<http://www.osinergmin.gob.pe/>
Portal de la GPAE
https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/institucional/acerca_osinergmin/estudios_economicos/

Correo electrónico: gpae@osinergmin.gob.pe

Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería – Osinergmin
Gerencia de Políticas y Análisis Económico-GPAE
Documento de Trabajo N° 50

EVALUACIÓN DE LAS ASIMETRÍAS EN LAS VARIACIONES DE LOS PRECIOS DE LOS COMBUSTIBLES EN LIMA METROPOLINA DURANTE 2017-2021: EL CASO DEL GASOHOL DE 90

Resumen

En la presente investigación, se evaluó el fenómeno “cohetes y plumas” empleando un Modelo de Panel de Datos Asimétrico Espacial de Corrección de Errores (ASpECM); para ello, se tomaron en cuenta dos especificaciones en la que se consideró la endogeneidad de los precios. Además, para la constatación empírica se construyó una base de datos de precios reportados en el FACILITO para el periodo enero de 2017 a mayo de 2021. Finalmente, las metodologías teóricas base para la evaluación de dicho fenómeno se inspiran en los desarrollos de Bacon (1991) y Borenstein, Cameron y Gilbert (1997) a las cuales se le incluyeron factores espaciales, vinculados a la distancia de las estaciones de servicio, y un Modelo de Corrección de Errores asimétrico.

De acuerdo con los resultados econométricos y la información utilizada, se confirma que existe asimetría en la respuesta de los precios del gasohol de 90 para Lima Metropolitana ante variaciones del precio internacional del petróleo, lo que generaría pérdidas en el excedente del consumidor. Este resultado es robusto a las diferentes especificaciones econométricas que considera el problema de la *endogeneidad* de los precios. La pérdida del excedente del consumidor se estima en 0,10% cuando se no consideran factores espaciales y 2.2% cuando se les considera.

De otro lado, en el largo plazo, los resultados del modelo muestran que, independientemente de variaciones en los precios internacionales, los precios domésticos del gasohol de 90 se ajustan a su relación de largo plazo.

Tabla de Contenido

1. Introducción	5
2. Revisión de la literatura	6
3. Estadística descriptiva	11
4. Metodología	17
4.1. Modelo Asimétrico Espacial de Corrección de Errores (ASpECM) sin precios endógenos	17
4.2. Modelo ASpECM con precios endógenos	21
5. Evidencia Empírica	22
5.1. Presentación de resultados	22
5.2. Comentarios finales.....	26
6. Bibliografía	27

1. Introducción

Bacon (1991), acuñó el término de cohetes y plumas y lo describió como el fenómeno en el que los precios se incrementan más rápido ante aumentos en los costos en comparación a disminuciones de estos últimos, de allí procede la expresión: “*Aumenta como un cohete y se reduce como una pluma*”. Bacon para el caso de Reino Unido encontró evidencia empírica de que los precios de los combustibles reaccionaban más rápido ante alzas del precio del petróleo que ante caídas.

Desde el trabajo seminal de Bacon, este fenómeno ha sido estudiado ampliamente para diferentes realidades. No obstante, se identifican algunos trabajos que han contado con mayor trascendencia como el de Borenstein, Cameron y Gilbert (1997), Peltzman (2000). En las últimas especificaciones en las que se ha estudiado este fenómeno se identifica la incorporación de variables espaciales, que miden la distancia entre estaciones de servicios, variables que identifican el hecho de pertenecer a una estación bandera, entre otras. Sobre estas últimas especificaciones se pueden revisar los trabajos de: Kihm, Ritter y Vance (2014), Eleftheriou, Nijkamp y Polemis (2018), Loy *et al.* (2018) Cardoso *et al.* (2018) y Contreras *et al.* (2020)

Dado este conjunto de argumentos, en la presente investigación se pretende evaluar la ocurrencia del fenómeno cohetes y plumas para uno de los combustibles con mayor demanda en Lima Metropolitana que es el Gasohol de 90, para evaluar este fenómeno se recolectó información diaria de precios para el periodo enero de 2017 a mayo de 2021. Respecto a la metodología tradicional empleada para estudiar este fenómeno, se decidió trabajar con una especificación no restrictiva que permita la incorporación de asimetrías en el modelo de corrección de errores y de distancias geográficas entre estaciones de servicio.

Concerniente a la organización del documento, en la primera sección se presenta el marco teórico que describe los enfoques de estimación utilizados para la validación de este fenómeno. En la segunda sección, se detalla la estadística descriptiva de las variables utilizadas en la estimación del modelo econométrico. En la tercera sección, se describe la metodología a emplear para la estimación, detallando cada una de sus etapas y las bases de datos utilizadas. En la cuarta sección, se presenta la evidencia obtenida. Finalmente, se presentan las conclusiones de la investigación realizada.

2. Revisión de la literatura

En esta sección se realiza una revisión de aquellos trabajos que explican las asimetrías en la respuesta de los precios de las gasolinas ante variaciones en los costos (Bacon, 1991; Borenstein, Cameron y Gilbert, 1997 y Peltzman, 2000; entre otros); para luego clasificarlos según las siguientes áreas geográficas de análisis: Estados Unidos, Europa, América Latina y Perú.

Para el Reino Unido, Bacon (1991) desarrolló una metodología para medir el ajuste del precio ante subidas y caídas de los costos para el mercado *retail* de gasolinas. El objetivo del autor fue el de verificar la hipótesis de que la velocidad de ajuste de los precios de la gasolina, ante variaciones en los costos, es diferente si los costos aumentan que si estos disminuyen. Para contrastar este hecho el autor empleó información para el periodo 1982 a 1989, con la cual pudo evidenciar que los precios se incrementan más rápido ante aumentos de costos en comparación de cuando estos disminuyen, este fenómeno fue acuñado como “cohetes y plumas”.

En la misma línea de investigación, Borenstein, Cameron y Gilbert (1997), para el mercado de Estados Unidos, estudiaron las asimetrías de los precios de la gasolina a nivel minorista ante cambios en los precios del petróleo, para lograr tal objetivo emplearon información para el periodo 1986-1990 y una especificación econométrica a partir de un modelo de corrección de errores. Los autores evidenciaron que los precios de la gasolina responden con rezagos a cambios en el precio del petróleo. Además, identificaron que los precios de la gasolina, a nivel minorista, reaccionan de forma más rápida a incrementos del precio del petróleo que a sus caídas, esto podría ser explicado, indican los autores, por los costos de inventarios. Como evidencia empírica del referido fenómeno, encontraron que el incremento del precio del petróleo se transmite al precio de la gasolina hasta en 4 semanas; mientras que la disminución, a lo largo de 8 semanas.

Peltzman (2000) amplió el análisis del fenómeno de cohetes y plumas para 165 bienes industriales (incluida la gasolina) y 77 bienes de consumo en Estados Unidos. También evidenció asimetría positiva en la reacción de los precios de los productos ante variaciones de los costos en dos tercios de los mercados analizados. Asimismo, identificó una correlación negativa entre el grado de la asimetría y la volatilidad del precio; además, de ausencia de correlación con variables proxy asociadas a costos de inventarios, costos de menú y competencia imperfecta.

Para los mercados europeos, Asplund, Erikson y Friberg (2000) desarrollaron un modelo de corrección de errores para medir la respuesta de los precios minoristas de las gasolinas en el mercado sueco a cambios en el precio *spot* de Rotterdam, el tipo de cambio e impuestos, para ello emplearon datos para el periodo enero de 1980 a diciembre de 1996. Los resultados mostraron que los precios se ajustan gradualmente hacia el equilibrio de largo plazo cuando hay variaciones de los costos. En el corto plazo, un incremento de 1% en el costo marginal aumenta el precio en un 0.70%; mientras que, una disminución de 1% del costo marginal tiene un efecto en el precio de 0.35%. También los autores evidencian que las modificaciones en los impuestos son trasladadas de forma inmediata a los precios y que estos reaccionan más rápidamente a variaciones en el tipo de cambio que a los costos.

Otros autores concluyeron que variables como la característica de la demanda, estructura del mercado, crisis financieras, la tensión geopolítica, los costos de inventario y producción y los costos de búsqueda son las causas principales de las asimetrías de precios. Por ejemplo, Deltas (2008) mediante modelos de corrección de errores simétricos y no simétricos, para el mercado minorista de gasolinas en 48 estados contiguos de los Estados Unidos en el periodo 1988-2002, concluyó que los precios *retail* de las gasolinas responden más rápido a incrementos de los precios mayorista que a disminuciones. Además, mercados con márgenes promedios a nivel minorista más altos tienen un ajuste más lento y una respuesta más asimétrica. Las rigideces en los precios y la asimetría positiva fueron producto, en parte, del poder de mercado en el sector *retail*.

Atil, Lahiani y Khuong (2013) examinaron el traspaso del cambio en el precio del petróleo a los precios de la gasolina y del gas natural para el periodo 1997-2012 en Estados Unidos. El modelo utilizado para el mercado de gasolinas capturó un ajuste asimétrico en el corto plazo y uno simétrico en el largo plazo. En el caso del modelo del precio del gas natural se obtuvo un ajuste simétrico en el corto plazo y uno asimétrico en el largo plazo. Los factores regionales (características de la demanda, ductos y facilidades de almacenamiento) y globales (recesiones económicas, crisis financieras y tensión geopolítica) fueron los principales causantes de la asimetría para el gas natural y la gasolina, respectivamente.

Polemis y Tsionas (2016), para Estados Unidos, analizaron la hipótesis de “cohetes y plumas” considerando como periodo de estudio desde el año 2005 hasta el 2011; para ello, consideraron como principal factor el ajuste de inventarios mediante un enfoque semi paramétrico del Método Generalizado de Momentos (GMM). Este enfoque capturó la no linealidad de la respuesta asimétrica de los precios. Los resultados indicaron que un incremento de los costos de los insumos se transmite con mayor fuerza que una caída del precio, debido a un comportamiento de búsqueda de rentas por parte de las compañías petroleras. La estructura oligopólica del mercado local de gasolinas en Estados Unidos, los choques imprevistos en el precio al contado de la gasolina y los inventarios fueron las principales causas que desencadenaron una senda de ajustes asimétricos de precios.

Kpodar y Abdallah (2016) investigaron el canal de transmisión del precio de combustible minorista frente a choques en el precio del petróleo para 162 países, mediante el uso de una base de tipo panel de datos y con frecuencia mensual. Los resultados evidenciaron que un incremento promedio de un céntimo en el precio del petróleo por litro se traslada en un aumento de 1.2 céntimos en el precio de la gasolina por litro en el nivel máximo, luego de los seis meses posteriores al choque. Mientras que, para el promedio de economías de América Latina y el Caribe, se obtiene un menor efecto del alza del precio del petróleo. Los autores señalan que la falta de competencia, costos de inventarios y producción y costos de búsqueda son las causas principales de la asimetría.

Farkas y Yontcheva (2019), evaluaron el caso de la investigación de la Autoridad de Competencia Húngara a una firma integrada verticalmente y con poder de mercado en el sector mayorista, dicha investigación se realizó debido al comportamiento de los precios de esta empresa durante el periodo 2006-2010. Para ello, construyeron un modelo de corrección de errores y calcularon las respuestas acumuladas de los incrementos y disminuciones de los costos. Los autores concluyeron

que cuando el poder de mercado es mayor en el segmento mayorista es más probable que la firma incremente los precios ante una subida de los costos de forma más rápida que ajuste los precios a la baja cuando los costos disminuyen. También, sugirieron que la entidad reguladora debe evaluar los márgenes a nivel mayorista aplicado a todas las firmas. Un análisis adicional reflejó que la asimetría disminuyó considerablemente en el segmento mayorista luego del periodo de investigación de la firma.

A diferencia de los anteriores resultados, Bachmeier y Griffin (2003) no encontraron evidencia de la asimetría en los precios mayoristas de las gasolinas en Estados Unidos al estimar un modelo de corrección de errores con data diaria para el periodo 1985-1998. A diferencia del trabajo de Borenstein, Cameron y Gilbert (1997), los autores optaron por un enfoque de estimación de corrección de errores estándar en dos etapas y consideraron una frecuencia de datos diaria. La conclusión que obtienen es que los precios diarios regionales de la gasolina se ajustan de forma casi instantánea y simétrica ante los cambios del precio del petróleo, lo cual implica un mercado eficiente y con poca rigidez.

En investigaciones más recientes, los modelos incorporaron variables espaciales como el número de competidores o matrices espaciales que miden la distancia entre estaciones de servicios. Por ejemplo, Kihm, Ritter y Vance (2014) investigaron porque se mantienen los precios no competitivos en el mercado minorista de las gasolinas en Alemania. Se enfocaron en el análisis de las marcas de las estaciones de servicio y el grado de competencia de los vecinos más cercanos. Para ello, estimaron una regresión cuantílica con variables espaciales e información diaria desde enero de 2012 hasta febrero de 2013. Entre los principales resultados resaltan que el efecto del precio varía de acuerdo a la marca, la influencia del precio Brent en el de las gasolinas es mayor cuando el grado de los competidores locales se incrementa. Si bien, hay evidencia de que los precios se alejan del mercado competitivo, los autores señalan que esto no parece ser motivo para imponer una restricción drástica a la fijación de precios.

También para el mercado estadounidense, Eleftheriou, Nijkamp y Polemis (2018) exploraron las asimetrías en la respuesta del precio minorista de las gasolinas ante variaciones del precio del mayorista en siete municipalidades. Los autores utilizaron un modelo asimétrico espacial de corrección de errores y los resultados señalaron que los precios minoristas se ajustan más rápidamente en una dirección ascendente que descendente. Esto sugiere que los estudios empíricos que no incorporan variables relacionadas con la dependencia espacial y la competencia local estarían obviando un elemento importante del mecanismo de ajuste del precio de la gasolina.

Loy *et al.* (2018) estudiaron el impacto del poder de mercado local en los márgenes de precios y sus ajustes: velocidad y asimetría de los precios, con información de las estaciones de servicio en Austria para el periodo 2003-2004. El modelo utilizado fue el de corrección de errores jerárquico, el cual incluye umbrales para la desviación del precio *retail* respecto a la relación de largo plazo. Los resultados reflejan: (i) la velocidad de transmisión de precios es diferenciada entre estaciones de gasolina, (ii) existe asimetría en la velocidad de transmisión de precios a choques positivos y negativos y (iii) hay heterogeneidad entre las estaciones de servicio en términos del tamaño del

umbral. También, estimaron una relación lineal aumentada entre los parámetros del modelo de corrección de errores de umbral y las variables de las características del mercado regional. Los resultados sugirieron que hay un mayor poder de mercado para las estaciones de gasolina ubicadas en las carreteras y cuando la distancia al próximo competidor aumenta.

En la región Latinoamericana, Mercuri (2001) estudió el fenómeno de “cohetes y plumas” para el caso argentino mediante la metodología utilizada por Borestein *et al.* (1992), y encontró respuestas asimétricas de cambios en el precio del crudo para los precios de la nafta y el gasoil. En el análisis del gasoil se evidenció que existe una mayor velocidad y magnitud de reacción frente a una caída en el precio del petróleo que ante un alza. Otro punto relevante es que la relación de largo plazo entre estos combustibles y el precio del petróleo no resultó significativa. Por lo tanto, el autor concluyó que las petroleras argentinas no siguen el precio del petróleo como determinante primordial para el precio del combustible que producen.

Balmaceda y Soruco (2008) usaron una base de datos con frecuencia semanal y un modelo de corrección de errores y encontraron respuestas asimétricas del precio de combustible frente a cambios positivos o negativos del precio mayorista en Chile. Mediante los coeficientes computados en la regresión estimaron las funciones de respuesta acumuladas¹ (CRF por sus siglas en inglés). A partir de la CRF, se calculó una diferencia entre un choque positivo y negativo lo cual permitió el determinar el costo extra de la asimetría por usuario. Los autores asumieron que en promedio un consumidor utiliza 40 litros semanales de gasolina y, por lo tanto, los costos derivados de la asimetría ascendieron a 13.7% adicional frente a caídas y de 4.1% adicional ante a alzas.

Suriane da Silva *et al.* (2014) analizaron la existencia de asimetrías en la transmisión de precios en el mercado de gasolinas brasileño para el periodo 2004 a 2011. Para ello, emplearon un modelo de corrección de errores con umbral (TAR) y un modelo de momento de umbral de corrección de errores (MTAR). Mediante, el modelo TAR se observó que 103 municipalidades presentaron cointegración y el 68% de las municipalidades mostraron ajustes simétricos en el precio. En el caso del modelo MTAR, se detectó cointegración en 96 ciudades y simetría en el 73% de las municipalidades.

Algunas investigaciones para Latinoamérica encontraron que variables como las políticas gubernamentales, pertenecer a una estación bandera, la distancia entre los competidores, menor competencia son claves para la validación del fenómeno “cohetes y plumas”. En el caso colombiano, Hofstetter y Tovar (2008) utilizaron un precio de referencia para el petróleo calculado mensualmente por el gobierno con la finalidad de simular los choques del precio del petróleo al precio minorista de los combustibles debido a que las políticas regulatorias afectaron el ajuste del precio local al internacional². Los autores identificaron que existe una formación de asimetrías en el

¹ Se entiende al CRF como el cambio estimado acumulado hasta el periodo $t+j$ del precio de una estación de servicios s frente a un incremento de US\$ 1 en el precio del petróleo durante el periodo t .

² Antes de 1999 el precio del combustible local se fijaba anualmente y se ajustaba con la inflación y otras variables macroeconómicas. En los siguientes años, se desreguló solo el mercado minorista para permitir la competencia; mientras que, para refinarias y mayoristas siguieron un esquema de importador hipotético. Meses después de su implementación, los hacedores de política se dieron cuenta que no era posible igualar los precios nacionales a los internacionales al

precio minorista frente a un escenario de costos incrementales; además que los anuncios del gobierno colombiano juegan un papel relevante para determinar si los minoristas ajustan los precios de forma rápida o lenta tras un aumento de costos. Esto último, mediante su actuación en la formación de expectativas de los consumidores.

Grezzana (2016), para el mercado brasileño, trató de comprobar si los acuerdos colusorios son los mecanismos que generan las asimetrías de precios que el consumidor percibe. Para ello, incluyeron una variable *dummy* en el modelo de corrección de errores que permitió identificar si la estación de servicio participó o no de un acuerdo colusorio. El autor encontró que a nivel geográfico no existen precios asimétricos en empresas que se encuentran fuera del cártel. Asimismo, los minoristas en colusión se abstienen de reducir los precios en respuesta a una disminución de los costos, dado que se basan en los precios actuales como punto focal para la coordinación.

Para el mismo mercado, Cardoso *et al.* (2018) emplearon un modelo de corrección de errores asimétrico para identificar cómo las empresas respondieron a cambios en los precios de los inputs. Además, utilizaron una regresión logística para identificar que efectos fijos impactan en las probabilidades de tener una asimetría positiva para el periodo 2004-2011. Para las estaciones de servicio, encontró un traspaso simétrico en 71%, asimetría positiva en 23% y asimetría negativa en 6%. En el modelo de regresión logístico, el mayor número de rivales dentro de los 0.5 Km. disminuye la probabilidad de la asimetría positiva. Además, el ser una estación de servicio sin bandera, disminuye la probabilidad de ser una firma con asimetría positiva.

Contreras *et al.* (2020) analizaron la dinámica de precios de combustibles del mercado mexicano, luego de su desregularización, para el periodo de 2017 a 2019. En este análisis las estaciones de servicio fueron agrupadas de acuerdo con un radio de competencia, que toma en consideración distancias de 1.3 Km. y 10 Km., y la cantidad de competidores encontrados en estos rangos, generándose 8 grupos. Los autores encontraron que los beneficios en los grupos donde existe mayor competencia tienden a reducir los márgenes de ganancia, de esta manera se demostró que el traspaso de la asimetría del precio mayorista al minorista es mayor cuando el mercado no es competitivo. Asimismo, a nivel regional existe un mayor efecto traspaso en el norte y sur en comparación del centro y centro norte que podría deberse a un efecto de colusión.

En contraste con la evidencia mostrada anteriormente, Soruco (2004) evaluó la velocidad y el ajuste del precio minorista de los combustibles frente a cambios en los costos de producción para el caso chileno; mediante el uso de un modelo autorregresivo con heterocedasticidad condicional, GARCH (1,1), para el periodo 2001-2002. La autora encontró que el mercado de gasolinas no presenta asimetrías en magnitud; sin embargo, identificó asimetrías en el tiempo de respuesta, la misma que depende del tipo de combustible y de la estructura de datos a considerar (datos promedio o datos desagregados).

comienzo de la cadena de producción. Cabe resaltar que durante este periodo los precios internacionales del petróleo y combustible eran bajos, pero unos meses después, estos comenzaron a subir. Al tener un impacto inesperado y rápido, el gobierno colombiano decidió controlar el ritmo y el ajuste del precio internacional.

En una investigación reciente, realizada para el mercado chileno por parte de la Fiscalía Nacional Económica (2021), se evaluaron cambios de conducta en el mercado de GLP con el objeto de encontrar patrones que pudieran ser sintomáticos en mercados que no están funcionando adecuadamente y se llegó a la conclusión que este efecto está produciendo un impacto negativo en el bienestar de los consumidores. Además, se empleó el Test de Borenstein y Separad el cual les permitió identificar que en el mercado de GLP chileno se encuentra evidencia de que la intensidad competitiva es baja, lo cual tiene un efecto negativo en el precio de comercialización de GLP. Producto de ello, el impacto negativo en los consumidores finales asciende en forma anual a aproximadamente USD \$ 181 millones.

Para el caso peruano, Ruiz (2001), mediante un análisis de oferta-demanda, explicó las causas principales para el diferencial de precios dentro del mercado de gasolinas. Evidenció que una diferenciación intermarca tiene un efecto diferenciado entre los tipos de gasolina y que los efectos contractuales de empresas abanderadas se ven contrarrestados o distorsionados por elementos propios del mercado peruano. Para ello, estimó un modelo de autocorrelación espacial, considerando dos matrices espaciales de 1.5 Km. y 1 Km. como radios para el área de influencia, con información de 84 estaciones de servicio en 22 distritos de Lima Metropolitana durante el periodo febrero de 1999 hasta enero de 2000.

Zaconetti (2002) evaluó el retraso en el ajuste de precios mayoristas de la gasolina en el Perú, durante el periodo 1997 a 2001, ante cambios en el precio internacional del petróleo, para ello se tomó en consideración el desempeño que tiene Petroperú dentro del mercado peruano. El autor evidenció que, el traspaso en el precio final frente al alza del precio del petróleo es de 82%; mientras que, frente a una caída es de 34%. En línea con lo anterior, se encontraron sobre reacciones del precio frente a alzas del insumo en la semana tres, alcanzado un 23% por encima del choque.

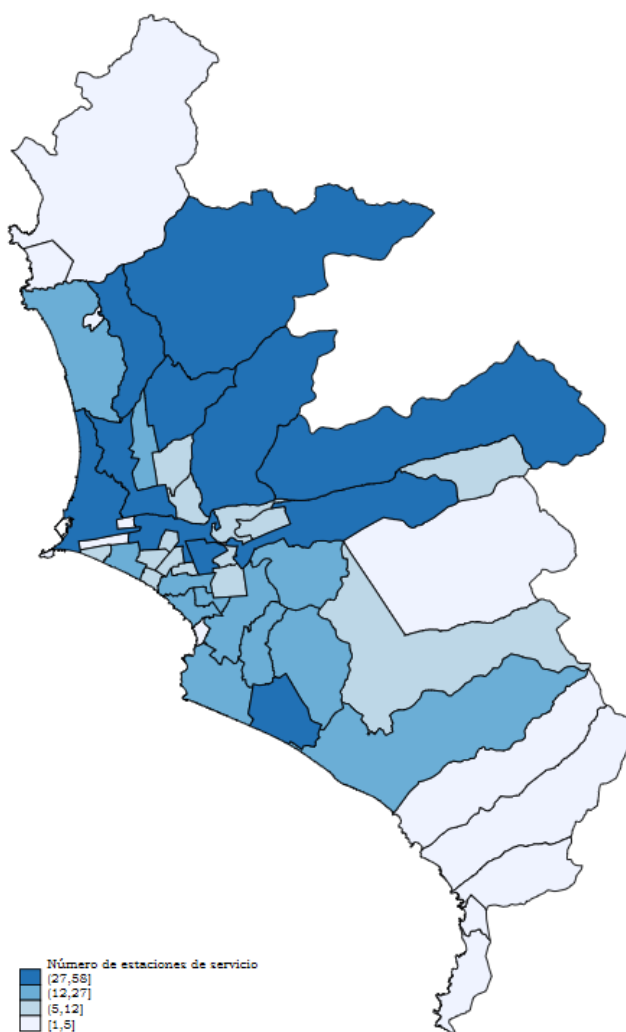
La asimetría del ajuste de precios podría explicarse por teorías de ajuste de producción o inventarios, costos de búsqueda o poder de mercado. Vásquez (2005) mediante el uso de un modelo de corrección de errores con información de 1996 hasta 2003, encontró que el precio mayorista de diésel 2 presenta un comportamiento asimétrico frente a cambios en el petróleo crudo, lo que puede reflejar los efectos del ajuste de inventarios. Mientras que, la asimetría del precio minorista frente a cambios en el precio mayorista podría explicarse por el poder de mercado o a la existencia de costos de búsqueda.

3. Estadística descriptiva

La base de datos utilizada, en la presente investigación, corresponde a un panel semanal para Lima Metropolitana desde enero de 2017 hasta mayo de 2021. Los distritos seleccionados fueron los siguientes: Ancón, Ate, Barranco, Bellavista, Breña, Callao, Carabayllo, Carmen de la Legua Reynoso, Chaclacayo, Chorrillos, Cieneguilla, Comas, El Agustino, Independencia, Jesús María, La Molina, La Perla, La Punta, La Victoria, Lima, Lince, Los Olivos, Lurigancho, Lurín, Magdalena Del Mar, Mi Perú,

Miraflores, Pachacamac, Pucusana, Pueblo Libre, Puente Piedra, Punta Hermosa, Punta Negra, Rímac, San Bartolo, San Borja, San Isidro, San Juan de Lurigancho, San Juan de Miraflores, San Luis, San Martín De Porres, San Miguel, Santa Anita, Santa María del Mar, Santa Rosa, Santiago De Surco, Surquillo, Ventanilla, Villa el Salvador y Villa María del Triunfo. Cabe indicar que en ciertos distritos se identifica un mayor número de estaciones de servicios; en contraste, en los distritos de Carmen de la Legua Reynoso, Mi Perú, Punta Hermosa, Punta Negra, San Bartolo, Santa María del Mar y Santa Rosa solo cuentan con una estación de servicio (ver **Mapa 1**).

Mapa 1: Número de establecimientos de venta al público de combustibles en Lima Metropolitana, 2017-2021



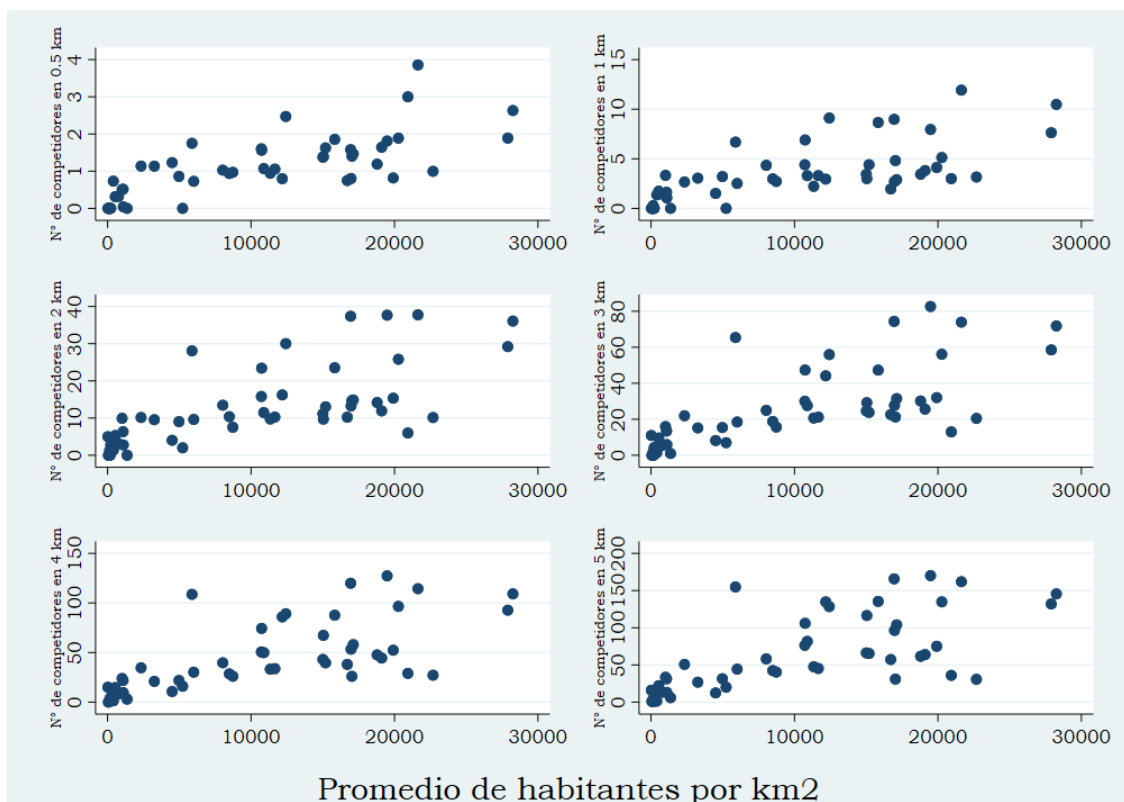
Fuente: DSR-Osinergmin. Elaboración: GPAE-Osinergmin

Un hecho que se pudo evidenciar es que el número de competidores de las estaciones de servicio por distrito aumenta cuando se definen radios de distancia de diferente tamaño. Por ejemplo, en el distrito de Breña, si se considera un radio de 0.5 Km., el número de competidores promedio es de 2.63; sin embargo, con un radio de 5 Km., el número de competidores asciende a 145.51. Para el

caso de Lurín, con un radio de medio kilómetro se cuenta con 0.32 competidores en promedio; mientras que a una distancia de 5 km es de 22.2 (ver **Anexo 1** para mayor detalle).

En el **Gráfico N 1** se presenta la relación entre el número promedio de competidores y la densidad poblacional (número de habitantes/km²) en función de diferentes radios de distancia (0.5 a 5 Km.). Se puede notar que en un radio de 0.5 Km., se cuentan hasta con 1 competidor en aquellas áreas urbanas que tienen un máximo de 10 mil habitantes por Km². Cuando el radio se incrementa a 1 kilómetro, se identifican hasta 5 competidores en áreas urbanas de 10 mil habitantes por kilómetro cuadrado. Finalmente, en el caso del radio más grande de 5 Km., en áreas urbanas con la densidad de 10 mil habitantes por Km² el número de competidores puede llegar hasta 100.

Gráfico N 1: Número de competidores promedio y densidad poblacional

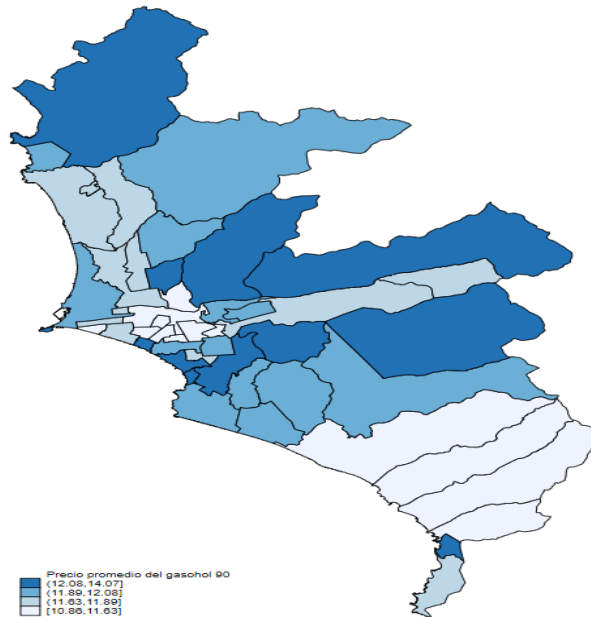


Fuente: Censo Nacional INEI, 2017 y DSR-Osinergmin. Elaboración: GPAE-Osinergmin

Respecto a los precios, los diez distritos con mayores precios promedio del gasohol de 90, registrados en el periodo 2017-2021, fueron: Miraflores, Santiago de Surco, La Molina y La Punta (ver **Mapa N 2**), cabe señalar que estos mayores precios podrían estar explicados por el hecho en que estos distritos se presentan los mayores niveles de ingresos per cápita por hogar. Por otro lado, los diez distritos con menores precios promedios se ubicaron en el centro y al sur de la región de Lima Metropolitana. Esto, puede tener una relación con la cercanía de los distritos del sur con la refinería de Conchán de Petroperú y al mayor número de competidores en los distritos del centro de la región analizada. Entre los distritos con menores precios destacaron San Luis, Breña, La

Victoria, Lima y Jesús María con un desarrollo comercial (medido por el ratio del número de cajeros automáticos/área del distrito en Km²)³ por encima de la mediana de todos los distritos. En el **Anexo 2** se presenta la estadística descriptiva del precio del gasohol de 90 para cada uno de los distritos.

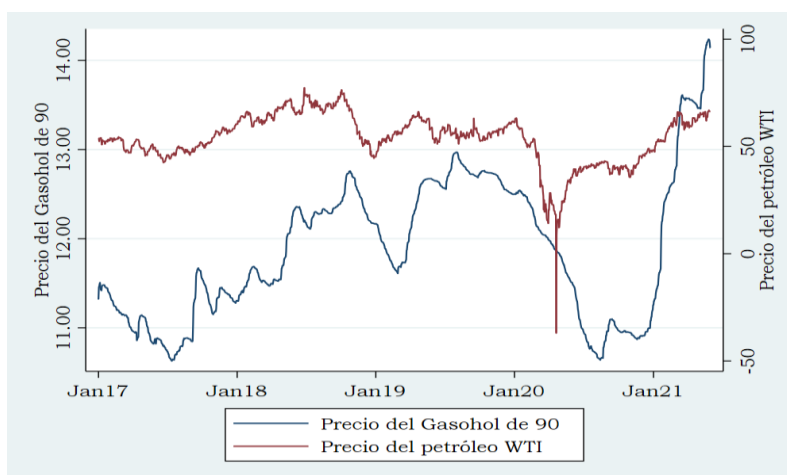
Mapa N 2: Precios promedios del gasohol de 90 en Lima Metropolitana, 2017-2021



Fuente: DSR-Osinermin. Elaboración: GPAE-Osinermin

Las series diarias de precios promedio del gasohol de 90, para Lima Metropolitana y del petróleo WTI, mostraron una caída durante el año 2020 debido a la crisis sanitaria mundial. El precio del WTI comenzó a recuperarse luego del 20 de abril de 2020, fecha donde tuvo su valor mínimo con un precio negativo, debido a los altos costos de almacenamiento del crudo y al vencimiento de los contratos futuros a mayo de 2020 (BBC, 2020). A diferencia del WTI, el precio del gasohol se empezó a recuperar en diciembre de 2020 y para mayo de 2021, ambos precios han superado sus valores pre pandemia (ver **Gráfico N 2**). Lo que se puede notar es que ambas series muestran un comportamiento similar, el coeficiente de correlación lineal entre ambas series es de 46.40%; no obstante, se pueden identificar varios periodos en los que existe un comportamiento no lineal en ambas series.

³ El número de cajeros automáticos corresponde a los de la banca múltiple.

Gráfico N 2: Precios diarios del gasohol de 90 en Lima Metropolitana y el WTI, 2017-2021

Fuente: EIA y DSR-Osinermin. Elaboración: GPAE-Osinermin

También, se realizaron pruebas de raíz unitaria para ambas series de acuerdo al test de Dickey-Fuller aumentado⁴, para tal efecto se evaluaron tres hipótesis y tres rezagos para cada variable analizada. Los resultados muestran que el precio promedio del gasohol de 90 en Lima Metropolitana sigue un proceso de raíz unitaria con y sin deriva; además, con tendencia en el tiempo cuando se evalúa con dos y tres rezagos. Al igual que la variable anterior, el precio del petróleo WTI sigue una raíz unitaria sin deriva y con tendencia en el tiempo (ver **Tabla N1**).

Tabla N1 Prueba de raíz unitaria según el test de Dickey-Fuller aumentado

Prueba de DF Aumentada para raíz unitaria				
Variabes	Rezagos	Ho: Paseo aleatorio sin deriva	Ho: Paseo aleatorio con deriva	Ho: Paseo aleatorio con tendencia
Precio promedio del gasohol de 90	1	1.756	1.138	0.278
	2	1.635	0.829	0.073
	3	1.392	0.486	-0.227
Precio del petróleo WTI	1	-0.294	-2.433(*)	-2.412
	2	-0.16	-2.047 (*)	-2.006
	3	-0.116	-1.899 (*)	-1.845

* Significativo al 0.05

Fuente y elaboración: GPAE-Osinermin

⁴ El test sigue la siguiente especificación: $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \delta t + \varphi_1 \Delta y_{t-1} + \varphi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \varphi_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t$. Donde, Δy_t representa la diferencia de la variable en el periodo t respecto al periodo t-1, α es la constante del modelo, δ t es la tendencia del tiempo, k es el periodo de rezagos, $\varphi_i, i = 1, \dots, k$ son los parámetros de las diferencias de la variable rezagadas y ε_t es iid con media cero. Se evalúa si $\beta = 0$ que es equivalente a indicar que y_t sigue un proceso de raíz unitaria.

Según Zivot y Andrews (1992), el problema convencional de los test de raíz unitaria como ADF, DF-GLS y Phillips-Perron (PP) es que no permiten agregar la posibilidad de un quiebre estructural. Por ello, realizaron una modificación al test de PP para identificar los puntos de quiebre. Para el presente análisis, también se empleó el test de Zivot y Andrews con las variables de análisis. En conclusión, las pruebas detectan que ambas variables siguen un proceso de raíz unitaria con quiebre estructural evaluado para el nivel, pendiente y ambos.

Tabla N2 Prueba de raíz unitaria y quiebre estructural Zivot y Andrews

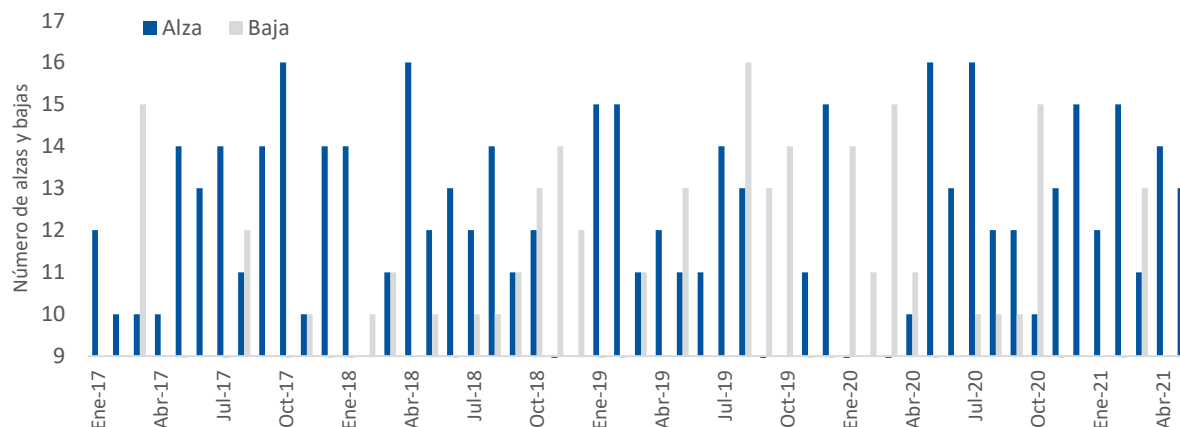
Raíz unitaria con quiebre estructural		
Test de Zivot	WTI	Gasohol
Tendencia	-2317	-1.949
	Quiebre septiembre 2020	Quiebre octubre 2020
Intercepto	-2.543	-1.901
	Quiebre enero 2020	Quiebre noviembre 2019
Ambos	-4.43	-2.872
	Quiebre en febrero 2020	Quiebre mayo 2020

* Estadísticamente significativo al 0.05.

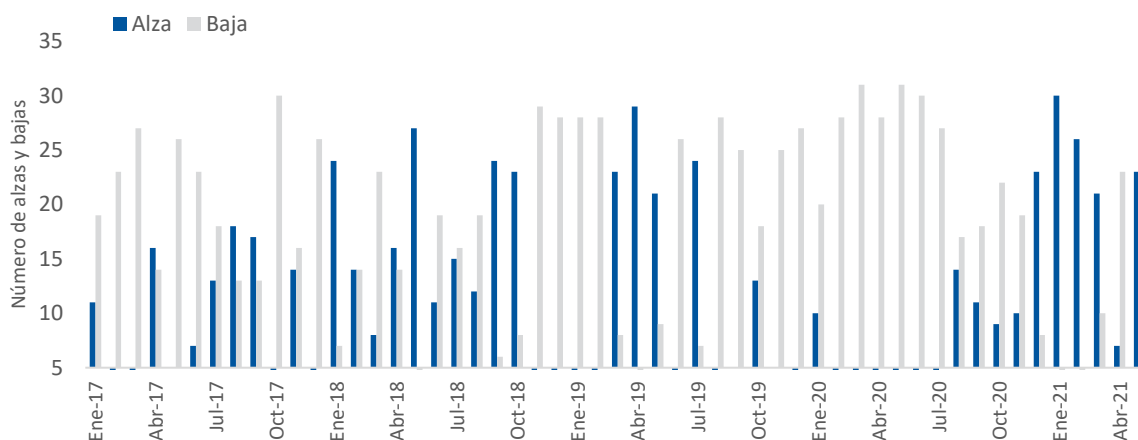
Fuente y elaboración: GPAE-Osinergmin

Los **Gráficos N3 y N4** muestran el número total de alzas y bajas de los precios del WTI y del gasohol de 90 durante enero-2017 hasta mayo-2021. Durante 2017 y mediados de 2019, el número de alzas es mayor al número de bajas para el precio de gasohol de 90. En contraste, para el periodo de agosto-2019 hasta julio-2020 se observa un mayor número de meses en los que el número de bajas es superior al número de alzas. Para el 2021, el comportamiento de precios es similar al periodo inicial de análisis, excepto el mes de abril de 2021 (ver **Anexo 3** para mayor detalle).

Gráfico N 3: Número total de alzas y bajas del precio de WTI



Fuente: DSR-Osinergmin. Elaboración: GPAE-Osinergmin

Gráfico N 4: Número total de alzas y bajas del precio de gasohol de 90

Fuente: DSR-Osinergmin. Elaboración: GPAE-Osinergmin

4. Metodología

4.1. Modelo Asimétrico Espacial de Corrección de Errores (ASpECM) sin precios endógenos

El trabajo de Eleftheriou, Nijkamp y Polemis (2018) evalúa la existencia del fenómeno de cohetes y plumas en el mercado de gasolinas en Estados Unidos. Para ello, los autores utilizaron un modelo asimétrico espacial de corrección de errores (ASpECM, por sus siglas en inglés), el cual fue una extensión del modelo desarrollado por Beenstock y Felsenstein (2010).

Este enfoque plantea los siguientes supuestos: (i) la variable dependiente y la variable independiente son $I(1)$ y están cointegradas, (ii) el término de error es estacionario o $I(0)$ y (iii) existe una dependencia de corte transversal en la data que surge a partir de factores comunes no observables (Greene, 2014 y Eleftheriou, Nijkamp y Polemis, 2018).

Para su construcción, primero se define una ecuación de largo plazo entre el precio mayorista (*wholesale price*) y el precio minorista (*retail price*) que incorpora variables espaciales, especificación que se representa de la siguiente forma:

$$NRPG_{i,t} = \gamma_{0i} + \gamma_1 SPG_{it} + \gamma_2 NRPG_{i,t}^* + \gamma_3 SPG_{i,t}^* + u_{i,t} \quad [1]$$

Donde, $NRPG_{i,t}$ es el logaritmo natural del precio minorista de la gasolina regular neto de impuestos en cada unidad espacial i y para cada tiempo t , γ_{0i} es el efecto fijo transversal, SPG_{it} es el logaritmo natural del precio mayorista y las variables espaciales rezagadas se describen con el superíndice “*” y $u_{i,t}$ es el término de error del modelo.

Dichas variables espaciales rezagadas un periodo, se modelan como $x_{it}^* = \sum_{h \neq i}^N w_{ih} x_{ht}$, para $x = SPG, NRPG$. Donde N representa el número de estaciones de servicio, y w_{ih} es el peso de la

distancia de la unidad espacial i hacia la unidad h con respecto a la suma de la fila de la matriz espacial. Asimismo, se cumple que $\sum_h w_{i,h} = 1$.

La matriz espacial está conformada por elementos $z_{i,h}$ con $z_{i,h} = w_{i,h} = 0$ cuando i es igual a h . Esto representa que la distancia de la unidad espacial respecto a la misma unidad es cero, lo que satisface una propiedad de la función distancia. En el caso de la investigación de Eleftheriou, Nijkamp y Polemis (2018), se estableció como criterio que si $i \neq h$ y la distancia en auto entre las dos municipalidades es mayor a 8.58 km también se le asignará una distancia igual a cero ($z_{i,h} = w_{i,h} = 0$). En el caso que $i \neq h$ y la distancia entre las dos unidades espaciales en auto es menor igual a 8.58 km, entonces $z_{i,h} = 1$. Esto conlleva a que $w_{ih} = 1 / \sum_h z_{ih}$.

Además, los referidos autores señalan que el beneficio de este tipo de modelos es que las características socioeconómicas, así como las preferencias de los hogares pueden ser trasladadas en un *cluster* espacial de consumo de gasolina.

A partir de la **ecuación 1**, los autores desarrollan el modelo ASpECM mediante la siguiente expresión:

$\begin{aligned} \Delta NRPG_{i,t} = a_i &+ \sum_{j=0}^k \delta_j^+ \Delta SPG_{i,t-j}^+ + \sum_{j=0}^l \delta_j^- \Delta SPG_{i,t-j}^- + \sum_{j=1}^p c_j \Delta NRPG_{i,t-j} \\ &+ \sum_{j=0}^q \delta_j^{*+} \Delta SPG_{i,t-j}^{*+} + \sum_{j=0}^m \delta_j^{*-} \Delta SPG_{i,t-j}^{*-} + \sum_{j=0}^s c_j^* \Delta NRPG_{i,t-j}^* \\ &+ \lambda^+ ECM_{i,t-1}^+ + \lambda^- ECM_{i,t-1}^- + \lambda^{*+} ECM_{i,t-1}^{*+} + \lambda^{*-} ECM_{i,t-1}^{*-} + v_{i,t}, \end{aligned}$	[2]
---	------------

Donde la variable tiempo es representada por t , el identificador de la unidad espacial es i , a_i es el efecto fijo espacial, $v_{i,t}$ es el término del error que es aleatorio e independiente e idénticamente distribuido, Δ es el operador de primeras diferencias, los números de rezagos k , l , p , q , y s , y la variable ECM representa el término de corrección del error.

Para evaluar la asimetría en la respuesta de los precios se descompone la variación de estos en positiva o negativa siguiendo las siguientes ecuaciones:

$\Delta y_{i,t}^+ = \max\{y_{i,t} - y_{i,t-1}, 0\}$ $\Delta y_{i,t}^- = \min\{y_{i,t} - y_{i,t-1}, 0\} \text{ para } y = SPG, ECM$	[3]
--	------------

Los autores estimaron los coeficientes de las **ecuaciones 1 y 2** con el estimador de efectos fijos. Asimismo, utilizan el estimador de mínimos cuadrados generalizados debido a la presencia de heterocedasticidad y varios patrones de correlación entre residuos. Los autores encuentran evidencia de la existencia de asimetrías de precios en el corto plazo a partir de la aplicación del Test

de Wald para los diferentes parámetros. Asimismo, validan la hipótesis de cohetes y plumas para el mercado analizado.

Para evaluar este fenómeno en el mercado del gasohol de 90 de Lima Metropolitana se siguió la metodología descrita anteriormente. Donde $NRPG_{i,t}$ es el logaritmo natural del precio del gasohol de 90 y $SPG_{i,t}$ es el logaritmo natural del precio del petróleo WTI, i representa al establecimiento de venta al público de combustibles (EVPC, en adelante) para Lima Metropolitana y t refleja una periodicidad semanal. Cabe señalar que la unidad espacial es el EVPC y N es el total de estos establecimientos.

Para la construcción de la matriz espacial se consideran a los 4 competidores más cercanos para cada local de estación de venta al público, este número está en línea con el número de competidores promedio a un radio de 1 Km.⁵, de acuerdo a la información del **Anexo 1**.

Debido a la poca frecuencia de registro de algunas estaciones de venta al público, es posible que se genere un problema de sesgo de selección. Este fue evaluado mediante el cómputo y la incorporación del Ratio Inverso de Mills en la ecuación de largo plazo, los resultados muestran que su incorporación no es significativa; por lo que, las estimaciones obtenidas no tendrían dicho problema.

Para la estimación del modelo ASpECM se agregó a la ecuación 2 la variable $\Delta NRPG_{i,t}$ multiplicada por la matriz espacial. El modelo se representa en la **ecuación 4**.

$\begin{aligned} \Delta NRPG_{i,t} = & a_i + \rho \Delta NRPG_{i,t} w_{ih} + \sum_{j=0}^k \delta_j^+ \Delta SPG_{i,t-j}^+ + \sum_{j=0}^l \delta_j^- \Delta SPG_{i,t-j}^- \\ & + \sum_{j=1}^p c_j \Delta NRPG_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_j^{*+} \Delta SPG_{i,t-j}^{*+} + \sum_{j=0}^m \delta_j^{*-} \Delta SPG_{i,t-j}^{*-} \\ & + \sum_{j=0}^s c_j^* \Delta NRPG_{i,t-j}^* + \lambda^+ ECM_{i,t-1}^+ + \lambda^- ECM_{i,t-1}^- + \lambda^{*+} ECM_{i,t-1}^{*+} \\ & + \lambda^{*-} ECM_{i,t-1}^{*-} + v_{i,t}, \end{aligned}$	[4]
---	------------

Los parámetros de la **ecuación 4** se obtienen mediante el estimador de máxima verosimilitud con efectos fijos espaciales y heterocedasticidad entre los locales de venta al público.

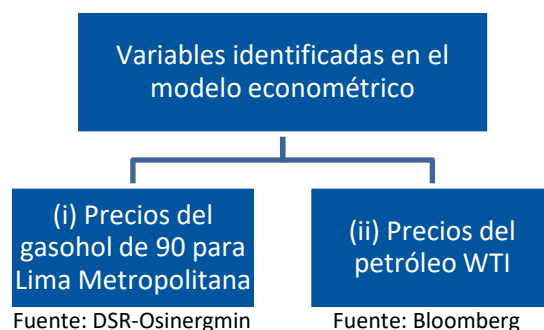
⁵ Para los cuatro competidores cercanos de i , $z_{ih} = 1$. Para los demás competidores $z_{ih} = 0$. Entonces, $w_{ih} = \frac{1}{\sum_h z_{ih}} =$

$\frac{1}{4}$.

Base de datos

Para evaluar las asimetrías de los precios del gasohol de 90 en Lima Metropolitana, ante cambios en el precio internacional, se utilizó información diaria desde enero del 2017 hasta mayo de 2021 de: (i) los precios del gasohol de 90 para los diferentes establecimientos de venta al público de combustibles en Lima Metropolitana y del (ii) precio del petróleo WTI (ver **gráfico 5**).

Gráfico N 5: Variables del modelo econométrico



La serie de precios diaria del gasohol de 90 a nivel nacional se filtró para los 49 distritos de Lima y Callao para el periodo de análisis. Luego, en los casos que un establecimiento de venta al público haya reportado diferentes precios en un mismo día se procedió a calcular el promedio de los precios en el día de registro. Cabe precisar que los establecimientos de venta al público reportan al Facilito solo los cambios en sus precios, por ello, se completó la base de datos con la siguiente regla: a partir de la fecha que inicia el reporte de precios del establecimiento, si el precio es *missing* se le asigna el precio inmediatamente anterior; sin embargo, luego de realizar esta operación aún existe un alto grado de valores *missing* en la data del Facilito. Por lo tanto, se procedió a cambiar la frecuencia de diaria a semanal. Con la data semanal se observó que varios de los establecimientos de venta no presentan el registro de precios para todo el periodo de análisis; en consecuencia, se generaron subgrupos en función del número de registros. El primer grupo contiene a 780 de los 807 locales de estación de venta al público, los cuales registraron precios hasta 50% del total de las semanas⁶.

Para la estimación de un modelo espacial se requiere de la construcción de una matriz de pesos espaciales y que la base de datos sea un panel balanceado. Por lo tanto, se debe contar con información de los precios de las unidades espaciales para todo el periodo de análisis. Dado este inconveniente se procedió a completar los datos *missing* de la base de datos mediante una técnica de regresión múltiple con una serie de treinta precios del petróleo WTI. Finalmente, a la serie de precios del gasohol de 90 se calculó el logaritmo natural.

La serie de precios del petróleo WTI tuvo como fuente a la plataforma Bloomberg que reporta la información dentro de la semana (lunes a viernes). Por ello, se completaron los valores de precios

⁶ En la base de datos se identificaron 766, 750 y 731 locales de estación de venta al público que registran precios en un 60%, 70% y 80% de las semanas, respectivamente.

de sábado y domingo con el último valor registrado en la semana. La variable tiene la unidad en dólares por barril y se cambió a soles por galón utilizando el tipo de cambio diario reportado por la Superintendencia de Banca y Seguros y un factor de conversión. Finalmente, se calculó su logaritmo natural.

4.2. Modelo ASpECM con precios endógenos

Boreinstein, Cameron y Gilbert (1997) desarrollaron los trabajos iniciales para investigar si el precio minorista de la gasolina responde más rápidamente a incrementos que a disminuciones en los precios del petróleo en Estados Unidos. Para ello, los autores aplicaron un modelo de corrección de errores (ECM).

Entre los supuestos del modelo destacan: (i) una regresión lineal de largo plazo entre el precio minorista y el precio del petróleo, (ii) la aditividad de la estructura de las variables rezagadas impone que la función de ajuste sea no monótonica e independiente intertemporalmente, (iii) se observa una posible endogeneidad si las variables no observables del precio minorista están correlacionadas con el precio del petróleo, y (iv) las series de precios son I(1) y cointegran.

Para controlar esta probable endogeneidad, los autores identificaron tres instrumentos, los dos primeros fueron los precios del petróleo en Inglaterra que reflejan los precios internacionales, y el tercero fue el precio de los futuros del petróleo. Luego, realizaron el test de Hausman-Wu para detectar la exogeneidad del cambio contemporáneo del precio con relación a los instrumentos. El test reportó una evidencia estadísticamente significativa de la existencia de endogeneidad y debido a ello, se utilizó el estimador de mínimos cuadrados en dos etapas que se resume a continuación:

$$\Delta R_t = \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta C_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta C_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^n (\gamma_i^+ \Delta R_{i,t-i}^+ + \gamma_i^- \Delta R_{i,t-i}^-) + \theta_1 \left[R_{t-1} - (\varphi_0 + \varphi_1 C_{t-1} + \varphi_2 TIME_t + \sum_{j=0}^P (\eta_j SRVY_{j,t})) \right] + \varepsilon_t \quad [5]$$

Donde, R_t es precio mayorista; C_t es el precio del petróleo, $TIME$ es la variable de tendencia del tiempo, $SRVY$ representa a las variables dicotómicas de la encuesta particular a un año, con P igual a 24 para data quincenal y 52 para data semanal, n es el número de rezagos y el operador de diferencias, Δ . Asimismo, $\Delta C_t^+ = \max\{\Delta C_t, 0\}$, $\Delta C_t^- = \min\{\Delta C_t, 0\}$ y el ε_t representa el término del error. Los resultados de la regresión validan la hipótesis de cohetes y plumas siempre y cuando las respuestas contemporáneas de los precios minoristas a cambios en el precio del petróleo resulten mayores en el parámetro ΔC_0^+ que en el parámetro de ΔC_0^- .

Para nuestro caso, se modificó el modelo de Boreinstein para incluir la dependencia espacial y un enfoque de panel de datos en reemplazo del enfoque de series de tiempo. Asimismo, los cambios positivos y negativos de los precios del gasohol de 90 se modelaron de acuerdo con la **ecuación 6**.

$\Delta NRP G_{i,t}^+ = \max\{NRP G_{i,t} - NRP G_{i,t-1}, 0\}$ $\Delta NRP G_{i,t}^- = \min\{NRP G_{i,t} - NRP G_{i,t-1}, 0\}$	[6]
---	-----

También, se trabajó con la matriz espacial de los $k=4$ vecinos más cercanos y las variables expresadas con el supraíndice “*” son los rezagos espaciales, tal como se indicó en la metodología anterior. El modelo sigue la representación de la **ecuación 7**.

$\Delta NRP G_{i,t} = a_i + \rho \Delta NRP G_{i,t} w_{ih} + \sum_{i=0}^q (\beta_i^+ \Delta SP G_{i,t-i}^+ + \beta_i^- \Delta SP G_{i,t-i}^-) + \mu^+ ECM_{i,t-1}^+$ $+ \mu^- ECM_{i,t-1}^- + \sum_{i=0}^w (\gamma_i^{*+} \Delta NRP G_{i,t-i}^{*+} + \gamma_i^{*-} \Delta NRP G_{i,t-i}^{*-}) + v_{i,t},$	[7]
--	-----

El modelo se estimó en dos etapas. En la primera de ellas se empleó el estimador de efectos fijos para ambas ecuaciones; mientras que en la segunda el estimador de máxima verosimilitud para el modelo ASpECM, el cual considera la heterogeneidad entre agentes.

5. Evidencia Empírica

5.1. Presentación de resultados

5.1.1. Modelo ASpECM sin precios endógenos

Se realizaron estimaciones de la **ecuación 4** para diferentes números de rezagos y se tomó como la mejor especificación aquella regresión con el menor valor del criterio de información de Akaike. Estas regresiones se realizaron con el mismo número de observaciones. Así, el número de rezagos óptimos que se obtuvo fue de diez, tanto para los cambios positivos como los negativos en el precio del petróleo WTI que consideran el efecto espacial ($q=m=10$). La mejor especificación queda representada de forma matemática en la **ecuación 8**.

$\Delta NRP G_{i,t} = a_i + \rho \Delta NRP G_{i,t} w_{ih} + c_1 \Delta NRP G_{i,t-1} + c_1^* \Delta NRP G_{i,t}^* + \delta_0^- \Delta SP G_{i,t}^-$ $+ \delta_0^+ \Delta SP G_{i,t}^+ + \sum_{j=0}^{10} (\delta_j^{*-} \Delta SP G_{i,t-j}^{*-} + \delta_j^{*+} \Delta SP G_{i,t-j}^{*+}) + \lambda^+ ECM_{i,t-1}^+$ $+ \lambda^- ECM_{i,t-1}^- + \lambda^{*+} ECM_{i,t-1}^{*+} + \lambda^{*-} ECM_{i,t-1}^{*-} + v_{i,t},$	[8]
--	-----

La **tabla 3** presenta los resultados de la **ecuación 8** para los locales de estación de venta al público que registraron precios con proporciones del 50%, 40%, 30% y 20% del total de las semanas analizadas. Por un lado, el ajuste de corto plazo no espacial de los cambios positivos y negativos en

el precio del petróleo WTI es capturado mediante los coeficientes δ_0^+ y δ_0^- . De los valores calculados se puede identificar que las estimaciones resultaron robustas antes distintos porcentajes de registros (conservan el mismo signo y son estadísticamente significativas). Al respecto, para la muestra del 50% del total de registros, se tiene que frente a un cambio del 10% en el precio del petróleo WTI, el precio del gasohol de 90 se incrementará en un 0.1% (δ_0^+).

Los coeficientes δ_i^{*-} y δ_i^{*+} reflejan el impacto espacial del precio rezagado del gasohol de 90 ante cambios en el precio del petróleo. Los resultados muestran que cambios en el precio internacional del petróleo empujan al precio de un local en la misma dirección que sus competidores. Esto se puede observar para todos los valores de δ_i^{*+} y a partir del tercer rezago para el coeficiente negativo. Es decir, existe una inercia en la respuesta de las primeras semanas ante reducciones de los costos. Asimismo, la evaluación de $H_0: \delta_0^{*-} = \delta_0^{*+}$ nos permite concluir que existe un efecto asimétrico de la respuesta frente a cambios en el precio del petróleo WTI si se considera el efecto espacial.

Por otro lado, el ajuste de largo plazo no espacial es capturado mediante el coeficiente del término de error de corrección para los cambios negativos (λ^-) y positivos (λ^+). En general, para todas las regresiones realizadas no existe un coeficiente significativo para las desviaciones positivas. De los valores calculados para la muestra del 50% de los registros se verifica que, si el precio de gasohol de 90 está un 10% por debajo del equilibrio de largo plazo, el 0.8% de la diferencia entre el equilibrio y el precio del periodo será eliminado en la siguiente semana.

Mientras que los coeficientes λ^{*-} y λ^{*+} capturan el ajuste espacial de largo plazo dentro del modelo y de sus valores reportados, se deriva que la velocidad de ajuste se encuentra en el rango de 2.4% y 4.6% por semana, con cambios positivos en el término de corrección del error siendo mayores (en valor absoluto) que los negativos.

Según y Eleftheriou, Nijkamp y Polemis (2018) resultados de este tipo podrían revelar un comportamiento de precios oligopólicos de búsqueda de rentas a largo plazo por parte de las estaciones de venta al público, que a su vez corresponde a un ajuste asimétrico en los precios.

Tabla N 3 Resultados empíricos⁷

Coeficientes	50%		40%		30%		20%	
c_1	0.07794	***	0.087	***	0.096	***	0.105	***
	(0.00714)		(0.006)		(0.0066)		(0.00652)	
c_1^*	0.28196	***	0.278	***	0.278	***	0.279	***
	(0.0078)		(0.008)		(0.00807)		(0.00851)	
δ_0^-	0.00022		0		0.001		0.001	
	(0.00081)		(0.001)		(0.00078)		(0.00079)	
δ_0^+	0.00979	***	0.009	***	0.009	***	0.009	***

⁷ En el Anexo 4 se presentan los resultados completos de la regresión y en el Anexo 5 se presentan los resultados sin la inclusión de factores de distancia.

	(0.00111)		(0.001)		(0.00107)		(0.00105)	
λ^-	-0.08147 ***		-0.083 ***		-0.085 ***		-0.087 ***	
	(0.00218)		(0.002)		(0.00229)		(0.00241)	
λ^+	-0.00955		-0.012		-0.016		-0.008	
	(0.01498)		(0.015)		(0.01442)		(0.01339)	
λ^{*-}	-0.02362 ***		-0.025 ***		-0.029 ***		-0.029 ***	
	(0.00336)		(0.003)		(0.00346)		(0.00364)	
λ^{*+}	-0.04604 *		-0.049 **		-0.044 **		-0.04 *	
	(0.01863)		(0.017)		(0.01676)		(0.01859)	
δ_0^{*-}	-0.00618 ***		-0.006 ***		-0.006 ***		-0.006 ***	
	(0.00084)		(0.001)		(0.00085)		(0.00089)	
δ_0^{*+}	0.02789 ***		0.027 ***		0.027 ***		0.027 ***	
	(0.00141)		(0.001)		(0.00141)		(0.00141)	
ρ	0.32485 ***		0.332 ***		0.336 ***		0.336 ***	
	(0.00595)		(0.006)					
Test de asimetría								
$H_0: \delta_0^- = \delta_0^+$	30.89 ***		29.61 ***		24.29 ***		25.86 ***	
	[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]	
$H_0: \lambda^- = \lambda^+$	21.8 ***		21.54 ***		21.45 ***		33.74 ***	
	[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]	
$H_0: \delta_1^{*-} = \delta_1^{*+}$	301.43 ***		286.23 ***		286.21 ***		266.54 ***	
	[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.0000]	
$H_0: \lambda^{*-} = \lambda^{*+}$	1.42		1.99		0.76		0.33	
	[0.2334]		[0.1580]		[0.3824]		[0.5663]	
Prueba conjunta	3543 ***		3400.5 ***		3327.94 ***		3257.42 ***	
	[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]	

Desviación estándar entre paréntesis y P-value entre corchetes. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

5.1.2. Modelo ASpECM con precios endógenos

Se realizaron estimaciones de la **ecuación 7** para diferentes números de rezagos y se tomó como la mejor especificación aquella regresión con el menor valor del criterio de información de Akaike. Estas regresiones se realizaron con el mismo número de observaciones. Así, el número de rezagos óptimos es igual a diez para los cambios positivos y negativos en el precio del petróleo WTI y diez para los cambios positivos y negativos del precio del gasohol de 90. La mejor especificación queda representada en la **ecuación 8**.

$$\Delta NRPG_{i,t} = a_i + \rho \Delta NRPG_{i,t} w_{ih} + \sum_{i=0}^{10} (\beta_i^+ \Delta SPG_{i,t-i}^+ + \beta_i^- \Delta SPG_{i,t-i}^-) + \mu^+ ECM_{i,t-1}^+ + \mu^- ECM_{i,t-1}^- + \sum_{i=0}^{10} (\gamma_i^{*+} \Delta NRPG_{i,t-i}^{*+} + \gamma_i^{*-} \Delta NRPG_{i,t-i}^{*-}) + v_{i,t}, \quad [7]$$

La **tabla 4** presenta los resultados de la **ecuación 7** para locales de estación de venta al público que registran precios para el siguiente porcentaje de casos: 50%, 40%, 30% y 20% del total de datos de las semanas consideradas.

La estimación muestra que un incremento del precio del petróleo en un 10% aumentaría el precio del gasohol de 90 en un 0.05%. El coeficiente que representa cómo reaccionaría el precio del gasohol ante la disminución del precio del petróleo internacional no es significativo. Asimismo, la evaluación de $H_0: \beta_0^- = \beta_0^+$ nos permite concluir que existe un efecto asimétrico de la respuesta del precio del gasohol frente a variaciones en el precio del petróleo WTI.

Si consideramos los efectos espaciales rezagados de los cambios positivos y negativos de la variable dependiente, se observa que reacciona con mayor magnitud a cambios positivos que a negativos ($\gamma_i^{*+}, \gamma_i^{*-}$). Es decir, los incrementos de los precios del gasohol de los vecinos más cercanos hace que el precio del gasohol de un local de venta al público reaccionan en el mismo sentido.

Con respecto al ajuste de largo plazo no espacial, este es capturado mediante el coeficiente del término de error de corrección para los cambios negativos (μ^-) y positivos (μ^+); además, se observa que para todas las regresiones realizadas no existe un coeficiente significativo para las desviaciones positivas. De los valores calculados para la muestra del 50% de los registros se verifica que, si el precio de gasohol de 90 está un 10% por debajo del equilibrio de largo plazo, el 0.7% de la diferencia entre el equilibrio y el precio del periodo será eliminado en la siguiente semana.

Al igual que en el caso anterior, los resultados obtenidos podrían revelar un comportamiento de precios oligopólico de búsqueda de rentas a largo plazo por parte de las estaciones de venta al público, que a su vez corresponde a un ajuste asimétrico en los precios.

Tabla N 4 Resultados empíricos⁸

Coeficientes	50%		40%		30%		20%	
β_0^-	-0.00019 (0.00081)		0 (0.00078)		0 (0.00079)		0 (0.0008)	
β_0^+	0.00541 (0.00115)	***	0.005 (0.00111)	***	0.005 (0.00113)	***	0.005 (0.0011)	***
μ^-	-0.07318 (0.00202)	***	-0.074 (0.00209)	***	-0.074 (0.00213)	***	-0.076 (0.00225)	***
μ^+	-0.00454		-0.007		-0.011		-0.004	

⁸ En el Anexo 6 se presentan los resultados completos de la regresión. Cabe destacar que cuando no se incluye la matriz espacial en la regresión, los coeficientes salen no significativos y con valores cercanos a cero.

	(0.014)		(0.01422)		(0.01362)		(0.01249)	
γ_0^{*+}	0.65339 ***		0.662 ***		0.671 ***		0.676 ***	
	(0.01024)		(0.01014)		(0.01023)		(0.01005)	
γ_0^{*-}	0.30216 ***		0.313 ***		0.32 ***		0.316 ***	
	(0.01456)		(0.01443)		(0.01455)		(0.01551)	
ρ	0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***	
	(0)		(0)		(0)		(0)	
Test de asimetría								
$H_0: \beta_0^- = \beta_0^+$	10.16 *		4.46 *		7.36		6.18 ***	
	[0.001]		[0.0347]		[0.0067]		[0.0129]	
$H_0: \mu^- = \mu^+$	23.37 ***		34.32 ***		20.79 ***		32.5 ***	
	[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]	
$H_0: \gamma_0^{*-} = \gamma_0^{*+}$	121.56 ***		390.45 ***		413.47 ***		399.64 ***	
	[0.000]		[0.000]		[0.0000]		[0.0000]	
Prueba conjunta	2434.68 ***		15255.36 ***		16665.45 ***		17473.7 ***	
	[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]	

Desviación estándar entre paréntesis y P-value entre corchetes. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

5.2. Comentarios finales

En la presente investigación, se evaluó el fenómeno “cohetes y plumas” empleando un Modelo de Panel de Datos Asimétrico Espacial de Corrección de Errores (ASpECM); para ello, se tomaron en cuenta dos especificaciones en la que se consideró la endogeneidad de los precios. Además, para la constatación empírica se construyó una base de datos de precios reportados en el FACILITO para el periodo enero de 2017 a mayo de 2021. Finalmente, las metodologías teóricas base para la evaluación de dicho fenómeno se inspiran en los desarrollos de Bacon (1991) y Borenstein, Cameron y Gilbert (1997) a las cuales se le incluyeron factores espaciales, vinculados a la distancia de las estaciones de servicio, y un Modelo de Corrección de Errores asimétrico.

De acuerdo con los resultados econométricos y la información utilizada, se confirma que existe asimetría en la respuesta de los precios del gasohol de 90 para Lima Metropolitana ante variaciones del precio internacional del petróleo, lo que generaría pérdidas en el excedente del consumidor. Este resultado es robusto a las diferentes especificaciones econométricas que considera el problema de la *endogeneidad* de los precios. La pérdida del excedente del consumidor se estima en 0,10% cuando se no consideran factores espaciales y, 2.2% cuando se les considera.

De otro lado, en el largo plazo, los resultados del modelo muestran que independientemente de variaciones en los precios internacionales, los precios domésticos del gasohol de 90 se ajustan a su relación de largo plazo.

Bibliografía

Asplund, M., Eriksson, R., y Friberg, R. (1997). *Price adjustments by a gasoline retail chain*. Department of Economics Stockholm School of Economics.

Atil, A., Lahiani, A. y Khuong, D. (2013). *Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices*. *Energy Policy*, 65, 567–573. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.09.064>

Bachmeier, L. y Grif, J. (2003). *New evidence on asymmetric gasoline price responses*. *THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS NEW*, 85(September), 772–776.

Bacon, R. (1991). *Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes*. *Energy Economics*, 13(3), 211–218. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0140-9883\(91\)90022-R](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0140-9883(91)90022-R)

Balmaceda, F. y Soruco, P. (2008). *Asymmetric dynamic pricing in a local gasoline retail market*. *The Journal of Industrial Economics*, LVI(3). Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/25483427%0A>

Barrera, C. (2010). *¿Respuesta asimétrica de precios domésticos de combustibles ante choques en el WTI?* Banco Central de Reserva Del Perú.

Beenstock M. y Felsenstein. D. (2010). *Spatial error correction and cointegration in nonstationary panel data: regional house prices in Israel*.

Borenstein, S., Cameron, C. y Gilbert, R. (1992). *Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?* National Bureau of Economic Research.

Borenstein, S., Cameron, C. y Gilbert, R. (1997). *Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?* *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 305–339.

Borges, L., Lobo, M., y Grace, E. (s.f.). *Price Asymmetry and Retailers Heterogeneity in Brazilian Gas Stations*. ANPEC - Associação Nacional Dos Centros de Pós-Graduação Em Economia, 1–20. Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/anp/en2016/169.html>
Brazilian Gas Stations.

Cardoso, L., Bittencourt, M. y Irwin, E. (2018). *Price Asymmetry and Retailers Heterogeneity in Chesnes, M. (2010). Asymmetric Pass-Through in U.S. Gasoline Prices*. *The Energy Journal*, 37(1), 153–180. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/24696705%0A>

Contreras, B., Leal, R., Salcedo, A. y Mosqueda, J. (2020). *Competition and Coordination in the Mexican Retail Market for Gasoline*. Banco de México.

Deltas, G. (2008). *Retail Gasoline Price Dynamics and Local Market Power*. *The Journal of Industrial Economics*, 56(3), 613–628. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/25483426>

Eleftheriou, K., Nijkamp, P. y Polemis, M. L. (2018). *Asymmetric price adjustments in US gasoline markets: impacts of spatial dependence on the 'rockets and feathers' hypothesis*. *Regional Studies*. <https://doi.org/10.1080/00343404.2018.1463093>

Farkas, R y Yontcheva, B. (2019). Price transmission in the presence of a vertically integrated dominant firm: Evidence from the gasoline market. *Energy Policy*, 126(November 2018), 223–237. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.11.016>

Fiscalía Nacional Económica (2021). Estudio de Mercado de Gas. División de Estudios de Mercado. Informe Preliminar

Fuentes, H., Munoz, Y., & Contreras, L. (2020). Un análisis del mercado de gasolina en Colombia para el periodo 2000-2018. *Revista Espacios*, 41(15).

Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis*. Upper Saddle River, N.J: Prentice Hall.

Grezzana, S. (2016). *Cost Pass Through: Does collusion potentiate price asymmetry?* FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO STEFANIA.

Hofstetter, M. y Tovar, J. (2008). *Asymmetric price adjustments under ever-increasing costs*. Evidence from the Retail Gasoline Market in Colombia. *Centro de Estudios Sobre Desarrollo Económico*.

Kihm, A., Ritter, N. y Vance, C. (2014). *Is the German Retail Gas Market Competitive? A Spatial-temporal Analysis Using Quantile Regression*. *Ruhr Economic Papers*. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.4419/86788597>

Kpodar, K. y Abdallah, C. (2016). Dynamic Fuel Price Pass-Through: Evidence from New Global Retail Fuel Price Database. *International Monetary Fund*.

Lade, G., & Bushnell, J. (2019). Fuel Subsidy Pass-Through and Market Structure: Evidence from the Renewable Fuel Standard. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 6(3), 563–592. <https://doi.org/https://doi.org/10.7910/DVN/AX4LOY>

Loy, J., Steinhagen, C., Weiss, C. y Koch, B. (2018). Price transmission and local market power: empirical evidence from the Austrian gasoline market. *Applied Economics*, 00(00), 1–19. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488063>

Manco Zaconetti, J. (2002). El poder del mercado y la rigidez de precios en el mercado mayorista de combustibles en el Perú: La importancia de PetroPerú. *Pensamiento Crítico*, 1, 139–185. <https://doi.org/https://doi.org/10.15381/pc.v1i0.9342>

Mercuri, P. A. (2001). Asimetrías en la respuesta de los precios de los combustibles líquidos a cambios en el precio del crudo: El caso argentino. *Pablo Antonio Mercuri Universidad de San Andrés Buenos*.

Muehlegger, E. y Sweeney, R. L. (2021). Pass-Through of Own and Rival Cost Shocks: Evidence from the U. S. Fracking Boom. *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w24025>

Peltzman, S. (2000). *Prices Rise Faster than They Fall*. *Chicago Journals*, 108(3), 466–502. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/10.1086/262126?origin=JSTOR-pdf>

Polemis, M y Tsionas, M. (2016). *An alternative semiparametric approach to the modelling of asymmetric gasoline price adjustment*. *Energy Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.04.004>

Ruíz, G. (2001). Y a usted ... ¿Le sobra la plata? Determinantes de los precios minoristas en el mercado de gasolina, en Lima Metropolitana. *Pontificia Universidad Católica Del Perú*. Retrieved from <http://repositorio.pucp.edu.pe/index/handle/123456789/46846>

Soruco, M. (2004). Asimetrías en la respuesta de los precios de la gasolina en el mercado chileno. *Departamento de Economía ILADES-Universidad Alberto Hurtado*.

Suriane da Silva, A., Fóffano, C., Pinto, S. y Silve de Mattos, R. (2014). Symmetric transmission of prices in the retail gasoline market in Brazil. *Energy Economics*, 43, 11–21. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.02.002>

Vásquez Cordano, A. (2016). Los precios de los combustibles en el Perú: Estructura y el Fenómeno “Cohetes y Plumas.” *Osinergmin*, 6.

Vásquez, A. (2005). Price-Response asymmetry in domestic wholesale and retail diesel 2 markets in Peru. *Revista de La Competencia y La Propiedad Intelectua*, 1(1), 67–81. Retrieved from <https://revistas.indecopi.gob.pe/index.php/rcpi/article/view/23>

Zaconetti, M. (2002). El poder del mercado y la rigidez de precios en el mercado mayorista de combustibles en el Perú: La importancia de Petroperú.

Anexo

Anexo 1. Tabla: Promedio del número de competidores cercanos

Distrito	0.5 km	1 km	2 km	3 km	4 km	5 km
Ancón	0.00	0.00	2.82	4.36	4.96	5.00
Ate	1.03	4.34	13.46	24.96	39.65	58.15
Barranco	1.60	4.40	15.81	30.01	50.61	76.42
Bellavista	1.40	4.82	14.69	21.29	26.02	30.97
Breña	2.63	10.48	36.09	71.86	109.15	145.51
Callao	1.14	3.05	9.56	15.19	20.92	26.84
Carabayllo	0.51	3.33	9.92	15.93	23.82	33.49
Carmen De La Legua Reynoso	3.00	3.00	6.00	13.00	29.00	36.00
Chaclacayo	0.04	1.06	2.78	5.93	9.56	13.10
Chorrillos	0.97	2.72	7.53	15.66	26.05	40.41
Cieneguilla	0.00	0.28	1.28	1.84	2.96	4.17
Comas	0.94	2.22	9.76	20.71	33.20	47.59
El Agustino	0.81	2.72	13.26	27.73	53.38	96.49
Independencia	1.38	3.44	11.15	24.64	43.07	66.24
Jesús María	1.58	8.98	37.38	74.35	119.87	165.69
La Molina	1.14	2.67	10.15	21.96	34.65	50.73
La Perla	1.00	3.16	10.14	20.47	27.16	30.66
La Punta	0.00	0.00	2.00	7.00	16.00	20.00
La Victoria	3.86	11.93	37.76	73.94	114.41	161.87
Lima	2.47	9.11	30.02	55.94	89.19	128.46
Lince	1.81	7.95	37.67	82.63	127.29	170.12
Los Olivos	1.19	3.44	14.19	30.15	47.61	61.66
Lurigancho	0.52	1.62	6.34	13.44	21.84	31.30
Lurín	0.32	1.74	5.31	9.60	14.67	22.20
Magdalena Del Mar	1.47	2.90	14.88	31.47	57.96	103.94
Mi Perú	0.00	0.00	5.00	11.00	15.00	16.00
Miraflores	1.56	6.90	23.43	47.35	74.35	105.95
Pachacamac	0.32	1.47	3.17	5.37	8.25	13.19
Pucusana	0.73	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37
Pueblo Libre	1.89	5.12	25.81	56.08	96.53	134.77
Puente Piedra	0.86	3.21	9.05	15.39	21.82	31.52
Punta Negra	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
Rímac	1.39	3.01	9.72	29.20	67.31	116.46
San Bartolo	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
San Borja	0.80	2.95	16.22	44.12	85.95	134.77
San Isidro	1.75	6.69	28.08	65.40	108.70	154.83
San Juan De Lurigancho	0.94	2.98	10.38	18.78	28.47	42.45

San Juan De Miraflores	0.75	1.96	10.24	22.62	38.03	57.30
San Luis	1.86	8.66	23.53	47.30	87.62	135.38
San Martin De Porres	1.64	3.82	11.93	25.63	44.44	63.86
San Miguel	1.63	4.41	13.04	23.83	39.64	65.34
Santa Anita	0.82	4.12	15.34	32.02	52.35	75.06
Santa María Del Mar	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
Santa Rosa	0.00	0.00	0.00	1.00	3.00	6.00
Santiago De Surco	1.07	3.30	11.48	27.59	49.91	81.69
Surquillo	1.89	7.63	29.20	58.54	92.74	132.03
Ventanilla	1.23	1.51	4.03	8.18	10.73	12.39
Villa El Salvador	1.06	3.30	10.27	21.18	33.78	45.23
Villa María Del Triunfo	0.73	2.51	9.62	18.48	30.20	44.32

Fuente: DSR-Osinermin. Elaboración: GPAE-Osinermin.

Anexo 2. Información descriptiva del precio de gasohol de 90 para los distritos de Lima Metropolitana.

Distrito	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Ancón	6944	13.25	1.63	10.20	17.40
Ate	86584	11.86	0.99	8.97	16.79
Barranco	8043	12.11	0.87	9.46	17.39
Bellavista	8015	11.75	0.95	9.29	14.79
Breña	15229	11.37	0.91	9.28	14.89
Callao	57564	11.92	1.13	9.04	15.50
Carabaylo	49885	12.05	0.89	9.69	14.99
Carmen de La Legua	1610	11.88	0.84	10.19	14.25
Chaclacayo	10750	11.67	0.89	9.18	14.85
Chorrillos	28684	11.95	0.98	9.85	16.09
Cieneguilla	6293	12.39	1.04	10.00	15.99
Comas	42072	12.00	0.90	9.50	15.12
El Agustino	11007	12.06	0.94	9.45	15.49
Independencia	18931	12.41	0.96	9.99	14.99
Jesús María	19223	11.37	0.92	9.19	14.53
La Molina	26062	12.38	1.07	9.99	16.35
La Perla	9623	11.23	0.86	9.63	14.45
La Punta	1438	12.39	0.99	10.99	15.65
La Victoria	61482	11.47	0.96	9.29	15.77

Lima	54682	11.51	0.93	9.19	15.19
Lince	9585	11.56	0.92	9.65	14.49
Los Olivos	36136	11.85	0.95	9.47	15.99
Lurigancho	43239	12.24	1.05	9.36	15.59
Lurín	24480	11.43	1.05	9.29	15.40
Magdalena Del Mar	11018	12.19	1.16	9.60	16.50
Mi Perú	1591	11.67	0.84	10.30	13.10
Miraflores	38398	12.29	1.01	9.51	15.69
Pachacamac	18107	12.07	0.87	9.36	14.99
Pucusana	6013	11.69	0.98	9.38	14.87
Pueblo Libre	15598	11.51	0.95	9.35	14.59
Puente Piedra	44851	11.82	0.99	9.20	15.45
Punta Hermosa	1603	11.01	1.01	9.32	14.19
Punta Negra	1605	10.86	0.98	9.30	14.11
Rímac	12692	11.63	0.89	9.29	14.22
San Bartolo	1533	11.14	1.02	9.39	13.60
San Borja	15982	11.99	1.08	9.99	15.75
San Isidro	31731	11.89	1.04	9.32	15.69
San Juan De Lurigancho	71631	12.15	1.11	9.18	16.85
San Juan De Miraflores	25820	12.10	1.16	8.99	16.50
San Luis	10445	11.34	0.92	9.30	14.19
San Martín De Porres	54260	11.83	0.97	9.47	15.79
San Miguel	22087	11.66	0.95	9.38	15.85
Santa Anita	17462	12.07	0.86	9.87	14.69
Santa María del Mar	1571	14.07	0.48	13.00	14.97
Santa Rosa	1608	12.05	0.86	10.95	13.85
Santiago De Surco	43155	12.34	1.03	9.46	15.99
Surquillo	20082	11.76	0.96	9.69	14.99
Ventanilla	23447	11.77	0.85	9.69	14.99
Villa El Salvador	48088	12.09	1.04	9.27	15.79
Villa María del Triunfo	39117	12.06	0.95	9.89	16.25

Fuente: DSR-Osinergmin. Elaboración: GPAE-Osinergmin.

Anexo 3 Número de alzas y bajas y promedio

Año	Precio del petróleo WTI (USD/barril)		Precio del gasohol de 90 (Sol/galón)	
	N° Alzas	N° Bajas	N° Alzas	N° Bajas
2017	148 (0.533) *	110 (-0.656)	114 (0.019)	248 (-0.009)
2018	140 (0.765)	126 (-0.972)	177 (0.012)	187 (-0.007)
2019	145 (0.786)	124 (-0.791)	132 (0.012)	230 (-0.006)
2020	141 (1.284)	128 (-1.514)	84 (0.012)	279 (-0.008)
2021	65 (0.925)	46 (-0.916)	107 (0.03)	44 (-0.007)
Total	639 (0.847)	534 (-0.99)	614 (0.017)	988 (-0.007)

* Los números en paréntesis son el precio promedio.

Fuente: DSR-Osinergmin y Bloomberg. Elaboración: GPAE-Osinergmin.

Anexo 4 ASpECM sin precios endógenos

	50%		40%		30%		20%
c_1	0.07794 *** (0.00714)		0.087 *** (0.006)		0.096 *** (0.0066)		0.105 *** (0.00652)
c_1^*	0.28196 *** (0.0078)		0.278 *** (0.008)		0.278 *** (0.00807)		0.279 *** (0.00851)
δ_0^-	0.00022 (0.00081)		0 (0.001)		0.001 (0.00078)		0.001 (0.00079)
δ_0^+	0.00979 *** (0.00111)		0.009 *** (0.001)		0.009 *** (0.00107)		0.009 *** (0.00105)
λ^-	-0.08147 *** (0.00218)		-0.083 *** (0.002)		-0.085 *** (0.00229)		-0.087 *** (0.00241)
λ^+	-0.00955 (0.01498)		-0.012 (0.015)		-0.016 (0.01442)		-0.008 (0.01339)
δ_1^{*-}	-0.00618 *** (0.00084)		-0.006 *** (0.001)		-0.006 *** (0.00085)		-0.006 *** (0.00089)
δ_2^{*-}	-0.00387 * (0.001)		-0.004 *** (0.001)		-0.004 *** (0.00102)		-0.004 *** (0.00101)
δ_3^{*-}	0.01427 *** (0.00111)		0.014 *** (0.001)		0.014 *** (0.00113)		0.013 *** (0.00113)
δ_4^{*-}	0.01957 *** (0.00116)		0.019 *** (0.001)		0.019 *** (0.00119)		0.02 *** (0.00117)
δ_5^{*-}	0.02164 *** (0.00121)		0.021 *** (0.001)		0.021 *** (0.00121)		0.02 *** (0.00115)
δ_6^{*-}	0.01865 *** (0.00124)		0.018 *** (0.001)		0.018 *** (0.00126)		0.017 *** (0.00123)
δ_7^{*-}	0.00761 *** (0.00118)		0.007 *** (0.001)		0.006 *** (0.00116)		0.006 *** (0.00115)
δ_8^{*-}	0.00989 *** (0.00109)		0.01 *** (0.001)		0.009 *** (0.00108)		0.009 *** (0.00112)
δ_9^{*-}	0.02172 *** (0.00111)		0.022 *** (0.001)		0.022 *** (0.00107)		0.021 *** (0.00111)
δ_{10}^{*-}	0.01016 *** (0.00102)		0.01 *** (0.001)		0.01 *** (0.00104)		0.01 *** (0.00102)
δ_1^{*+}	0.02789 *** (0.00141)		0.027 *** (0.001)		0.027 *** (0.00141)		0.027 *** (0.00141)
δ_2^{*+}	0.04598 *** (0.00183)		0.046 *** (0.002)		0.046 *** (0.00183)		0.046 *** (0.00181)
δ_3^{*+}	0.02827 *** (0.00167)		0.028 *** (0.002)		0.027 *** (0.0017)		0.027 *** (0.00175)
δ_4^{*+}	0.00791 *** (0.00166)		0.007 *** (0.002)		0.007 *** (0.00169)		0.006 *** (0.00168)
δ_5^{*+}	-0.00584 ***		-0.006 **		-0.007 ***		-0.008 ***

	(0.00197)	(0.002)	(0.00197)	(0.0019)
δ_6^{*+}	-0.00685 ***	-0.007 ***	-0.007 ***	-0.006 ***
	(0.00164)	(0.002)	(0.00164)	(0.00161)
δ_7^{*+}	0.00908 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***
	(0.00185)	(0.002)	(0.00182)	(0.00181)
δ_8^{*+}	0.01264 ***	0.013 ***	0.013 ***	0.013 ***
	(0.00163)	(0.002)	(0.00162)	(0.00155)
δ_9^{*+}	-0.00978 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.009 ***
	(0.00137)	(0.001)	(0.0014)	(0.00142)
δ_{10}^{*+}	-0.01452 ***	-0.014 ***	-0.014 ***	-0.015 ***
	(0.00136)	(0.001)	(0.00139)	(0.00138)
λ^{*-}	-0.02362 ***	-0.025 ***	-0.029 ***	-0.029 ***
	(0.00336)	(0.003)	(0.00346)	(0.00364)
λ^{*+}	-0.04604 *	-0.049 **	-0.044 **	-0.04 *
	(0.01863)	(0.017)	(0.01676)	(0.01859)
ρ	0.32485 ***	0.332 ***	0.336 ***	0.336 ***
	(0.00595)	(0.006)	(0.00595)	(0.00604)
N	170 040	166 988	163 500	159 358

Anexo 5 Modelo sin la inclusión de la matriz espacial

	50%	40%	30%	20%
c_1	0.1133 *** (0.01085)	0.1155 *** (0.011)	0.1337 *** (0.00957)	0.1369 *** (0.00922)
δ_0^-	-0.0066 *** (0.0008)	-0.0066 *** (0.00078)	-0.0061 *** (0.00077)	-0.0056 *** (0.00077)
δ_0^+	0.0232 *** (0.00109)	0.0227 *** (0.00105)	0.0217 *** (0.00105)	0.0216 *** (0.00106)
λ^-	0.0268 *** (0.00796)	0.0340 *** (0.00765)	0.0307 *** (0.00653)	0.0333 *** (0.00641)
λ^+	-0.0038 (0.0136)	0.0040 (0.01368)	-0.0031 (0.01235)	0.0034 *** (0.01186)
δ_1^-	-0.0073 ** (0.00184)	-0.0065 *** (0.00183)	-0.0076 *** (0.00174)	-0.0073 *** (0.00168)
δ_2^-	-0.0038 *** (0.00109)	-0.0042 *** (0.00109)	-0.0046 *** (0.00108)	-0.0044 *** (0.00109)
δ_3^-	0.0202 *** (0.00125)	0.0204 *** (0.00128)	0.0205 *** (0.0013)	0.0208 *** (0.00129)
δ_4^-	0.0403 *** (0.00119)	0.0404 *** (0.00122)	0.0406 *** (0.00122)	0.0406 *** (0.00124)
δ_5^-	0.0456 *** (0.00126)	0.0454 *** (0.00128)	0.0454 *** (0.00126)	0.0454 *** (0.00129)
δ_6^-	0.0398 *** (0.00128)	0.0397 *** (0.00131)	0.0390 *** (0.0013)	0.0384 *** (0.00131)
δ_7^-	0.0277 *** (0.00126)	0.0269 *** (0.00125)	0.0260 *** (0.00124)	0.0249 *** (0.00121)
δ_8^-	0.0217 *** (0.00117)	0.0213 *** (0.00117)	0.0210 *** (0.00115)	0.0211 *** (0.00116)
δ_9^-	0.0406 *** (0.00112)	0.0412 *** (0.00111)	0.0409 *** (0.00111)	0.0412 *** (0.00112)
δ_{10}^-	0.0265 *** (0.00105)	0.0267 *** (0.00107)	0.0264 *** (0.00109)	0.0262 *** (0.00108)
δ_1^+	0.0492 *** (0.00174)	0.0498 *** (0.00171)	0.0491 *** (0.00165)	0.0500 *** (0.00167)
δ_2^+	0.0766 *** (0.00192)	0.0773 *** (0.00193)	0.0782 *** (0.00192)	0.0789 *** (0.00195)
δ_3^+	0.0679 *** (0.00181)	0.0676 *** (0.0018)	0.0670 *** (0.00181)	0.0659 *** (0.00182)
δ_4^+	0.0306 *** (0.00175)	0.0300 *** (0.00178)	0.0288 *** (0.00176)	0.0282 *** (0.00176)
δ_5^+	0.0016 (0.00208)	0.0011 (0.00207)	-0.0003 (0.00206)	-0.0017 (0.00205)

δ_6^+	-0.0068 *** (0.00166)	-0.0071 *** (0.00166)	-0.0071 *** (0.00166)	-0.0067 ** (0.00165)
δ_7^+	0.0096 *** (0.00188)	0.0106 *** (0.00191)	0.0112 *** (0.00187)	0.0119 *** (0.00188)
δ_8^+	0.0146 *** (0.00171)	0.0158 *** (0.0017)	0.0163 *** (0.00167)	0.0166 *** (0.00166)
δ_9^+	-0.0141 *** (0.00148)	-0.0144 *** (0.00151)	-0.0145 *** (0.0015)	-0.0152 *** (0.00152)
δ_{10}^+	-0.0349 *** (0.0014)	-0.0353 *** (0.00144)	-0.0349 *** (0.00142)	-0.0343 *** (0.00143)
λ_{t-1}^-	-0.0650 *** (0.00792)	-0.0721 *** (0.00763)	-0.0684 *** (0.00647)	-0.0713 *** (0.00636)
λ_{t-1}^+	-0.0077 (0.01362)	-0.0157 (0.01367)	-0.0085 (0.01237)	-0.0148 *** (0.01186)
N	170 040	166 988	163 500	159 358

Anexo 6 ASpECM con precios endógenos

	50%		40%		30%		20%
β_0^-	-0.00019 (0.00081)		0.000 (0.00078)		0.000 (0.00079)		0.000 (0.0008)
β_1^-	-0.0043 *** (0.00082)		-0.004 *** (0.00082)		-0.004 *** (0.00083)		-0.004 *** (0.00086)
β_2^-	-0.0043 *** (0.001)		-0.004 *** (0.00101)		-0.004 *** (0.00102)		-0.004 *** (0.00101)
β_3^-	0.00901 *** (0.00112)		0.009 *** (0.00112)		0.009 *** (0.00114)		0.008 *** (0.00115)
β_4^-	0.01425 *** (0.00117)		0.014 *** (0.0012)		0.014 *** (0.00118)		0.015 *** (0.00117)
β_5^-	0.01433 *** (0.00126)		0.014 *** (0.00128)		0.014 *** (0.00126)		0.014 *** (0.00121)
β_6^-	0.01155 *** (0.00123)		0.011 *** (0.00124)		0.011 *** (0.00125)		0.011 *** (0.00122)
β_7^-	0.00656 *** (0.00117)		0.006 *** (0.00118)		0.006 *** (0.00117)		0.006 *** (0.00119)
β_8^-	0.01059 *** (0.00117)		0.010 *** (0.00118)		0.010 *** (0.00117)		0.010 *** (0.00123)
β_9^-	0.01847 *** (0.00124)		0.019 *** (0.00119)		0.019 *** (0.00119)		0.019 *** (0.00122)
β_{10}^-	0.00845 *** (0.00105)		0.009 *** (0.00107)		0.009 *** (0.00107)		0.008 *** (0.00108)
β_0^+	0.00541 *** (0.00115)		0.005 *** (0.00111)		0.005 *** (0.00113)		0.005 *** (0.0011)
β_1^+	0.01763 *** (0.00145)		0.017 *** (0.00142)		0.017 *** (0.00145)		0.017 *** (0.00145)
β_2^+	0.03151 *** (0.00188)		0.031 *** (0.00188)		0.031 *** (0.00189)		0.031 *** (0.00187)
β_3^+	0.02242 *** (0.00174)		0.022 *** (0.00177)		0.022 *** (0.00177)		0.022 *** (0.00185)
β_4^+	0.00636 *** (0.00164)		0.007 *** (0.00168)		0.006 *** (0.00168)		0.006 *** (0.00167)
β_5^+	-0.00263 (0.00197)		-0.002 (0.00197)		-0.003 (0.00197)		-0.003 (0.00193)
β_6^+	-0.00198 (0.00168)		-0.002 (0.00168)		-0.002 (0.00166)		-0.001 (0.00164)
β_7^+	0.00682 *** (0.00185)		0.007 *** (0.00186)		0.007 *** (0.0018)		0.007 *** (0.00181)
β_8^+	0.00656 ***		0.007 ***		0.007 ***		0.006 ***

	(0.00166)		(0.00165)		(0.00163)		(0.00158)
β_9^+	-0.00704 ***		-0.007 ***		-0.007 ***		-0.006 ***
	(0.00135)		(0.00139)		(0.00137)		(0.00141)
β_{10}^+	-0.01071 ***		-0.011 ***		-0.011 ***		-0.011 ***
	(0.0014)		(0.00143)		(0.00144)		(0.00143)
μ^-	-0.07318 ***		-0.074 ***		-0.074 ***		-0.076 ***
	(0.00202)		(0.00209)		(0.00213)		(0.00225)
μ^+	-0.00454		-0.007		-0.011		-0.004
	(0.014)		(0.01422)		(0.01362)		(0.01249)
γ_0^{*+}	0.65339 ***		0.662 ***		0.671 ***		0.676 ***
	(0.01024)		(0.01014)		(0.01023)		(0.01005)
γ_1^{*+}	0.23753 ***		0.239 ***		0.240 ***		0.243 ***
	(0.00975)		(0.0099)		(0.01002)		(0.01042)
γ_2^{*+}	-0.03775 ***		-0.038 ***		-0.045 ***		-0.046 ***
	(0.00878)		(0.00885)		(0.00887)		(0.00883)
γ_3^{*+}	-0.02433 ***		-0.028 ***		-0.023 ***		-0.024 ***
	(0.0069)		(0.00687)		(0.00686)		(0.00699)
γ_4^{*+}	-0.01577 **		-0.013		-0.012 *		-0.010
	(0.0061)		(0.00623)		(0.00607)		(0.00641)
γ_5^{*+}	-0.01908 **		-0.019 **		-0.023 ***		-0.024 ***
	(0.0061)		(0.00593)		(0.00621)		(0.00594)
γ_6^{*+}	-0.00344		-0.007		0.000		0.000
	(0.00657)		(0.00653)		(0.00636)		(0.00591)
γ_7^{*+}	0.01745 *		0.013 *		0.009		0.010
	(0.0068)		(0.00661)		(0.00673)		(0.0066)
γ_8^{*+}	-0.00775		0.001		-0.004		-0.004
	(0.00681)		(0.00694)		(0.00688)		(0.0066)
γ_9^{*+}	0.0207 **		0.020 **		0.022 ***		0.022 ***
	(0.00643)		(0.00647)		(0.00648)		(0.00626)
γ_{10}^{*+}	-0.00071		-0.004		-0.004		-0.006
	(0.00579)		(0.00582)		(0.00595)		(0.00634)
γ_0^{*-}	0.30216 ***		0.313 ***		0.320 ***		0.316 ***
	(0.01456)		(0.01443)		(0.01455)		(0.01551)
γ_1^{*-}	0.21234 ***		0.205 ***		0.207 ***		0.210 ***
	(0.01199)		(0.01231)		(0.01301)		(0.01302)
γ_2^{*-}	0.05617 ***		0.056 ***		0.053 ***		0.061 ***
	(0.0081)		(0.00866)		(0.00846)		(0.00851)
γ_3^{*-}	0.02445 ***		0.028 ***		0.024 **		0.010
	(0.00712)		(0.00706)		(0.00737)		(0.00756)
γ_4^{*-}	0.01633 *		0.014		0.017 *		0.019 *
	(0.00774)		(0.00773)		(0.00776)		(0.00775)
γ_5^{*-}	0.00908		0.009		0.004		0.000
	(0.00747)		(0.00735)		(0.00762)		(0.00794)
γ_6^{*-}	0.0035		0.007		0.000		0.006

	(0.00788)		(0.00778)		(0.0079)		(0.00764)
γ_7^{*-}	0.00164		-0.001		0.007		0.012
	(0.0073)		(0.0075)		(0.00734)		(0.00726)
γ_8^{*-}	0.0189 *		0.019 *		0.015		0.012
	(0.00771)		(0.00755)		(0.00786)		(0.00775)
γ_9^{*-}	-0.00066		-0.006		-0.004		-0.011
	(0.00727)		(0.00736)		(0.00701)		(0.00754)
γ_{10}^{*-}	-0.01365		-0.012		-0.013		-0.010
	(0.00728)		(0.00742)		(0.0072)		(0.00728)
ρ	0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)
N	170 820		167 754		164 250		160 089

* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería – Osinergmin
Gerencia de Políticas y Análisis Económico – GPAE

Alta Dirección

Jaime Mendoza Gacon Presidente del Consejo Directivo

Julio Salvador Jácome Gerente General

Equipo de Trabajo de la GPAE

Ricardo de la Cruz Sandoval Gerente de Políticas y Análisis Económico

Especialistas Sectoriales:

Victor Raúl Zurita Saldaña (Minería), Carlos Renato Salazar Ríos (Econometría), Juan Manuel Rivas Castillo (Especialista en Asociaciones Público Privadas), y Carlo Magno Vilches (Análisis de Impacto Regulatorio).

Analistas Económicos:

Francisco Javier Coello Jaramillo, Carlos Alberto Miranda Velásquez, Melissa Isabel Llerena Prato-longo, Pablo Anthony Suclu-pe Girio, Ernesto Yuri Guevara Ccama, Thaís Chávez Porta, Darha Chávez Vásquez, Alex Carrillo Chávez y Merry Romero Córdova.

Asistentes:

Wilder Santos Viera y José Emilio Chicasaca Huamani.