

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD  
CATÓLICA DEL PERÚ  
Escuela de Posgrado**



***Asimetría entre el precio mayorista y minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y diciembre de 2024***

Tesis para obtener el grado académico de Maestro en Economía que  
presentan:

***Héctor Abel Palacios Fiestas  
Cristhian Alejandro Flores Angulo***

Asesor:

***Raúl Lizardo García Carpio***

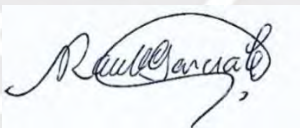
Lima, 2025

## Informe de Similitud

Yo, Raúl Lizardo García Carpio, docente de la Escuela de Posgrado de la Pontificia Universidad Católica del Perú, asesor de la tesis titulada Asimetría entre el precio mayorista y minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y diciembre de 2024, de los autores Héctor Abel Palacios Fiestas y Cristhian Alejandro Flores Angulo, dejo constancia de lo siguiente:

- El mencionado documento tiene un índice de puntuación de similitud de 17%. Así lo consigna el reporte de similitud emitido por el software *Turnitin* el 17/12/2025.
- He revisado con detalle dicho reporte y la Tesis o Trabajo de investigación, y no se advierte indicios de plagio.
- Las citas a otros autores y sus respectivas referencias cumplen con las pautas académicas.

Lima, 18 de diciembre de 2025

Apellidos y nombres del asesor:	
García Carpio, Raúl Lizardo	
DNI: 09951306	Firma: 
ORCID: 0000-0001-9100-8056	

## AGRADECIMIENTOS

Expresamos nuestro más sincero y profundo agradecimiento a nuestras familias, quienes han sido el principal apoyo durante todo el proceso de formación académica. Su apoyo incondicional, comprensión, paciencia y aliento constante resultaron fundamentales para culminar esta etapa, brindándonos la motivación necesaria para afrontar los retos académicos y personales que implicó el desarrollo de esta investigación.

De manera especial, agradecemos a nuestro asesor de tesis, el profesor Magíster Raúl García Carpio, por su valiosa orientación académica, rigurosidad metodológica y permanente disposición para guiarnos a lo largo del proceso de investigación. Sus comentarios críticos, sugerencias oportunas y experiencia profesional contribuyeron de manera decisiva a mejorar la calidad y solidez del presente trabajo.

Asimismo, extendemos nuestro agradecimiento a los miembros del jurado evaluador, el Doctor Arturo Vásquez Cordano y el Magíster Luis Bendezú Medina, por el tiempo dedicado a la revisión de esta tesis, así como por sus observaciones, recomendaciones y aportes, los cuales han contribuido sustantivamente a mejorar la calidad científica y metodológica de la tesis, permitiendo enriquecer el análisis y fortalecer los resultados de la investigación.

Finalmente, agradecemos a la Pontificia Universidad Católica del Perú, y en particular a la Maestría en Economía, por brindarnos una formación académica de alto nivel y un entorno propicio para el desarrollo del pensamiento crítico y el análisis económico riguroso.

Héctor Abel Palacios Fiestas

Cristhian Alejandro Flores Angulo

## RESUMEN

La presente investigación tiene como objetivo analizar la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del gas natural vehicular (GNV) en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y diciembre de 2024. Este estudio busca determinar si los cambios en el precio mayorista se transmiten de manera proporcional y simétrica al precio minorista, o si, por el contrario, existe un traslado diferenciado que genera efectos sobre el bienestar de los consumidores.

El trabajo emplea un enfoque cuantitativo, con diseño no experimental, utilizando precios mayoristas (Calidda) y precios minoristas reportados por las estaciones de servicio a Osinergmin. Se aplican técnicas econométricas, específicamente, pruebas de estacionariedad y cointegración, y modelos de corrección de errores (simétricos y no simétricos). Asimismo, se incorpora un análisis espacial para capturar la influencia de estaciones cercanas en la formación de precios.

Los principales resultados muestran que el precio mayorista y minorista del GNV están cointegrados, pero el proceso de ajuste es lento y diferenciado. Se confirma que los aumentos del precio mayorista se trasladan al minorista con mayor rapidez e intensidad que las reducciones, lo que implica la existencia de asimetría y un sobreprecio para los consumidores. En consecuencia, se valida la hipótesis de la investigación: la transmisión de precios del GNV en Lima y Callao fue asimétrica, en perjuicio del consumidor.

**Palabras clave:** Gas natural vehicular, asimetría de precios, transmisión de precios, modelos de corrección de errores, Lima Metropolitana y Callao.

## ABSTRACT

This research aims to analyze the existence of asymmetry in the relationship between wholesale and retail prices of compressed natural gas for vehicles (CNG) in Metropolitan Lima and Callao from January 2013 to December 2024. The study seeks to determine whether changes in wholesale prices are transmitted proportionally and symmetrically to retail prices, or whether, on the contrary, there is a differentiated pass-through that affects consumer welfare.

The study employs a quantitative approach with a non-experimental design, using wholesale prices (Calidda) and retail prices reported by service stations to Osinergmin. Econometric techniques are applied, specifically stationarity and cointegration tests, as well as error correction models (symmetric and asymmetric). Additionally, a spatial analysis is incorporated to capture the influence of nearby stations on price formation.

The main findings show that wholesale and retail prices of CNG are cointegrated, but the adjustment process is slow and uneven. The results confirm that increases in wholesale prices are transmitted to retail prices more quickly and intensely than decreases, implying the existence of asymmetry and an additional cost for consumers. Consequently, the study validates its central hypothesis: CNG price transmission in Lima and Callao was asymmetric, to the detriment of consumers.

**Keywords:** Compressed natural gas, price asymmetry, price transmission, error correction models, Metropolitan Lima and Callao.

## ÍNDICE

I.	INTRODUCCIÓN .....	1
II.	MARCO TEÓRICO.....	10
II.1.	Modelo de decisión de precios y maximización de los beneficios.....	11
II.2.	Modelo de costos de búsqueda.....	13
II.3.	Modelo de costos de menú .....	16
II.4.	Modelo de precio Focal.....	18
II.5.	Otros modelos .....	18
II.5.1.	Costos de Inventarios y Reposición .....	18
II.5.2.	Poder de Mercado.....	19
II.5.3.	Expectativas .....	19
II.5.4.	Regulación, impuestos y subsidios.....	20
II.6.	Síntesis comparativa de los mecanismos teóricos .....	21
II.7.	Derivaciones empíricas del marco teórico .....	23
III.	REVISIÓN DE LITERATURA EMPÍRICA.....	24
III.1.	Antecedentes internacionales .....	24
III.2.	Antecedentes nacionales .....	45
IV.	HIPÓTESIS.....	49
IV.1.	Hipótesis general.....	49
IV.2.	Hipótesis específicas .....	49
V.	LINEAMIENTOS METODOLÓGICOS.....	51
V.1.	Definición y Operacionalización de las Variables .....	51
V.2.	Marco Metodológico .....	52
V.2.1.	Sujetos de Investigación.....	52
V.3.	Métodos y Procedimientos .....	52
V.3.1.	Estacionariedad .....	53
V.3.2.	Cointegración y relación de largo plazo.....	54
V.3.3.	Modelo de corrección de errores simétrico y relación de corto plazo.....	56
V.3.4.	Modelo de corrección de errores no simétrico y relación de corto plazo.....	59
V.3.5.	Funciones de impulso respuesta.....	62
V.3.6.	Sobrepagos pagados por los consumidores derivados de la asimetría .....	65
V.3.7.	Modelo de corrección de errores no simétrico. Asimetría de corto y largo plazo.....	66

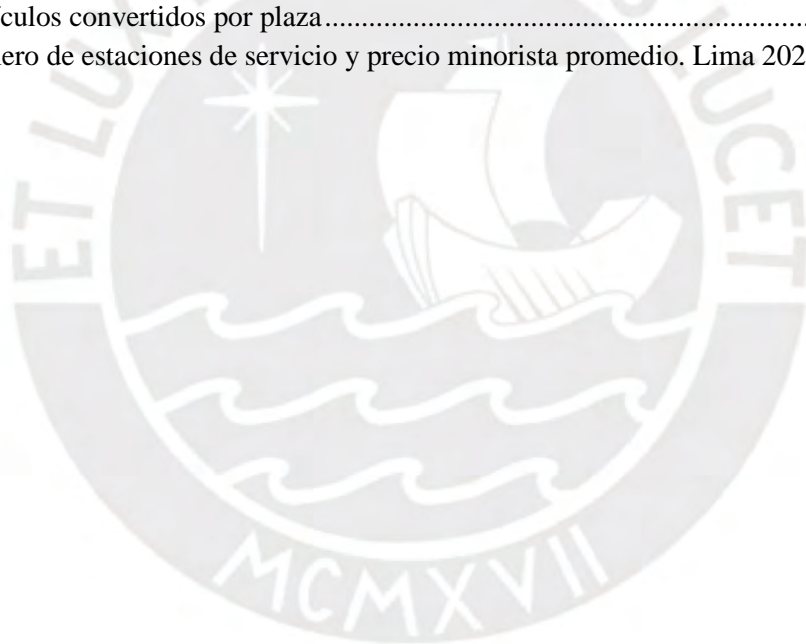
V.3.8.	Modelo de corrección de errores no simétrico espacial .....	69
V.4.	Técnicas e Instrumentos .....	74
V.4.1.	Cálculo del precio mayorista semanal del GNV .....	75
V.4.2.	Cálculo del precio minorista semanal del GNV .....	76
V.4.3.	Cálculo del precio minorista semanal del Gasohol de 90 octanos y del Diesel B5-S50 ...	79
VI.	RESULTADO Y DISCUSIÓN .....	80
VI.1.	El Mercado de GNV en el Perú.....	80
VI.1.1.	Cadena productiva del GNV en el Perú y en Lima Metropolitana y el Callao .....	80
VI.1.2.	Comercialización minorista del GNV en el Perú y en Lima Metropolitana y el Callao ...	86
VI.2.	Estimaciones .....	88
VI.2.1.	Descripción de los datos.....	88
VI.2.2.	Estacionariedad .....	89
VI.2.3.	Cointegración y relación de largo plazo.....	91
VI.2.4.	Modelo de corrección de errores simétrico y relación de corto plazo.....	95
VI.2.5.	Modelo de corrección de errores no simétrico y relación de corto plazo.....	104
VI.2.6.	Modelo de corrección de errores no simétrico. Asimetría de corto y largo plazo.....	114
VI.2.7.	Modelo de corrección de errores no simétrico espacial .....	123
VI.3.	Discusión.....	145
VI.3.1.	Síntesis interpretativa de los resultados.....	155
VI.4.	Implicancias regulatorias y de política económica.....	159
VII.	Principales Referencias .....	163
ANEXO A:	Estadísticas descriptivas del mercado de GNV .....	173
ANEXO B:	Detalle del Enfoque, Diseño, Nivel y Tipo de Investigación .....	179
ANEXO C:	Resultados Adicionales .....	181

## ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Síntesis comparativa de los mecanismos teóricos de la transmisión asimétrica de precios	21
Tabla 2. Estudios representativos y conexión	44
Tabla 3. Características de los coeficientes de la relación de largo plazo	55
Tabla 4. Características de los coeficientes de la relación de corto plazo	57
Tabla 5. Características de los coeficientes de la relación de corto plazo	60
Tabla 6. Características de los coeficientes de la relación de corto plazo del modelo de Atil et al (2014)	67
Tabla 7. Características de los coeficientes de la relación de corto plazo del modelo de Eleftheriou et al (2018)	72
Tabla 8. Número de reportes, promedio, percentil 95 del número de días entre reporte de las estaciones de servicio	77
Tabla 9. Producción nacional de gas natural (miles de pies cúbicos) 2020 – 2024	82
Tabla 10. Principales estadísticos descriptivos para las series	88
Tabla 11. Resultado de las pruebas de estacionariedad a las series en nivel	90
Tabla 12. Resultado de las pruebas de estacionariedad a las series en primera diferencia	91
Tabla 13. Prueba de Johansen	92
Tabla 14. Prueba de Gregory & Hansen	94
Tabla 15. Relaciones de largo y corto plazo simétricas	96
Tabla 16. Relaciones de largo y corto plazo simétricas con quiebre estructural	100
Tabla 17. Elección del rezago óptimo en la relación de corto plazo	105
Tabla 18. Relaciones de corto plazo asimétricas	107
Tabla 19. Estimaciones de la relación de largo plazo	110
Tabla 20. Prueba de existencia de asimetría	110
Tabla 21. Relaciones de corto plazo asimétricas con quiebre estructural	112
Tabla 22. Prueba de existencia de asimetría	113
Tabla 23. Relaciones de corto y largo plazo no simétricas	115
Tabla 24. Prueba de existencia de asimetría	119
Tabla 25. Relaciones de corto y largo plazo no simétricas con quiebre estructural	120
Tabla 26. Prueba de existencia de asimetría	122
Tabla 27. Principales estadísticos descriptivos para las series de datos de panel	126
Tabla 28. Prueba de dependencia transversal de Pesaran (2015)	127
Tabla 29. Prueba de estacionariedad para las series en nivel	128
Tabla 30. Prueba de estacionariedad para las series en primera diferencia	129
Tabla 31. Prueba de Westerlund (2007)	131
Tabla 32. Relación de largo plazo	132
Tabla 33. Relaciones de corto plazo asimétricas espaciales	135
Tabla 34. Prueba de existencia de asimetría de corto plazo, de largo plazo y espacial	140
Tabla 35. Prueba de Karavias, Narayan & Westerlund	141
Tabla 36. Relación de largo plazo con quiebre estructural	142
Tabla 37. Relaciones de corto plazo asimétricas y Prueba de existencia de asimetría de corto plazo	145
Tabla 38. Vehículos Activados por tipo de vehículo	173

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. Precio minorista promedio mensual del gasohol de 90, 95 y 97 octanos y del GNV. Lima Metropolitana y el Callao 2016.01 – 2024.12 .....	3
Figura 2. Precio mayorista promedio mensual del GNV y Precio del gas natural en Henry Hub. 2013.01 – 2024.12 .....	5
Figura 3. Precio mayorista promedio mensual del GNV y Precio minorista promedio mensual del GNV. 2013.01 – 2024.12 .....	6
Figura 4. Reacción del precio minorista ante cambios en el precio mayorista según diversos escenarios en el modelo de costos de búsqueda .....	16
Figura 5. Componentes del precio del gas natural del Proyecto Camisea.....	86
Figura 6. Vehículos a GNV y variación anual .....	173
Figura 7. Distribución de consumo de GNV por tipo de vehículo (miles de metros cúbicos).....	174
Figura 8. Ahorros generados por consumo de GNV frente a otros combustibles (miles de S/ ).....	175
Figura 9. Número de estaciones de servicio y talleres de conversión de GNV .....	175
Figura 10. Ventas de GNV en Lima y Callao y en provincia (miles de metros cúbicos) .....	176
Figura 11. Vehículos convertidos por plaza .....	177
Figura 12. Número de estaciones de servicio y precio minorista promedio. Lima 2024 .....	178



## ÍNDICE DE ANEXOS

ANEXO A: Estadísticas descriptivas del mercado de GNV .....	173
ANEXO B: Detalle del Enfoque, Diseño, Nivel y Tipo de Investigación .....	179
ANEXO C: Resultados Adicionales .....	181



## I. INTRODUCCIÓN

El gas natural es una mezcla de hidrocarburos, compuesto principalmente por metano, que puede tener un uso energético, como fuente de energía para la generación eléctrica, la cocción de alimentos y el funcionamiento de motores de combustión interna; y, un uso no energético, como materia prima en la industria petroquímica y de fertilizantes.

En el caso del gas natural vehicular (en adelante, GNV), su comercialización inició con la entrada en operación del primer establecimiento de venta en Lima, en octubre de 2005 (Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería [Osinergmin], 2015). Con el propósito de promover su adopción frente a otros combustibles, el Estado Peruano suscribió un acuerdo con la empresa Pluspetrol, operadora de Camisea, mediante el cual se fijó un precio promocional (en boca de pozo) hasta setiembre de 2012. Además, se implementaron programas de financiamiento para la conversión de vehículos a GNV, con la finalidad de acelerar el uso de este producto.

El impulso al uso de este combustible se justificó en las ventajas que presenta sobre el gasohol o el diésel, tales como un menor precio, menores emisiones de gases contaminantes, y una mejora técnica y de seguridad (Tamayo et al, 2014: 182).

La expansión de la industria del gas natural en el Perú permitió que, en 2011, se iniciara la distribución fuera del departamento de Lima. Ica fue el primer departamento en contar con redes de distribución a cargo de la empresa Contugas, comenzando en Pisco y ampliándose en 2014 a Chincha, Ica, Nasca y Marcona (Tamayo et al, 2014: 138).

Posteriormente, se han desarrollado nuevas alternativas para el abastecimiento del gas natural en otros departamentos del Perú, mediante gasoducto virtual, en Piura y Lambayeque en el año 2011; Ancash en 2013; y La Libertad en 2015 (Osinergmin, 2015).

Entre los años 2006 y 2024, el número de vehículos a GNV a nivel nacional se incrementó más de 71 veces, pasando de 5 371 a 388 751 vehículos<sup>1</sup> (Tamayo et al., 2014:180; INFOGAS, 2024:2). En el mismo periodo, el número de establecimientos de venta de GNV se incrementó más de 83 veces, pasando de 4 a 339 establecimientos (Tamayo et al., 2014:135; INFOGAS, 2024:2).

Como se ha mencionado, el GNV ofrece ventajas frente a otros combustibles. Según Tamayo et al. (2014) un usuario que hubiera decidido convertir su vehículo de gasolina a GNV en el año 2006 habría acumulado un ahorro total de US\$ 21 216 al año 2013. Este resultado se dio en un contexto de alta volatilidad en el precio de los combustibles líquidos y de estabilidad en el precio del GNV.

En este periodo, el rubro de combustibles, componente del Índice de Precios al Consumidor (IPC) que incluye a los gasoholes, el diésel B5 de uso vehicular y el balón de gas doméstico, registró incrementos anuales de 6,45% en 2007, 12,21% en 2010, 7,54% en 2011 y 5,95% en 2013 (Banco Central de Reserva del Perú [BCR], 2013; BCR, 2016). En contraste, el precio del GNV se mantuvo relativamente estable durante el periodo de vigencia del precio promocional acordado con Pluspetrol.

En los años 2021 y 2022 se observaron incrementos significativos en los precios de los combustibles en el Perú. De acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI] (2024), el precio minorista<sup>2</sup> promedio mensual del galón de gasohol de 90 octanos se incrementó en 51,7% entre diciembre de 2020 y diciembre de 2021 en Lima Metropolitana

---

<sup>1</sup> Considerando solo los vehículos activos que registran consumo de GNV a diciembre de cada año.

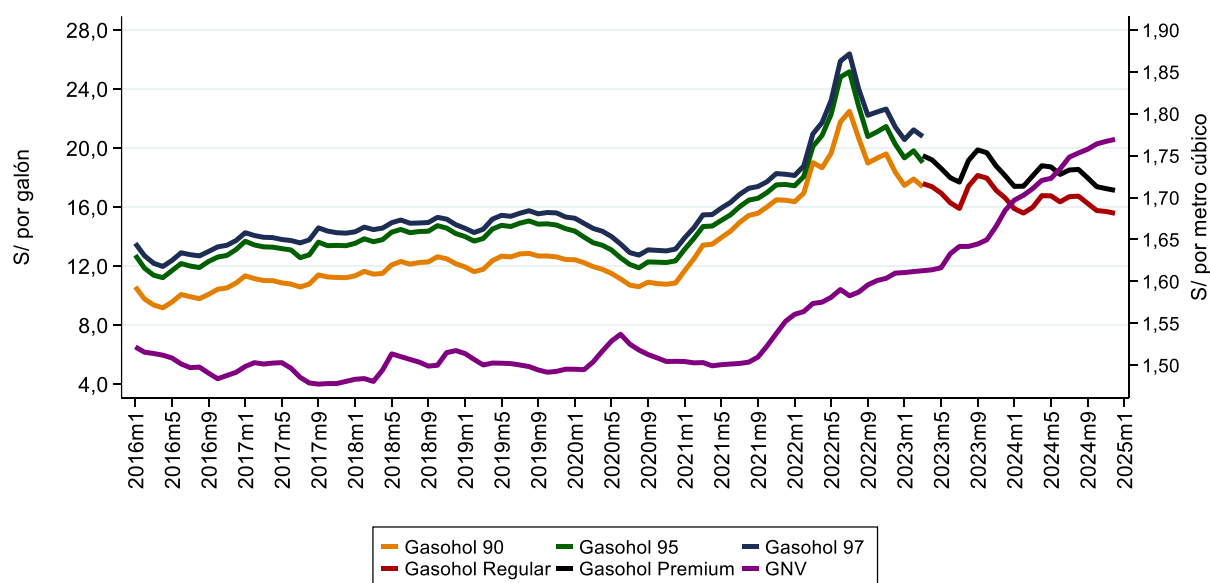
<sup>2</sup> En adelante, cuando se mencione precio minorista se hace referencia al precio que cobran las estaciones de servicio, gasocentros y grifos a los consumidores.

y el Callao, pasando de S/ 10,85 a S/ 16,46 por galón. Para diciembre de 2022, el precio volvió a incrementarse en 11,5%, alcanzando S/ 18,36 por galón.

En el caso del gasohol de 95 octanos, el precio se incrementó en 41,9% y en 15,6% en similares periodos, pasando de S/ 12,35 a S/ 17,53 y a S/ 20,26 por galón. Por su parte, el gasohol de 97 octanos se incrementó en 38,6% y en 17,6% en los mismos periodos, pasando de S/ 13,15 a S/ 18,22 y a S/ 21,42 por galón<sup>3</sup>.

La evolución de los precios minoristas en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2016 y diciembre de 2024<sup>4</sup> se puede observar en la siguiente figura:

**Figura 1. Precio minorista promedio mensual del gasohol de 90, 95 y 97 octanos y del GNV. Lima Metropolitana y el Callao 2016.01 – 2024.12**



Entre 2021 y 2022 también se registraron incrementos en el precio del GNV, tendencia que continuó hasta 2024. De acuerdo con el Osinergmin (s.f.a)<sup>5</sup>, el precio minorista

<sup>3</sup> Todos estos precios contienen los impuestos al rodaje, selectivo al consumo y general a las ventas, que aplican para los combustibles.

<sup>4</sup> A partir de marzo 2023, en Perú se comercializa gasohol regular de 91 octanos, en reemplazo de los gasoholes de 84 y 90 octanos y premium de 96 octanos, en reemplazo de los gasoholes de 95 y 97 octanos.

<sup>5</sup> En una sección posterior se mostrará de manera detallada como se han construido estas series de precios.

promedio mensual del metro cúbico de GNV se incrementó en 3,2% entre diciembre de 2020 y diciembre de 2021 en Lima Metropolitana y el Callao, pasando de S/ 1,50 a S/ 1,55 por metro cúbico. Posteriormente, se incrementó 3,1%, en 2022 (S/ 1,60 por metro cúbico), 5,2% en 2023 (S/ 1,68 por metro cúbico) y 5,0% adicionales en 2024, alcanzando S/ 1,77 por metro cúbico.

En consecuencia, aunque el precio del GNV mostró una tendencia al alza durante el periodo analizado, el ritmo de crecimiento fue menor que el observado en otros combustibles, lo que habría representado ahorros significativos para los usuarios (Desde Adentro, 2022).

Ahora, en este punto resulta importante indicar que, el incremento de los precios al consumidor final de los combustibles puede explicarse por el incremento de los precios de la planta de las refinerías nacionales, que responden al alza del precio internacional del petróleo (BCR, 2022: 107). Sin embargo, en el caso del GNV, a diferencia de otros combustibles, el Perú es productor del gas natural por lo que el precio mayorista no sigue necesariamente las variaciones del precio internacional.

Al respecto, se observó que, entre diciembre de 2021 y diciembre de 2022, el precio mayorista del GNV<sup>6</sup>, representado por el precio promedio mensual del metro cúbico de GNV reportado por Gas Natural de Lima y Callao S.A. [Calidda] (en boca de pozo), se incrementó en 5,7%, pasando de S/ 0,476 a S/ 0,503 por metro cúbico<sup>7</sup>. Posteriormente, a diciembre de 2023, se incrementó en 9,8% llegando a S/ 0,552 por metro cúbico<sup>8</sup> (Osinermin, s.f.b).

En contraste, el precio internacional del GNV, representado por el precio del Gas Natural en el punto Henry Hub, se incrementó en 42,8%, entre diciembre de 2021 y diciembre

---

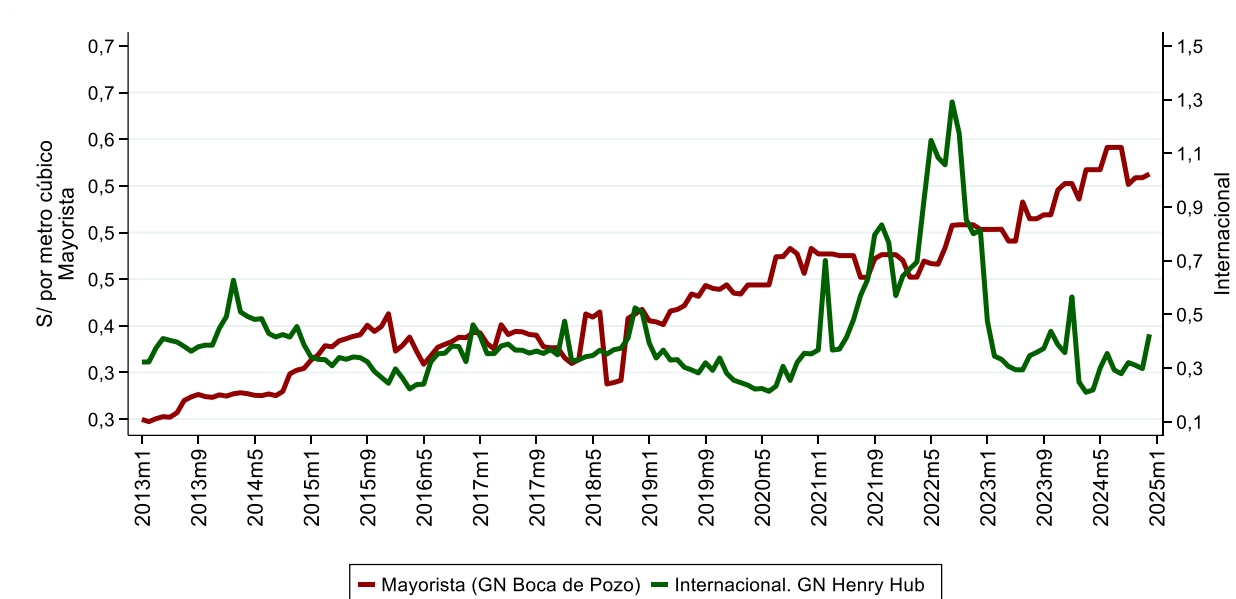
<sup>6</sup> En adelante, cuando se mencione precio mayorista se hace referencia al precio que cobra la distribuidora de GNV a las estaciones de servicios, gasocentros o grifos.

<sup>7</sup> En una sección posterior se mostrará de manera detallada como se ha construido esta serie de precios.

<sup>8</sup> Estos precios no contienen el impuesto general a las ventas, que se aplica al GNV.

de 2022, pasando de S/ 0,570 a S/ 0,813 por metro cúbico; mientras que, a diciembre de 2023, se redujo en 56,1% llegando a S/ 0,357 por metro cúbico (Energy Information Administration [EIA], s.f.).

**Figura 2. Precio mayorista promedio mensual del GNV y Precio del gas natural en Henry Hub. 2013.01 – 2024.12**



Así se observa que, el precio minorista y mayorista tienen comportamientos similares. Por ejemplo, entre julio de 2021 y julio de 2022, el precio del GNV de Calidda (en Boca de Pozo), se incrementó en 7,0%, siendo mayor al incremento del precio al consumidor final del GNV de 5,4% en Lima Metropolitana y el Callao en este periodo. Esto implica que solo el 77,0%<sup>9</sup> del incremento mayorista se trasladó al nivel minorista.

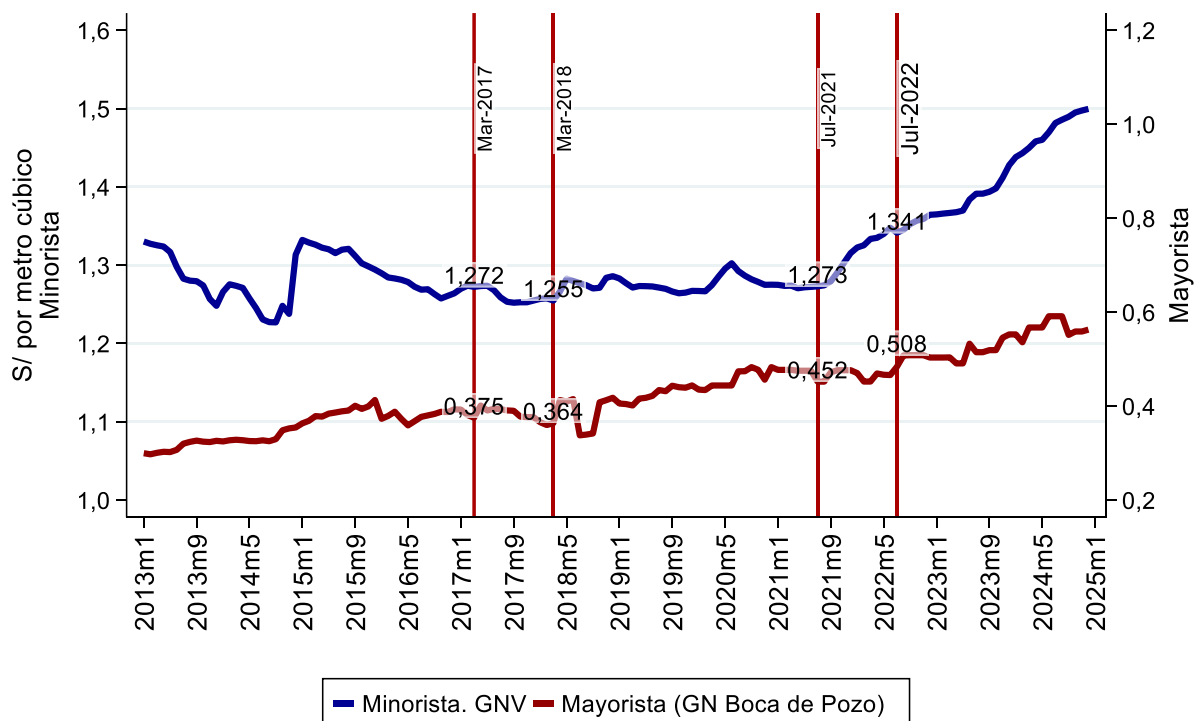
En consecuencia, aunque las variaciones del precio mayorista se mueven en la misma dirección que las del precio minorista, no son equivalentes, ya que no se ajustan en la misma proporción.

<sup>9</sup> Que resulta de dividir el incremento del precio minorista de 5,4%, entre el incremento del precio mayorista de 7,0%.

Una situación similar se presenta cuando ocurren reducciones de precios. En estos casos, las variaciones del precio mayorista y del precio minorista siguen un mismo sentido, aunque no se ajustan en la misma magnitud.

Como se muestra en la Figura 2, entre marzo de 2017 y marzo de 2018, el precio del GNV de Calidda (en Boca de Pozo) disminuyó en 3,1%, mientras que el precio al consumidor final se redujo apenas 1,4% en Lima Metropolitana y el Callao. En consecuencia, la reducción del precio mayorista solo se trasladó en 45,1% al precio minorista<sup>10</sup>.

**Figura 3. Precio mayorista promedio mensual del GNV y Precio minorista promedio mensual del GNV. 2013.01 – 2024.12**



La Figura 3 evidencia que el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao reacciona en mayor medida ante incrementos que ante disminuciones del precio

<sup>10</sup> Que resulta de dividir la reducción del precio minorista de 1,4%, entre la reducción del precio mayorista de 3,1%.

mayorista. Este comportamiento difiere de lo que se esperaría en un mercado donde los cambios en el precio mayorista deberían trasladarse proporcionalmente al precio minorista, independientemente de si se trata de incremento o reducciones del precio mayorista.

La teoría económica sostiene que incrementos o reducciones en los precios de los insumos deberían generar cambios en los costos marginales de las empresas, los cuales se transmitirían hacia los precios al consumidor final. La transmisión debería ser una proporción del cambio que sufren los costos y debería ser la misma si se trata de incrementos como de reducciones de costos (Peltzman, 2000).

Sin embargo, la evidencia empírica muestra un comportamiento diferente: los precios minoristas tienden a aumentar con mayor velocidad y magnitud ante incrementos en los precios mayoristas, pero se reducen más lentamente y en menor proporción cuando estos disminuyen.

Diversos estudios han documentado esta respuesta asimétrica. Entre ellos se encuentran los trabajos de Bacon (1991), Borenstein et al (1997), Balke et al (1998), Eckert (2002), Bachmeier y Griffin (2003), Bettendorf et al (2003), Deltas (2008), Balmaceda y Soruco (2008), Lewis (2009), Cabral y Fishman (2012), Atil et al (2014), Bagnai y Mongeau (2015), Bayer y Ke (2018), Eleftheriou et al. (2018), así como los estudios nacionales de Vásquez (2005), Távora y Vásquez (2008), Vásquez et al (2017) y De la Cruz et al (2021).

Estas investigaciones señalan que la asimetría en la transmisión de precios puede explicarse por factores como los costos de búsqueda, los costos de renovación de inventarios, la colusión explícita y tácita, el ejercicio de poder de mercado, entre otros.

En el caso de la comercialización minorista de GNV en Lima Metropolitana y el Callao, existen mecanismos que buscan reducir los costos de búsqueda de los consumidores, tal es el caso del servicio brindado por el OSINERGMIN, denominado Facilito, que presenta

el listado de precios de las distintas estaciones de servicio que comercializan combustibles en el Perú, junto con su ubicación geográfica. Asimismo, el sistema recomienda a los consumidores a reportar al OSINERGMIN cuando los precios en el punto de venta sean distintos a los reportados en el Facilito.

De igual forma, en el caso de la comercialización minorista de GNV en Lima Metropolitana y el Callao y, a diferencia de otros combustibles, el costo de renovación de inventarios resultaría ser mínimo, en la medida que el GNV llega a cada estación a través de redes de distribución de manera continua. En consecuencia, cuando el precio mayorista se actualiza, el comercializador minorista recibirá el incremento del precio de manera automática ya que no almacena, de manera significativa, GNV para su comercialización debido a que este fluye de manera continua a través de las redes de distribución.

Por otro lado, el incremento del precio de los combustibles afecta al bienestar de los consumidores a través de distintas formas. Por un lado, el incremento del precio de los combustibles reduce la cantidad que los consumidores compran de estos bienes, reduciendo su bienestar; además, el mayor gasto en estos bienes reduce la cantidad de otros bienes que el consumidor puede comprar (Gallardo et al., 2005).

Al respecto, si bien no se dispone de estimaciones específicas sobre la elasticidad precio del GNV, Vásquez et al. (2016) estimaron que la elasticidad precio de la gasolina de 90 octanos era de -0,377 y -0,771 en el corto y largo plazo, respectivamente. Esto significa que, un incremento de 1% del precio del galón de la gasolina de 90 octanos generaría una reducción de 0,771% en la cantidad demandada.

Por otro lado, en relación con la importancia de los combustibles en el gasto del hogar, se tiene que los combustibles utilizados para el transporte de los miembros del hogar que

cuentan con vehículo propio – como son los gasoholes y el GNV – representan el 1,062%; mientras que los gastos en los servicios de transporte representan el 9,147% (INEI, 2024).

Por otro lado, un incremento del precio de los combustibles impacta indirectamente en el bienestar de los consumidores mediante el incremento de los costos de producción de otros bienes en el mercado, incrementado los niveles de precios de la economía y reduciendo la demanda agregada, lo que puede iniciar un proceso recesivo (Gallardo et al., 2005: 46), pudiéndose incluso generar protestas por parte de los gremios de transportes (El Peruano, 2021).

En vista de lo descrito anteriormente, la presente investigación analiza la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, durante el periodo comprendido entre el 1 de enero de 2013 y el 31 de diciembre de 2024.

Para ello, se seguirá lo propuesto por Borenstein et al. (1997) y por Távara y Vásquez (2008) para determinar la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, a través de la estimación de un modelo de corrección de errores no simétrico, el que permite estimar relaciones de corto y largo plazo entre dos variables ante choques positivos o negativos de una de ellas.

Posteriormente, siguiendo lo propuesto por Atil et al. (2014), se ampliará el modelo de corrección de errores no simétrico para considerar la presencia de asimetría en el corto y en el largo plazo; y, finalmente, siguiendo lo propuesto por Eleftheriou et al. (2018) y De la Cruz et al. (2021) se desarrollará un modelo de corrección de errores no simétrico espacial, que permita recoger el impacto del comportamiento de las estaciones de servicio cercanas sobre el comportamiento de cada estación de servicio que comercializa GNV en Lima Metropolitana y el Callao.

Siguiendo el método propuesto por Borenstein et al. (1997), el primer paso para estimar un modelo de corrección de errores no simétrico consiste en determinar si los precios minoristas y mayoristas del GNV en Lima Metropolitana y el Callao son series estacionarias.

En segundo lugar, se debe determinar la existencia de una relación de largo plazo mediante una prueba de cointegración.

Posteriormente, se planteará el modelo de corrección de errores simétrico, para la relación de corto plazo, que servirá como punto base de comparación con la estimación de las relaciones no simétricas posteriores.

Finalmente, se plantea el modelo de corrección de errores no simétrico de acuerdo con Borenstein et al. (1997), ampliándolo para considerar asimetrías de corto y largo plazo según Atil et al. (2014) y para incluir variables espaciales, que considera en su modelo Eleftheriou et al. (2018) tanto en la relación de largo plazo como en la de corto plazo no simétrica.

## **II. MARCO TEÓRICO**

En primer lugar, corresponde indicar que, la asimetría ocurre cuando los precios minoristas responden de manera diferente a incrementos y a reducciones en los precios mayoristas. Esto puede manifestarse a través de una asimetría en magnitud (por ejemplo, el tamaño del ajuste del precio minorista no es igual ante aumentos y reducciones del precio mayorista) y a través de una asimetría en tiempo (por ejemplo, la velocidad de ajuste del precio minorista es más rápida ante aumentos del precio mayorista que ante reducciones).

La existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista tiene importantes implicaciones económicas. Por ejemplo, a nivel de los consumidores, puede implicar que estos paguen más en momentos de reducción de los costos mayoristas; a nivel de política pública, puede implicar que las autoridades evalúen intervenciones para

garantizar una mayor transparencia; y, a nivel del análisis de bienestar, puede implicar la pérdida de eficiencia y redistribución no equitativa en la cadena de valor.

Ahora bien, la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista es un hecho empírico que ha sido evaluado ampliamente por diversos autores. Este hecho es contrario a lo desarrollado por la teoría económica, que sostiene que los incrementos o reducciones en los precios de los insumos deberían generar cambios en los costos marginales de las empresas que se transmitirían hacia los precios al consumidor final en la proporción del cambio de los costos. Este cambio debería ser el mismo si se trata tanto de incrementos como de reducciones de costos (Peltzman, 2000).

En tal sentido, para el análisis de la relación entre los precios mayoristas y minoristas de los combustibles se utilizarán diversos conceptos de la teoría microeconómica, iniciando con el modelo básico de decisión de precios y maximización de los beneficios de una empresa en tres escenarios (competencia, monopolio y oligopolio) para luego introducir cambios a este modelo que permitan explicar la existencia de tal asimetría.

## **II.1. Modelo de decisión de precios y maximización de los beneficios**

Para entender el comportamiento de las empresas minoristas en el mercado de comercialización de GNV asumiremos la existencia de una estación de servicio representativa, que actúa de manera racional como un agente maximizador de beneficios, tal como lo propone Tirole (1998). Este agente vende GNV a los consumidores finales a un precio  $p^m$  y se enfrenta a una demanda dada por  $D(p^m)$ . Bajo estos supuestos, el agente debe resolver el siguiente problema de optimización:

$$\text{Max}_{p^m} \pi = (p^m - p^M)D(p^m)$$

Siendo  $p^M$  el precio al que la estación de servicio compra el GNV al mayorista. En atención a ello, el precio que fijará el minorista para resolver el problema de optimización será:

$$p^m = \frac{p^M}{1 - 1/e_m}$$

Donde  $e_m$  es la elasticidad precio de la demanda de combustibles que enfrenta la estación de servicio. Este modelo permite modelar la relación entre el precio mayorista y el precio minorista y, como se puede apreciar, esta relación es simétrica, es decir, se traslada un mismo monto del precio mayorista al precio minorista ante incrementos o reducciones del primero. Así, si el precio mayorista  $p^M$  se incrementa en una unidad, el precio minorista  $p^m$  se debería incrementar en  $\frac{1}{1-1/e_m}$  unidades, y viceversa.

Este modelo básico corresponde a una situación donde las decisiones de un agente no afectan a las de los demás; tal como sería en un escenario de competencia o monopolio; sin embargo, este modelo podría estar alejado de la realidad en la que se desenvuelven los agentes en el mercado. Por ello, para recoger el efecto que la decisión de un agente tiene sobre otro, modelaremos la relación entre el precio mayorista y el precio minorista bajo el modelo a lo Cournot.

Así, siguiendo lo propuesto por Tirole (1998), se considerará un número  $N$  de estaciones de servicios idénticas, que comercializan una cantidad  $q_i$  de combustible a los consumidores finales, con  $i=1,2,3,\dots,N$ . Estos agentes se enfrentan a una demanda de la forma  $P^m(q_1, q_2, \dots, q_N) = 1 - \sum_1^N q_i$ . Bajo estos supuestos, el agente debe resolver el siguiente problema de optimización:

$$\text{Max}_{q_i} \pi = \left(1 - \sum_1^N q_i\right) q_i - q_i p^M$$

Siendo  $p^M$  el precio al que cada estación de servicio compra GNV al mayorista. En atención a ello, la cantidad que fijará cada minorista para resolver el problema de optimización será:

$$q_i = \frac{1 - p^M}{2} - \frac{\sum_{i \neq j} q_j}{2}$$

Siendo dicha expresión la «curva de reacción» de cada minorista y que, al combinarlas, se obtienen las cantidades vendidas por cada agente. Luego, reemplazando estas en la función de demanda se obtiene el precio minorista, que tiene la siguiente forma:

$$p^m = \frac{1 + Np^M}{N + 1}$$

Como se puede apreciar, este modelo también permite modelar la relación entre el precio mayorista y el precio minorista; advirtiéndose que, igual que el caso anterior, se obtiene una relación simétrica. En este sentido, si el precio mayorista  $p^M$  se incrementa en una unidad, el precio minorista  $p^m$  se debería incrementar en  $\frac{N}{N+1}$  unidades, y viceversa.

Por lo expuesto, es posible señalar que este modelo básico no permite representar la asimetría que se observa en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista. En este contexto, diversos autores han incorporado cambios para modelar las fricciones que enfrenta el mercado al momento de fijar precios.

## II.2. Modelo de costos de búsqueda

Una posible causa de la respuesta asimétrica del precio minorista ante cambios en el precio mayorista son los denominados «costos de búsqueda». Este costo se refiere al tiempo, esfuerzo y recursos que invierten los individuos o empresas para obtener información antes

de tomar una decisión. Este enfoque plantea que, en tanto que los consumidores incurren en estos costos al momento de averiguar la estación de servicio que tiene el menor precio, las estaciones de servicio tendrán incentivos para trasladar los cambios del precio mayorista al precio minorista de manera asimétrica (Cabral y Fishman, 2012).

A manera de referencia, considérese el siguiente ejemplo. Si se presentan cambios en el precio mayorista que enfrenta una estación de servicio – denominémosla A – y esta decide no modificar su precio minorista, los consumidores podrían suponer razonablemente que no ha habido variaciones en el precio mayorista del mercado y continuar comprando en dicho establecimiento.

En cambio, si la estación A decide ajustar su precio, los consumidores podrían interpretar que sí se produjeron cambios en el precio mayorista y comenzar a buscar alternativas en otras estaciones competidoras. En este escenario, la estación A observaría que cada vez que modifica su precio, pierde parte de sus ventas, ya que algunos consumidores optan por comprar en establecimientos vecinos.

En tal sentido, la estación A comparará las pérdidas potenciales de ventas que podría enfrentar con las ganancias derivadas del ajuste de precios, especialmente cuando se trata de una reducción en el precio mayorista.

Cabral y Fishman (2012) emplean un modelo de costos de búsqueda para explicar la asimetría existente entre el precio mayorista y el precio minorista. En su planteamiento, suponen la existencia de dos tipos de empresas que interactúan durante un número infinito de periodos. En cada periodo, las empresas tienen una probabilidad  $1 - \gamma$  de que el precio mayorista permanezca sin cambios.

Los consumidores presentan una demanda de la forma  $q(p) = a - p$  y asumen un costo  $s > 0$  al buscar un mejor precio en otra empresa. Solo pueden observar el precio

minorista fijado por cada tipo de empresa y, con base en esa información, forman una expectativa sobre el precio mayorista. Así, en cada periodo, los consumidores observan el precio ofrecido y deciden si realizan o no una búsqueda adicional en otros establecimientos.

Al inicio del periodo 1 las empresas fijan un precio  $p_{i1}^m$ . Al final de dicho periodo las empresas se enfrentan a cambios en el precio mayorista, obteniéndose el siguiente conjunto de respuestas óptimas:

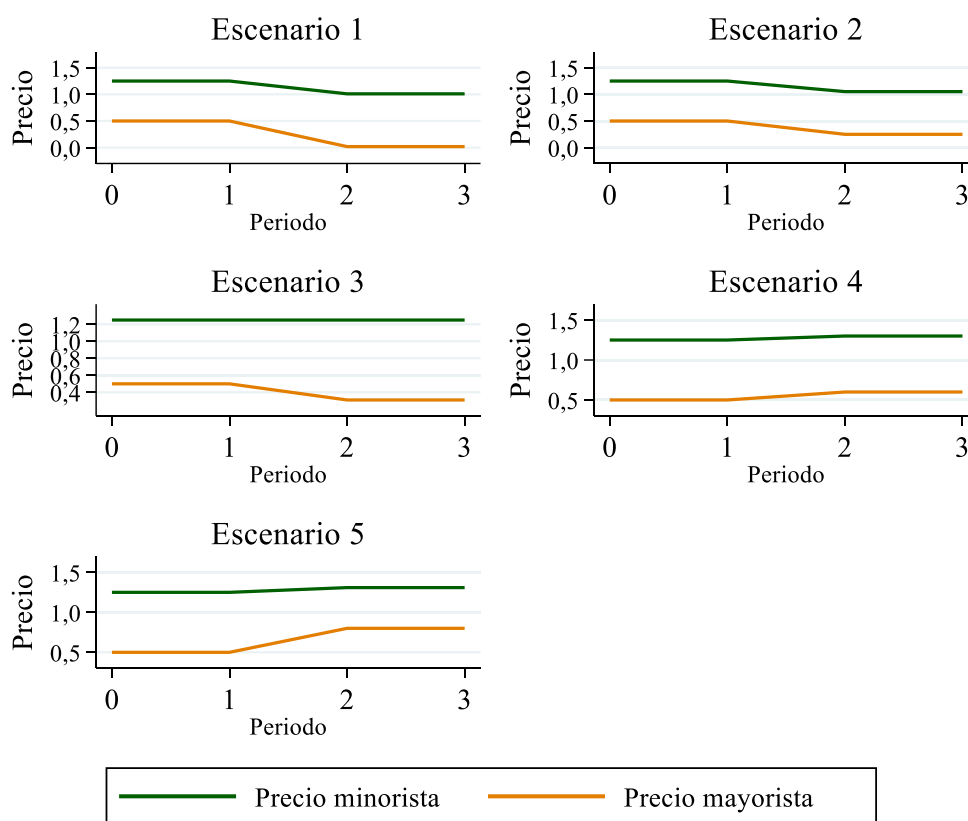
$$p_{i2}^m \begin{cases} p^m(p_{i2}^M) & p_{i2}^M \leq p^{M'} \\ p^m(p^{M'}) & p^{M'} < p_{i2}^M \leq p^{M''} \\ p_{i1}^m & \text{si } p^{M''} < p_{i2}^M \leq p_{i1}^m \\ p^m(p_{i2}^M) & p_{i1}^m < p_{i2}^M \leq p^{M'''} \\ p^m(p^{M'''}) & p_{i2}^M > p^{M'''} \end{cases}$$

Donde  $p^m(.)$  es el precio minorista que la empresa fijará en función del precio mayorista que enfrenta;  $p_{i1}^M$  es el precio mayorista en el periodo 1;  $p_{i2}^M$  es el precio mayorista en el periodo 2;  $p^{M'}$  y  $p^{M'''}$  es el precio mayorista en el que los consumidores obtendrían una ganancia neta por la búsqueda; por último,  $p^{M''}$  es el precio mayorista que la empresa cree que su rival puede haber recibido y que es menor que el precio mayorista que ella tenía en el periodo 1.

En la siguiente figura se ilustra la respuesta asimétrica que las empresas podrían adoptar ante distintos escenarios de variación en el precio mayorista. Cuando la reducción en el precio mayorista es mínima, la empresa preferirá no reducir su precio minorista (Escenario 3). Si la reducción es mayor, la empresa disminuirá su precio en igual proporción (Escenario 1) o incluso en una mayor proporción (Escenario 2) dependiendo de la magnitud de la variación.

Por el contrario, ante incrementos del precio mayorista, la empresa siempre reaccionará elevando su precio minorista, lo hará en la misma proporción si el incremento es pequeño (Escenario 4) o en una proporción superior cuando el incremento es grande (Escenario 5).

**Figura 4. Reacción del precio minorista ante cambios en el precio mayorista según diversos escenarios en el modelo de costos de búsqueda**



A pesar de que este modelo muestra la existencia de una relación asimétrica entre el precio mayorista y el precio minorista; también muestra que la empresa reacciona en mayor medida a las reducciones del precio mayorista que ante los incrementos de estos, algo contrario a lo que existiría en el mercado bajo análisis.

### II.3. Modelo de costos de menú

Otro modelo que propone una causa para la respuesta asimétrica de los precios minorista ante cambios en el precio mayorista es el que analiza la presencia de los denominados «costos de menú». Estos se refieren a los costos en lo que incurren las empresas cuando deciden modificar sus precios (Ray et al., 2006). Por ejemplo, un restaurante que actualiza los precios de sus productos debe reimprimir sus cartas o menús, lo que implica un costo adicional. En términos generales, estos costos se incorporan en la función de beneficios de los minoristas en la forma de costos fijos, los cuales deben tomarse en cuenta cuando la empresa decide cambiar los precios.

Tanto los mayoristas como los minoristas deben decidir el nivel de precios en el periodo inicial, considerando que el costo de producción del mayorista es conocido en ese momento, y en el periodo futuro, anticipando la posibilidad de un incremento en dicho costo.

En este contexto, Ray et al. (2006) encuentran que, cuando el segmento minorista enfrenta costos de menú, los precios minoristas presentan rigideces; solo se ajustan ante variaciones significativas en el costo de producción del mayorista, pero se mantienen estables frente a cambios pequeños. Por su parte, el precio mayorista si reacciona asimétricamente ante cambios pequeños en el costo, adoptando decisiones distintas según se trate de incrementos o reducciones en el costo; sin embargo, ante cambios de gran magnitud, su reacción tiende a ser simétrica.

Debido a que el precio minorista presenta rigideces y no se ajustará ante un cambio pequeño en el precio mayorista, el mayorista observará que su demanda (las compras que realiza el minorista) será inelástica en el nivel de precios donde se presentan las rigideces; entonces el mayorista decidirá incrementar su precio ante incrementos pequeños en el costo, ya que no perderá demanda de parte del minorista, pero decidirá no reducir su precio ante reducciones pequeñas del costo, ya que la caída del precio no se compensa con un incremento

en la demanda del minorista. En el caso de cambios grandes en el costo del mayorista, la reacción será simétrica.

En tal sentido, este modelo recoge adecuadamente la relación asimétrica entre el precio mayorista y su costo de producción, pero no recogería la asimetría existente entre el precio minorista y el precio mayorista.

#### **II.4. Modelo de precio Focal**

Borenstein et al. (1997) sostienen que la asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista es causada por el hecho de que las empresas solo reducen sus precios cuando las condiciones de la demanda las obligan a hacerlo. Esta interpretación se basa en el modelo de Green y Porter (1984), según el cual una empresa modifica sus precios únicamente cuando el precio del mercado cae por debajo de un umbral determinado.

Así, en un mercado donde los participantes no conocen perfectamente el precio que su competidor está cobrando, las empresas solo reaccionarán a una reducción del precio mayorista si observan que sus ventas han disminuido, lo que le dará la señal de que el precio minorista promedio en el mercado se ha reducido.

Este modelo, no obstante, requiere la existencia de un número reducido de empresas con alto poder de mercado, o que estas se encuentren en un esquema de colusión explícita o tácita. Por su parte, Peltzman (2000) demostró que la respuesta asimétrica puede presentarse incluso en mercados altamente competitivos, con un gran número de empresas.

#### **II.5. Otros modelos**

Entre otras posibles causas de la respuesta asimétrica del precio minorista ante cambios en el precio mayorista que han sido esbozadas por algunos autores se encuentran:

##### **II.5.1. Costos de Inventarios y Reposición**

Los «costos de inventarios y reposición» mencionados por Borenstein et al., (1997), sugieren que los precios minoristas reflejan no solo el precio mayorista vigente, sino también el costo del inventario adquirido con anterioridad. En este caso, las estaciones de servicio compran grandes volúmenes del producto a precios mayoristas que varían regularmente y luego los venden al consumidor final a precios minoristas. Esta dinámica genera un desfase temporal entre el momento de la compra al mayorista y la venta al consumidor, lo cual contribuye a la asimetría en la transmisión de precios.

Por un lado, si el precio mayorista se incrementa, las estaciones de servicio suelen subir rápidamente su precio, incluso si todavía están vendiendo inventario comprado a un precio más bajo. Se suele justificar este aumento señalando la necesidad de financiar la próxima reposición, que será más costosa, lo cual permitiría proteger los márgenes de ganancia futuros. Por otro lado, si el precio mayorista se reduce, las estaciones de servicio suelen mantener los precios minoristas elevados hasta agotar el stock anterior, comprado a un precio más alto. Solo una vez que se abastecen a menor precio, ajustan su precio. Este ajuste más lento generaría la asimetría observada en los precios.

### **II.5.2. Poder de Mercado**

El poder de mercado (Meyer et al., 2004) sostiene que una empresa, o un pequeño grupo de empresas con capacidad para influir en el precio sin perder clientes, puede trasladar aumentos de precios mayoristas al precio minorista de forma inmediata, pero demorar o atenuar el traspaso de las bajas en los precios mayoristas. Esto se traduce en una asimetría en magnitud o velocidad, que beneficia al oferente en detrimento del consumidor.

### **II.5.3. Expectativas**

Expectativas (Ball & Mankiw, 1994) sostiene que los minoristas pueden actuar en función de sus expectativas de mercado. Si consideran que una caída en el precio mayorista

es temporal, podrían no trasladarla al consumidor final. También puede haber una preferencia por la estabilidad de precios para evitar confundir o alienar a los clientes con oscilaciones constantes. Las empresas son más reacias a bajar precios porque temen que luego no puedan volver a subirlos sin perder clientes. Este factor es clasificado por algunos autores como una causa conductual, y puede actuar de forma independiente o combinada con otros factores estructurales (como, por ejemplo, el poder de mercado).

Un aspecto que se relaciona con este punto es el comportamiento estratégico y prácticas comerciales, que sostiene que algunos minoristas adoptan estrategias deliberadas de precios rígidos a la baja para mantener una imagen de estabilidad o exclusividad. Además, en mercados donde la percepción de calidad está ligada al precio, reducir el precio puede ser visto como un signo de menor valor. También puede haber coordinación tácita entre competidores para mantener precios estables (especialmente en oligopolios).

#### **II.5.4. Regulación, impuestos y subsidios**

Regulación, impuestos y subsidios (Bacon, 1991) sostiene que los controles de precios o topes regulatorios pueden generar rigidez en la baja o alza de precios. Subsidios cruzados o cargas fiscales (como impuestos especiales sobre combustibles o alimentos) pueden distorsionar la relación entre precios mayoristas y minoristas. En algunos casos, las regulaciones permiten subir precios con justificación (por inflación o costos), pero no obligan a reducirlos si los costos bajan.

En conclusión, la presente investigación utilizará la forma funcional propuesta por el modelo de decisión de precios y maximización de los beneficios de una empresa como punto de partida para realizar el análisis econométrico de la relación simétrica o asimétrica entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV. En caso de que se determine,

econométricamente, que existe una relación asimétrica, se utilizarán los otros modelos para evaluar los resultados.

## II.6. Síntesis comparativa de los mecanismos teóricos

En las secciones anteriores se han presentado diversos mecanismos teóricos que explican las posibles causas de la asimetría en la transmisión de precios entre los mercados mayorista y minorista. Estos mecanismos – costos de búsqueda, costos de menú, inventarios, poder de mercado, expectativas, regulación y no linealidades – se manifiestan a través de diferentes canales de ajuste y generan predicciones específicas sobre la velocidad y magnitud con la que los precios minoristas responden ante variaciones en los precios mayoristas.

Dado que el marco teórico incorpora múltiples enfoques, resulta pertinente sistematizar sus aportes en un esquema comparativo que permita visualizar, de manera integrada, los elementos esenciales de cada teoría y los modelos econométricos comúnmente utilizados para identificarlas. Esta síntesis facilita la comprensión global del fenómeno y consolida los fundamentos teóricos que orientan el análisis empírico desarrollado en los capítulos siguientes.

A continuación, se presenta un cuadro que resume los mecanismos teóricos revisados, sus principales autores de referencia, las predicciones que plantean respecto a la transmisión de precios, los modelos econométricos utilizados en la literatura para evaluarlos, así como sus implicancias para el caso específico del mercado minorista de GNV en Lima y Callao.

**Tabla 1. Síntesis comparativa de los mecanismos teóricos de la transmisión asimétrica de precios**

Mecanismo teórico	Autores de referencia	Predicciones sobre la asimetría	Modelos econométricos asociados
Costos de búsqueda e información imperfecta	Lewis (2009, 2011); Cabral & Fishman (2012); Eckert	Ajuste rápido ante aumentos y ajuste lento e incompleto ante reducciones, debido a	ECM/VECM asimétricos; TAR/MTAR; NARDL.

Mecanismo teórico	Autores de referencia	Predicciones sobre la asimetría	Modelos econométricos asociados
	(2002/2003); Bayer & Ke (2018)	fricciones de información y búsqueda limitada.	
Costos de menú y rigideces de ajuste	Peltzman (2000); Atil et al. (2014)	Ajustes rápidos ante incrementos y retraso ante disminuciones, dominado por rigideces de corto plazo.	ECM asimétrico; NARDL.
Costos de inventarios y reposición	Borenstein et al. (1997); Bachmeier & Griffin (2003)	Incrementos trasladados rápidamente por mayores costos de reposición; reducciones trasladadas lentamente debido a la defensa del valor del inventario.	ECM lineal tradicional.
Poder de mercado local, colusión tácita y precios focales	Deltas (2008); Balke et al. (1998); Eckert (2002); Balmaceda & Soruco (2008); Vásquez (2005); Bayer & Ke (2018); Eleftheriou et al. (2018)	Márgenes altos y transmisión rápida de aumentos y lenta de reducciones; posibles patrones de coordinación no explícita.	Panel ECM; ASpECM; TAR/MTAR.
Expectativas y aprendizaje	Lewis (2011); Cabral & Fishman (2012)	Los incrementos se transmiten rápidamente mientras que las reducciones se perciben como temporales, ajustándose de manera gradual.	ECM asimétrico; TAR/MTAR.
Regulación, impuestos y subsidios	Bacon (1991); Távora & Vásquez (2008)	Las reducciones pueden no transmitirse completamente debido a rigideces regulatorias, mientras que las alzas sí se transmiten.	ECM; modelos espaciales.
No linealidades, bandas de inacción e histéresis	Atil et al. (2014); Bagnai & Mongeau (2015); Bettendorf et al. (2003)	El ajuste depende del tamaño del shock; los pequeños pueden no trasladarse, mientras los grandes generan respuestas más rápidas e intensas.	NARDL; TAR/MTAR; threshold ECM.

La información sintetizada en el cuadro permite observar que los diferentes mecanismos no son excluyentes y, de hecho, pueden coexistir en un mismo mercado. La literatura señala que la asimetría positiva – es decir, un ajuste más rápido ante incrementos que ante disminuciones del precio mayorista – puede surgir por la interacción simultánea de factores como fricciones de búsqueda, estrategias de mercado, rigideces de ajuste,

expectativas y regulación. Esta combinación de fundamentos teóricos proporciona el marco conceptual necesario para interpretar los resultados econométricos de la presente investigación.

Finalmente, la revisión integrada de estos mecanismos ofrece una base sólida para el análisis empírico que se desarrolla en la siguiente sección, en la que se derivan formalmente las especificaciones utilizadas para estimar la transmisión asimétrica de precios en el mercado de GNV en Lima Metropolitana y el Callao.

## **II.7. Derivaciones empíricas del marco teórico**

A partir de los modelos teóricos revisados, es posible formular un conjunto de proposiciones empíricas que orientan la contrastación estadística del estudio. En términos generales, estos modelos buscan explicar las causas de la asimetría en la transmisión de precios entre el nivel mayorista y minorista, identificando los mecanismos que pueden generar respuestas diferenciadas ante incrementos o reducciones del precio mayorista.

El modelo de costos de menú sugiere que los minoristas ajustan sus precios con mayor rapidez ante incrementos, debido a que los costos administrativos y logísticos de reducirlos son relativamente más altos. En consecuencia, se espera una asimetría positiva de corto plazo, donde los incrementos se trasladan más rápido que las reducciones.

El modelo de costos de búsqueda plantea que, cuando los consumidores enfrentan dificultades para comparar precios entre estaciones, los minoristas tienen incentivos a mantener precios altos incluso cuando el precio mayorista disminuye. Por tanto, la magnitud de la asimetría debería ser mayor en zonas con menor densidad de competencia o con costos de desplazamiento elevados.

El modelo de poder de mercado predice que las empresas con mayor cuota local o menor número de competidores presentan una transmisión más lenta de las reducciones del

precio mayorista. Así, se espera que la intensidad de la asimetría aumente con la concentración de mercado.

El modelo de expectativas sugiere que los minoristas responden más rápidamente a incrementos, debido a la anticipación de presiones inflacionarias o de reposición de inventarios, lo cual refuerza la asimetría de corto plazo.

Finalmente, el modelo de regulación y subsidios indica que la existencia de marcos tarifarios o incentivos diferenciados puede mitigar la asimetría, al reducir los márgenes de discrecionalidad en la fijación de precios minoristas.

De este modo, el análisis empírico posterior permitirá contrastar si los resultados observados para el mercado de GNV en Lima Metropolitana y el Callao son consistentes con las predicciones teóricas respecto a la existencia y dirección de la asimetría en la transmisión de precios. No obstante, el modelo econométrico no busca identificar la causa específica de dicha asimetría – como rigideces estructurales, poder de mercado o limitaciones competitivas – sino verificar empíricamente su presencia y comportamiento en el tiempo, aportando evidencia que puede orientar futuras investigaciones o evaluaciones regulatorias más detalladas.

### **III. REVISIÓN DE LITERATURA EMPÍRICA**

#### **III.1. Antecedentes internacionales**

El primer análisis de la respuesta del precio minorista de la gasolina ante aumentos y reducciones del precio mayorista fue desarrollado por Bacon (1991). Su investigación fue motivada por la hipótesis de la Monopolies and Mergers Commission del Reino Unido acerca de la existencia de comportamientos anticompetitivos en el mercado minorista de los combustibles. Según esta hipótesis, las empresas, al ejercer su poder de mercado, tendían a

incrementar rápidamente los precios minoristas cuando se incrementaban el precio mayorista de la gasolina, y reduciéndolo lentamente cuando el precio mayorista se reducía.

Con el propósito de contrastar dicha hipótesis, Bacon (1991) desarrolló una metodología orientada para evaluar la existencia de respuesta asimétrica del precio minorista ante las variaciones del precio mayorista, planteamiento que denominó hipótesis de los cohetes y las plumas.

Este autor utilizó información mensual, desde junio de 1982 hasta enero de 1990, del precio mayorista de la gasolina, medido por el precio FOB en dólares americanos de la refinería de Rotterdam, que era el principal punto de producción de gasolina en el Reino Unido; del precio minorista de combustible, medido por el precio retail en libras esterlinas de la gasolina en Londres y del tipo de cambio entre la libra y el dólar. Los precios se tomaron sin considerar impuestos.

Así, modela la relación de largo plazo entre el precio mayorista y minorista de la forma:

$$N_t = A + Bt + P_t/E_t$$

Donde A y B son coeficientes por estimar,  $N_t$  es el precio minorista de la gasolina; t es la tendencia;  $P_t$  es el precio mayorista de la gasolina y  $E_t$  es el tipo de cambio. Bajo este modelo se espera que los cambios en el precio mayorista y el tipo de cambio se trasladen completamente al precio minorista; sin embargo, el autor considera también un escenario en el que estos cambios no se trasladen por completo.

Luego, para estimar la dinámica de la relación de corto plazo entre el precio mayorista y minorista propone un modelo de ajuste de precios que recoja la presencia de la asimetría incluyendo una forma cuadrática para el ajuste de la forma:

$$N_t = N_{t-1} + \alpha(A + Bt + P_{t-s}^\mu/E_{t-v}^\delta - N_{t-1})^2 + \beta(A + Bt + P_{t-s}^\mu/E_{t-v}^\delta - N_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Donde  $\beta$  es coeficiente de ajuste del precio minorista ante cambios en el precio mayorista;  $\alpha$  es el coeficiente de la velocidad del ajuste del precio;  $\mu$  es grado de traspaso del precio mayorista al minorista, que se asumía de 1 o total en el equilibrio de largo plazo;  $\delta$  es grado de traspaso del tipo de cambio al precio al minorista, que se asumía de 1 o total en el equilibrio de largo plazo.

Finalmente  $s$  y  $v$  son los rezagos óptimos del precio mayorista y del tipo de cambio que afectan al precio minorista y se calculan estimando diferentes números de rezagos y escogiendo aquel modelo que tiene mejores resultados, siendo  $s = 1$  y  $v = 2$  la mejor especificación. Debido a la no linealidad de los coeficientes, se estima el modelo usando el método de mínimos cuadrados no lineales.

Bacon (1991) demuestra la existencia de respuesta asimétrica de precios al determinar que el parámetro  $\alpha$  es positivo y significativamente diferente de cero con lo que los precios reaccionan con mayor velocidad ante incrementos de costos en comparación con las caídas. Asimismo, calcula que un incremento del precio mayorista de la gasolina en 0,01 libras por litro se traslada completamente al precio minorista en alrededor de 65 días y, una reducción tomaría 72 días.

Más adelante, Borenstein et al. (1997) propusieron una metodología nueva para estimar la hipótesis de los cohetes y las plumas de Bacon (1991), aplicándola al mercado de los combustibles en Estados Unidos. Para ello, utilizaron información quincenal, desde enero de 1986 hasta diciembre de 1992. Las variables consideradas incluyeron el precio spot del petróleo WTI, como un indicador del precio de la materia prima; el precio spot de la gasolina entregada en New York, como un indicador del precio de la gasolina en las refinerías; el

precio promedio de la gasolina en el terminal de venta de 37 ciudades, como un indicador del precio de la gasolina a nivel mayorista; y, el precio retail promedio de la gasolina en 33 ciudades. Todas las series se expresaron en centavos de dólar americano por galón de combustible y los precios se tomaron sin considerar impuestos.

Tomando como referencia la relación de largo plazo entre el precio mayorista y minorista de la gasolina propuesto por Bacon (1991), Borenstein et al. (1997) proponen la siguiente relación:

$$R_t = \phi_0 + \phi_1 C_t + \phi_2 \text{TIME}_t + \varepsilon_t$$

Donde  $\phi_0$ ,  $\phi_1$  y  $\phi_2$  son coeficientes de la relación de largo plazo,  $R_t$  es el precio minorista de la gasolina;  $\text{TIME}$  es la tendencia; y  $C_t$  es el precio mayorista, que en este caso puede ser el precio del petróleo, el precio spot de la gasolina entregada en New York o el precio de la gasolina en los terminales. Bajo este modelo se espera que los cambios en el precio mayorista se trasladen al precio minorista en una proporción  $\phi_1$ .

Para probar que existe una relación de largo plazo entre los precios, Borenstein et al. (1997) evalúan si las series son integradas de grado 1, es decir, que son estacionarias en primera diferencia, mediante la prueba de Dickey-Fuller; luego evalúa si estas series cointegran, mediante la prueba de raíz unitaria de Augmented Dickey-Fuller a los residuos de la relación de largo plazo.

Ahora bien, para modelar un proceso de ajuste de corto plazo que recoja la presencia de la asimetría, se separa el efecto de los cambios positivos (incrementos) y de los cambios negativos (reducciones) del precio mayorista, en la siguiente forma:

$$\Delta R_t = \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta C_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta C_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^n (\gamma_i^+ \Delta R_{t-i}^+ + \gamma_i^- \Delta R_{t-i}^-) + \theta_1 \left[ R_{t-1} - \left( \phi_0 + \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 \text{TIME}_t + \sum_{j=2}^p (\eta_j \text{SRVY}_{j,t}) \right) \right] + \varepsilon_t$$

Donde la variación del precio minorista ( $\Delta R_t$ ) es explicada por la suma de las variaciones positivas y negativas del precio mayorista ( $\Delta C_{t-i}^+, \Delta C_{t-i}^-$ ), rezagadas n periodos; por la suma de las variaciones positivas y negativas del precio minorista ( $\Delta R_{t-i}^+, \Delta R_{t-i}^-$ ), rezagadas n periodos; y la diferencia entre el precio minorista del periodo anterior y su valor de largo plazo. Para escoger el número óptimo de rezagos de las variaciones del precio mayorista y minorista, Borenstein et al. (1997) comparan la significancia estadística de agregar un rezago n mediante el estadístico F.

Asimismo, ante la posibilidad de que algunos elementos no observados que influyen el comportamiento del precio minorista – capturados en el término de error  $\varepsilon_t$  – pudieran estar correlacionados con el precio mayorista, Borenstein et al. (1997) agregan la variable  $\text{SRVY}_{j,t}$  destinada a controlar la posible estacionalidad de los datos, pues estos fueron recogidos de manera mensual o semanal en algunas ocasiones. Además, los autores instrumentalizaron el precio mayorista con el precio spot del petróleo Brent y Fortis en Inglaterra y con el precio de los futuros del petróleo a seis meses. En este contexto, la estimación se realiza mediante el método de mínimos cuadrados de dos etapas.

Borenstein et al. (1997) estiman cinco modelos para medir la existencia de asimetría entre diferentes precios, pero centran su atención en la relación entre el precio minorista y el precio del petróleo; en dicha relación demuestran la existencia de respuesta asimétrica al determinar que los parámetros  $\beta_i^+$  son mayores que los parámetros  $\beta_i^-$  con lo que el precio

minorista reacciona con mayor velocidad ante un incremento del precio del petróleo en comparación con una caída.

Por otra parte, se estima que el ajuste puede tomar alrededor de diez semanas siendo más rápido en incrementos que en caídas del precio mayorista con un factor de ajuste de largo plazo de 0,81; es decir, que un cambio en una unidad monetaria en el costo del petróleo genera un cambio en 0,81 unidades en el precio minorista.

Los resultados de Bacon (1991) y Borenstein et al. (1997) motivaron una serie de investigaciones que buscaban evaluar la robustez de los resultados ante cambios en las características de la información o en la especificación del modelo, que han obtenido resultados variados.

Balke et al. (1998) evaluaron si los resultados de Borenstein et al. (1997) se mantenían ante cambios en la cantidad de información y la frecuencia de esta, así como cambios en la especificación del modelo que mide la asimetría. Los autores evalúan la existencia de asimetría utilizando información semanal de las mismas variables de Borenstein et al. (1997) para Estados Unidos entre enero de 1987 y agosto de 1996, con y sin impuestos.

Para modelar el comportamiento de los precios, Balke et al. (1998) primero evalúan la estacionariedad de las series utilizando la prueba de Dickey-Fuller, encontrando que todas son estacionarias de grado 0. Posteriormente, evalúan la existencia de causalidad entre las series utilizando la prueba bidireccional de causalidad de Granger, encontrando que los precios en los niveles superiores de la cadena productiva, como son el precio spot del petróleo WTI o el precio spot de la gasolina entregada en New York, explican los precios en los niveles inferiores de la cadena, como el precio de la gasolina en el terminal de venta o el precio minorista de la gasolina.

Dados sus resultados, Balke et al. (1998) estiman dos especificaciones para la asimetría, la primera establece una relación en niveles y la otra en primeras diferencias, similar a la especificación de Borenstein et al. (1997) pero considerando también una posible asimetría en el componente de la respuesta de largo plazo considerado en la relación de corto plazo.

Estos autores encuentran evidencia de respuesta asimétrica bajo la especificación en diferencias, pero no en niveles; además encuentran que, cuando se evalúa el ajuste de las predicciones del modelo con asimetría en niveles y en diferencias, el segundo se ajusta mejor al comportamiento de los datos, lo que sugiere que la asimetría opera en la tasa de cambio de los precios. Asimismo, encuentran que cambios en el tamaño de la muestra no alteran sus resultados.

De manera similar, Bachmeier y Griffin (2003) evalúan si los resultados de Borenstein et al. (1997) son robustos a cambios en la frecuencia de la información y en cambios en la especificación del modelo que mide la asimetría. Bajo la hipótesis de que los cambios de los precios minoristas de la gasolina cambian de manera instantánea a los cambios en los precios del petróleo, Bachmeier y Griffin (2003) evalúan si el uso de una frecuencia semanal en lugar de diaria puede generar un sesgo de variable omitida debido a una mala especificación en la distribución de los rezagos del modelo.

Los autores evalúan la existencia de asimetría utilizando información diaria del precio spot del petróleo WTI y del precio spot a granel en el mercado regional de Texas durante el periodo comprendido enero de 1985 y diciembre de 1998.

En primer lugar, los autores advierten que la especificación del modelo de corrección de errores no simétrico propuesta por Borenstein et al. (1997) estima los coeficientes de la

relación de largo plazo dentro de la ecuación de corto plazo, lo cual no es un procedimiento estándar.

Por esta razón, para la modelación de la relación de corto plazo de los precios, Bachmeier y Griffin (2003) estiman un modelo de corrección de errores simétrico y otro no simétrico con frecuencia diaria, aplicando la metodología de dos etapas de Engel y Granger. Primero estiman la relación de largo plazo y calculan los errores de dicha relación para incorporarlos en la relación de corto plazo. Asimismo, estiman dos versiones de la especificación de Borenstein et al. (1997) con frecuencia semanal, una aplicando y otra sin aplicar la metodología de dos etapas.

Bachmeier y Griffin (2003) no encuentran evidencia de asimetría al usar la frecuencia diaria de los datos, pero si en frecuencia semanal, concluyendo que los ajustes del precio de la gasolina son casi instantáneos y simétricos, siendo un mercado con muy pocas rigideces. Así, concluyen que los hallazgos de Borenstein et al. (1997) se encontrarían sesgados debido a la frecuencia de sus datos.

En la misma línea, Bettendorf et al. (2003) analizan la presencia de asimetría en Holanda utilizando información diaria, entre enero de 1996 y diciembre de 2001, de los precios retail de la gasolina, sin impuestos, y el precio spot en dólares americanos de la refinería de Rotterdam, que es convertido usando el tipo de cambio del florín con el dólar. Los autores utilizan la misma relación de largo plazo de Bacon (1991) para modelar el comportamiento de los precios; sin embargo, para la relación de corto plazo utilizan una variación del modelo propuesto por Borenstein et al. (1997) que solo recoge rezagos de los cambios positivos y negativos del precio mayorista, la variación del tipo de cambio y el error de la relación de largo plazo.

Bettendorf et al. (2003) primero prueban si las series del precio minorista, del precio mayorista y del tipo de cambio son estacionarias de orden 1, mediante la prueba de Dickey-Fuller, y luego prueban la existencia de una relación de cointegración entre las variables usando la prueba de Johansen. Finalmente, estiman cinco modelos de corrección de errores asimétricos en los que la variación del precio minorista se mide por la variación semanal, es decir, comparando dos días iguales en semanas consecutivas, para los cinco días de la semana. Los autores concluyen que no existe evidencia robusta para aceptar la existencia de respuesta asimétrica en los precios de la gasolina en Holanda ya que la hipótesis de respuesta asimétrica se acepta o se rechaza dependiendo de la variable dependiente que se utilice.

Luego, otros autores han ampliado el modelo propuesto por Borenstein et al. (1997) para determinar si la asimetría podría explicarse por el poder de mercado que tienen las empresas minoristas.

Eckert (2002) analiza los precios semanales de la gasolina al por menor en Windsor, Ontario durante el periodo comprendido entre 1989 y 1994, y observa que estos responden más rápido ante aumentos que ante disminuciones en los precios al por mayor. El estudio busca explicar esta asimetría en la transmisión de precios sin recurrir a supuestos de colusión tácita.

Para ello, el autor desarrolla un modelo teórico de duopolio con movimientos alternos, basado en Maskin y Tirole (1988), en el cual las empresas se turnan para ajustar sus precios. En este marco, las reducciones de precio se interpretan como guerras de precios destinadas a ganar participación de mercado, mientras que los incrementos se asocian principalmente a ajustes de costos, que se producen cuando el precio minorista se aproxima al costo mayorista.

Entre sus principales hallazgos, Eckerd identifica un patrón cíclico en los precios minoristas, caracterizado por caídas graduales seguidas de aumentos rápidos, fenómeno que no se observa en los precios al por mayor.

Deltas (2008) evalúa la existencia de asimetría en la relación de los precios de la gasolina y el impacto del poder del mercado de las empresas minoristas en esta relación; para ello, estima un modelo de datos de panel con información mensual del precio retail de la gasolina (minorista) y en terminal de venta (mayorista) en 48 estados de Estados Unidos entre los años 1988 y 2002.

Considerando una versión del modelo de Borenstein et al. (1997), el autor estima cuatro modelos; dos de ellos son simétricos, considerando y no considerando el efecto de los márgenes en cada estado mientras que los otros dos son no simétricos con la misma consideración para los márgenes. Para calcular el margen de las empresas minoristas, el autor obtiene el promedio de la resta el precio mayorista del minorista en cada estado.

Deltas (2008) encuentra evidencia de respuesta asimétrica del precio minorista, la que es mayor en los estados donde los minoristas obtienen un mayor margen; así concluye que un mayor poder de mercado genera mayor asimetría en la respuesta del precio.

Por su parte, Balmaceda y Soruco (2008) evalúan la existencia de asimetría en la respuesta del precio minorista considerando la dinámica competitiva de las estaciones de servicio que venden la gasolina a los consumidores. Para ello, utilizan un modelo de datos de panel con información semanal del precio minorista de la gasolina de 93 octanos, la más demandada por los consumidores, en 44 estaciones de servicio ubicadas en Santiago de Chile entre marzo de 2001 y agosto de 2004 y del precio de la gasolina de 93 octanos en la refinería Concon, que es la principal fuente de abastecimiento de Santiago. Todas las series no consideran impuestos o aportes al fondo de estabilización de precios de los combustibles.

Balmaceda y Soruco (2008), considerando la forma funcional de Borenstein et al. (1997) para medir la relación de corto plazo del precio de la gasolina, confirman la existencia de respuesta asimétrica en Santiago. Asimismo, los autores mencionan que la política de la refinería Concon de publicar sus precios podría ser la causante de la asimetría ya que facilitaría la colusión tácita entre las estaciones de servicio, al brindarles un precio focal al cual alinearse para evitar guerras de precios.

Lewis (2009) analiza la persistencia de los efectos en los precios minoristas tras choques temporales en los precios mayoristas del mercado de gasolina, específicamente, a raíz del huracán Rita en 2005 y cómo estos efectos variaron según las características del mercado de cada ciudad, en Estados Unidos. Para ello, el autor utiliza datos diarios de precios mayoristas y minoristas sin impuestos para 85 ciudades del centro y este de Estados Unidos, empleando un análisis empírico mediante regresiones de corte transversal, controlando por costos mayoristas, márgenes históricos y la existencia de ciclos de precios minoristas (Edgeworth cycles).

Entre los principales hallazgos el autor encuentra que, si bien los aumentos mayoristas duraron solo unas semanas, los precios minoristas permanecieron altos durante casi dos meses en muchas ciudades, especialmente donde los picos mayoristas fueron más severos. Los precios minoristas subieron rápidamente tras los picos, pero bajaron lentamente cuando los precios mayoristas se normalizaron, generando márgenes minoristas amplios.

El autor encontró que las ciudades con competencia minorista más agresiva, manifestada en ciclos de precios (Edgeworth cycles), redujeron sus precios minoristas más rápido. Estas ciudades se caracterizaron por tener alta densidad poblacional y estaciones independientes concentradas en grandes cadenas (como Kroger o Speedway). Asimismo, las diferencias en precios minoristas entre ciudades persistieron más que las diferencias

mayoristas. Esto sugiere que tanto el tamaño del pico de precios como la estructura competitiva local influyen en la duración del efecto.

Luego de ello, el autor realiza un estudio complementario. Así, en Lewis (2011) formula un modelo conductual para explicar la dinámica general y estructural de precios asimétricos, incluso sin shocks externos. En efecto, Lewis (2011) desarrolla un modelo teórico de búsqueda con expectativas de precios ancladas en el pasado, generando predicciones asimétricas. Mediante este estudio, el autor explica por qué los precios suben más rápido que lo que bajan, con base en expectativas pasadas de los consumidores.

Supone que los consumidores basan su expectativa de precios en el precio promedio del periodo anterior. Si los precios suben (mayoristas), los consumidores perciben precios más bajos de lo esperado, buscan más y fuerzan a las estaciones a competir (márgenes bajos). Si los precios bajan, los consumidores creen que los precios son más altos de lo que realmente son, buscan menos, y las estaciones mantienen precios altos por más tiempo (márgenes altos). Esto genera una relación convexa entre costos y precios minoristas, explicando por qué los precios suben rápido, pero bajan lentamente.

Para ello, utiliza datos semanales de precios de estaciones en San Diego (2000–2001) y precios promedios en Los Ángeles (2000–2007), y un modelo de corrección de errores con umbrales no lineales (Threshold ECM) y simulaciones de comportamiento de búsqueda. Entre los principales hallazgos encuentra que el ajuste asimétrico surge porque los consumidores buscan menos cuando los precios caen, lo que desincentiva a las estaciones a bajar precios rápidamente.

En ese mismo sentido, Cabral y Fishman (2012), desarrollan un modelo teórico basado en la búsqueda de consumidores para explicar la rigidez de precios (price stickiness), es decir, que los precios minoristas responden con lentitud a los cambios en los costos y el

ajuste asimétrico de precios, es decir, que los precios aumentan más rápidamente ante alzas de costos que lo que disminuyen ante reducciones.

A diferencia de la literatura basada en los costos de menú, este estudio muestra que la incentivación de búsqueda por parte de los consumidores puede, por sí sola, generar tanto rigidez como asimetría en el ajuste de precios. La idea central del modelo es que una variación en el precio actúa como una señal de que los costos han cambiado, lo que puede inducir a los consumidores a buscar opciones alternativas.

Los vendedores ajustan sus precios únicamente cuando los beneficios esperados del ajuste superan los costos derivados de incentivar la búsqueda. Como consecuencia, muchas variaciones en los costos no se reflejen en los precios. Además, un leve incremento en los costos puede justificar un aumento de precios sin generar búsqueda adicional, ya que los consumidores suponen que los demás vendedores también han elevado sus precios.

Entre las predicciones empíricas derivadas del modelo se encuentran una mayor frecuencia de aumentos de precios frente a reducciones, reducciones más grandes, pero menos frecuentes, mayor correlación entre cambios de costo y precio en las subidas que en las bajadas, la asimetría es más pronunciada para pequeños cambios de costos.

Por su parte, Atil et al. (2014) investigan cómo las variaciones en los precios del petróleo crudo se transmiten, de manera asimétrica y no lineal, a los precios del gas natural (Henry Hub) y la gasolina, tanto en el corto como en el largo plazo. Para ello, los autores utilizan el modelo NARDL (*Nonlinear Autoregressive Distributed Lags*), para descomponer los choques positivos y negativos en los precios del crudo. Realizan un análisis conjunto de asimetrías dinámicas a corto y largo plazo utilizando datos mensuales de precios spot de WTI, gasolina y gas natural entre 1997 y 2012.

Tomando como punto de partida la especificación del modelo de corrección de errores propuesto por Granger (1981), Engle y Granger (1987) y Johansen (1988), el autor parte de una especificación de la relación de largo plazo entre el precio del petróleo ( $wti_t$ ) y el precio de la gasolina y del gas natural ( $y_t$ ) teniendo la siguiente relación:

$$\Delta y_t = \mu + \rho_y y_{t-1} + \rho_{wti} wti_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i \Delta wti_{t-i} + \varepsilon_t$$

Sin embargo, para evaluar la existencia de asimetría, Atil et al (2014) adopta el modelo de cointegración NARDL propuesto por Shin et al. (2014) que permite evaluar asimetría en el corto y largo plazo descomponiendo la variable del precio del petróleo ( $wti_t$ ) en dos variables que recogen las sumatorias parciales de los incrementos ( $wti_t^+$ ) y reducciones ( $wti_t^-$ ) de este precio considerando que:

$$wti_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta wti_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta wti_j, 0)$$

$$wti_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta wti_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta wti_j, 0)$$

Así, el modelo de cointegración de Shin et al. (2014) para recoger la asimetría en el corto y largo plazo quedaría de la forma:

$$\Delta y_t = \mu + \rho_y y_{t-1} + \rho_{wti}^+ wti_{t-1}^+ + \rho_{wti}^- wti_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta y_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=0}^{q-1} (\beta_i^+ \Delta wti_{t-1}^+ + \beta_i^- \Delta wti_{t-1}^-) + \varepsilon_t$$

Donde  $p$  y  $q$  representa el número de rezagos del precio de la gasolina y el gas natural, y del precio del petróleo, respectivamente. La presencia de asimetría de largo plazo se puede probar mediante una prueba de Wald para la hipótesis nula de  $\rho_{wti}^+ = \rho_{wti}^-$ .

Entre los principales resultados del estudio se encuentra que, para el caso de la transmisión dese el precio del petróleo hacia la gasolina, existe asimetría en la relación de corto plazo, pero simetría en la relación de largo plazo; además, encuentran que los choques negativos (bajadas) del precio del petróleo tienen mayor impacto sobre el precio de la gasolina que los positivos. Asimismo, concluyen que el ajuste de los precios a un nuevo equilibrio toma aproximadamente ocho meses.

Por su parte, para el caso de la transmisión del precio del petróleo al del gas natural, muestran la existencia de asimetría en la relación de largo plazo, pero simetría en la de corto plazo. Asimismo, encuentran que una reducción del 1% en el precio del petróleo genera una caída de 1,666% en el precio del gas natural mientras que, un incremento del 1% en el precio del petróleo crudo genera un aumento de 1,247% en el precio del gas natural.

Por su parte, Bagnai y Mongeau (2015) analizan la transmisión asimétrica y no lineal de los precios del crudo y del tipo de cambio euro/dólar hacia el precio minorista pre-impuestos de la gasolina en Italia, utilizando también un enfoque NARDL extendido (Shin et al., 2014; Greenwood-Nimmo et al., 2011) con presencia de histeresis (banda de inacción) y separación entre choques grandes y pequeños.

Los umbrales de inacción se estiman empíricamente mediante minimización de residuos (percentiles 16.5% y 83.5%). Asimismo, considera por separado los efectos del precio del crudo y del tipo de cambio, corrigiendo los errores de estudios previos que los combinaban implícitamente e introducen tres regímenes de ajuste (choques positivos, negativos y banda de inacción) con el propósito de capturar la respuesta no lineal del precio.

Para ello, los autores utilizan datos mensuales de 1994 a 2013 y variables como el precio del crudo (USD), tipo de cambio EUR/USD, precio minorista de gasolina sin impuestos (EUR/litro). Entre los principales resultados, los autores encuentran asimetría a largo plazo, para el caso del crudo; elasticidad de largo plazo ante caídas de precios de 0,60, la que es mayor que ante subidas, de 0,44; y asimetría negativa. Para el caso del tipo de cambio, encuentran que la elasticidad ante depreciaciones es de 0,81, siendo mayor que ante apreciaciones, de 0,47; y asimetría positiva. Asimismo, las respuestas a choques positivos y negativos son simétricas a corto plazo.

Finalmente, en relación con la histéresis o banda de inacción, presente solo para el crudo, encuentran que pequeños cambios de precio se transmiten casi completamente, mientras que choques grandes producen ajustes más lentos y diferenciados. Así, los autores concluyen que, ignorar la asimetría genera sesgos importantes en las estimaciones, particularmente subestimando el efecto de las depreciaciones.

En años más recientes, Bayer y Ke (2018) plantean un diseño experimental que incluye costos de búsqueda en dos niveles, del tipo Bertrand, es decir, de búsqueda gratuita, y del tipo Diamond, de búsqueda costosa. Asimismo, considera dos niveles de información sobre los shocks de costos, pública y privada; y, tres tipos de shocks de costos, aumento, constante, y reducción. En este contexto, los autores plantearon un juego de precios con dos vendedores y un comprador por período, con shock de costos introducido tras 15 periodos (de un total de 30) y 756 participantes, divididos en múltiples sesiones experimentales.

Entre los principales resultados, los autores obtienen asimetría presente en todos los escenarios, encontrando un ajuste asimétrico incluso en los entornos donde la teoría estándar (Bertrand o Diamond) no predice asimetría.

Asimismo, en relación con el impacto de la información, advierten que, cuando la información del shock es pública, la asimetría desaparece rápidamente (2–5 periodos) y cuando la información es privada, la asimetría persiste durante los 15 periodos. En relación con el costo de búsqueda, encuentran una menor asimetría inicial en los tratamientos con búsqueda costosa; sin embargo, la búsqueda costosa acelera la desaparición de la asimetría cuando el shock es público.

Por otro lado, en relación con la búsqueda adaptativa, los consumidores ajustan su propensión a buscar según el tipo de shock y el precio inicial observado. En particular, la búsqueda aumenta notablemente después de un shock negativo cuando este es conocido públicamente.

Para los autores, ni los costos de búsqueda ni la información privada son necesarios para que ocurra el fenómeno de «rockets and feathers»; basta con racionalidad limitada y expectativas adaptativas. El tratamiento Diamond-Privado mostró los efectos más perjudiciales para el consumidor, con precios persistentemente altos tras shocks negativos.

Finalmente, Eleftheriou et al. (2018) evalúan la existencia de la asimetría considerando la competencia espacial que existe en el mercado de combustibles, donde las estaciones de servicio suelen monitorear a su competencia cercana para decidir modificar sus precios. Para ello, utilizan información diaria del precio de la gasolina en siete municipalidades en el condado de Hudson, New Jersey, Estados Unidos entre enero de 2012 y diciembre de 2015.

Eleftheriou et al. (2018) parte de una relación de largo plazo entre el precio mayorista ( $SPG_{i,t}$ ) y minorista ( $NRPG_{i,t}$ ) de la gasolina que incorpora variables espaciales ( $NRPG_{i,t}^*$  y  $SPG_{i,t}^*$ ) de la forma:

$$\text{NRPG}_{i,t} = \gamma_0 i + \gamma_1 \text{SPG}_{i,t} + \gamma_2 \text{NRPG}_{i,t}^* + \gamma_3 \text{SPG}_{i,t}^* + u_{i,t}$$

Donde las variables espaciales se construyen como el promedio del precio mayorista ( $\text{SPG}_{i,t}$ ) y minorista ( $\text{NRPG}_{i,t}$ ) de las municipalidades diferentes a  $i$ , ponderado por la distancia de la municipalidad  $i$  hacia las otras  $h$ , que representa por la matriz  $w_{ih}$ , siendo calculadas de la forma:

$$x_{i,t}^* = \sum_{h \neq i}^N w_{ih} x_{ht}$$

Para la matriz espacial se cumple que, cuando  $h = i$ , la distancia es igual a cero; asimismo, si la distancia es superior a 8,58 km, también se asignará una distancia igual a cero y, en caso contrario, tomará el valor de 1. Este valor corresponde a la distancia que un automóvil podría recorrer en 10 minutos en búsqueda de combustible.

Por otro lado, la relación de corto plazo quedaría de la forma:

$$\begin{aligned} \Delta \text{NRPG}_{i,t} = & a_i + \sum_{j=0}^k \delta_j^+ \Delta \text{SPG}_{i,t-j}^+ + \sum_{j=0}^l \delta_j^- \Delta \text{SPG}_{i,t-j}^- + \sum_{j=1}^p c_j \Delta \text{NRPG}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_j^{*+} \Delta \text{SPG}_{i,t-j}^{*+} \\ & + \sum_{j=0}^m \delta_j^{*-} \Delta \text{SPG}_{i,t-j}^{*-} + \sum_{j=1}^s c_j^* \Delta \text{NRPG}_{i,t-j}^* + \lambda^+ \text{ECM}_{i,t-1}^+ + \lambda^- \text{ECM}_{i,t-1}^- \\ & + \lambda^{*+} \text{ECM}_{i,t-1}^{*+} + \lambda^{*-} \text{ECM}_{i,t-1}^{*-} + u_{i,t} \end{aligned}$$

Donde la variación del precio minorista ( $\Delta \text{NRPG}_{i,t}$ ) de cada municipalidad es explicada por un factor de características propias ( $a_i$ ); por las variaciones rezagadas del precio minorista de cada municipalidad ( $\Delta \text{NRPG}_{i,t-j}$ ); por las variaciones rezagadas del precio minorista de las municipalidades cercanas ( $\Delta \text{NRPG}_{i,t-1}^*$ ); por las variaciones positivas y negativas rezagadas del precio mayorista de las municipalidades cercadas ( $\Delta \text{SPG}_{i,t-j}^{*+}, \Delta \text{SPG}_{i,t-j}^{*-}$ ); por las variaciones positivas y negativas rezagadas de la relación de

largo plazo de cada municipalidad ( $ECM_{i,t-1}^+$ ,  $ECM_{i,t-1}^-$ ) y de las municipalidades cercanas ( $ECM_{i,t-1}^{*+}$ ,  $ECM_{i,t-1}^{*-}$ ), rezagadas un periodo.

Utilizando una estimación de datos de panel cointegrados, Eleftheriou et al. (2018) encuentra que el comportamiento asimétrico en la respuesta del precio de la gasolina se observa solo si se controla la dependencia espacial del precio de las diferentes municipalidades. Asimismo, encuentra que el ajuste de los desequilibrios de largo plazo es más rápido cuando se trata de desequilibrio negativos.

A manera de conclusión, es posible señalar que, la literatura económica sobre la asimetría en la transmisión de los precios (especialmente en mercados de gasolina) ha evolucionado desde enfoques empíricos descriptivos hasta sofisticados modelos teóricos experimentales, extendiéndose a diferentes mercados, estructuras de competencia y supuestos conductuales.

Como punto de partida, es posible agrupar aquellos estudios empíricos pioneros, tales como los trabajos de Bacon (1991), Borenstein et al. (1997) y Balke et al. (1998). En particular, Bacon (1991) acuña el término «rockets and feathers» al observar que los precios minoristas de gasolina en el Reino Unido suben rápido, pero bajan lentamente tras cambios en costos. Luego, Borenstein et al. (1997) extienden el análisis para Estados Unidos, encontrando evidencia de ajuste asimétrico el precio minorista de la gasolina. Estos autores proponen dos hipótesis explicativas: búsqueda de consumidores y colusión tácita con precios focales; y, Balke et al. (1998) sugieren que la asimetría puede deberse a costos de ajuste en refinación y diferencias de inventario, introduciendo causas técnicas no estratégicas.

Estos estudios son un punto de partida empírico y sientan las bases del debate teórico. Borenstein et al. amplían el análisis de Bacon con métodos más robustos y aplica hipótesis

económicas. Por su parte, Balke et al. introducen una explicación más técnica relacionada con fricciones en inventarios.

Luego, en un segundo momento, se tienen estudios con una evolución teórica estructural, tales como los trabajos de Deltas (2008), Eckert (2003), Cabral & Fishman (2012), Lewis (2011), Bayer & Ke (2018).

En particular, Deltas (2008) revisa la literatura y teoriza que la asimetría puede surgir de rigideces nominales, poder de mercado o conductas adaptativas, pero no presenta un modelo formal. Eckert (2003) y Lewis (2009) relacionan los Edgeworth cycles (patrones cíclicos de precios) con la velocidad de ajuste, hallando que donde hay competencia de precios dinámica, la asimetría es menor.

Cabral & Fishman (2012) construyen un modelo donde los precios son rígidos porque las firmas evitan inducir búsqueda informativa: los consumidores interpretan cualquier cambio como señal de variación de costos. Asimismo, Lewis (2011) muestra empíricamente que los márgenes condicionan la respuesta, con márgenes altos, las firmas no bajan precios porque los consumidores no buscan; y, Bayer & Ke (2018) demuestran experimentalmente que incluso sin fricciones informativas ni costos de búsqueda, la asimetría puede surgir por racionalidad limitada y aprendizaje adaptativo.

Todos estos estudios explican la asimetría desde modelos de búsqueda o aprendizaje, ampliando las hipótesis iniciales de Borenstein et al. (1997).

De manera posterior, en un tercer momento, se tienen estudios con enfoques empíricos avanzados con modelos NARDL, tales como los trabajos de Atil et al. (2014), Bagnai & Mongeau (2015), Bettendorf et al. (2003) y modelos que integran dependencia espacial como Eleftheriou et al (2018).

En particular, Atil et al. (2014) aplican modelos NARDL para identificar asimetrías tanto de corto como largo plazo en la transmisión del precio del petróleo al gas natural y la gasolina. Por su parte, Bagnai & Mongeau (2015) refinan el enfoque NARDL al introducir histéresis (bandas de inacción): los precios solo responden fuera de ciertos umbrales. Encuentran asimetría de largo plazo, no de corto, en Italia.

Finalmente, Bettendorf et al. (2003) estudian el mercado de los Países Bajos y hallan evidencia de asimetría dependiente del nivel de competencia, como en Lewis (2009).

Estos estudios empíricos se basan en el legado de Borenstein et al., pero integran técnicas modernas (NARDL) y refinamientos estructurales como histéresis y competencia espacial.

Por su parte, se tienen estudios de soporte o casos específicos, tales como el trabajo de Bachmeier & Griffin (2003) quienes cuestionan la asimetría en precios spot y concluyen que, en mercados eficientes, los precios spot sí responden simétricamente.

Estos estudios refuerzan que la asimetría se da más en segmentos minoristas, lo que apoya teorías de búsqueda e información imperfecta.

A manera de resumen, véase la siguiente tabla:

**Tabla 2. Estudios representativos y conexión**

<b>Enfoque</b>	<b>Estudios representativos</b>	<b>Conexión</b>
Búsqueda de consumidores	Borenstein et al., Lewis (2011), Cabral & Fishman, Bayer & Ke	Amplio consenso en que la asimetría puede emerger de fricciones informativas o expectativas
Colusión tácita / precios focales	Borenstein et al., Deltas	Teóricamente plausible, pero difícil de validar empíricamente
Rigideces nominales / ajuste de costos	Bacon (1991), Balke et al. (1998), Bagnai A., & Mongeau Ospina, C. A. (2015)	Explican rigidez, pero no siempre la asimetría direccional

<b>Enfoque</b>	<b>Estudios representativos</b>	<b>Conexión</b>
Competencia y ciclos de precios	Lewis (2009), Eckert	Mercados con Edgeworth cycles ajustan más rápido a la baja
Expectativas adaptativas y aprendizaje	Bayer & Ke (2018)	Introduce un nuevo canal: asimetría sin fricciones, vía comportamiento

### **III.2. Antecedentes nacionales**

Para el caso peruano, Vásquez (2005b) estima el modelo de Borenstein et al. (1997) para evaluar la existencia de asimetría en la respuesta de los precios para distintos puntos en la cadena productiva. Para ello, utiliza información mensual del precio minorista promedio nacional del diésel 2, del precio de la refinería La Pampilla, con y sin impuestos, del precio de paridad de importación publicado por Osinergmin y del precio spot del petróleo WTI entre enero de 1996 y febrero de 2003.

El autor estima una relación entre el precio minorista y el precio de la refinería y otra para el precio de la refinería y el precio spot del petróleo, encontrando que en ambos casos existe evidencia de presencia de la asimetría en la respuesta del precio.

Un estudio más completo fue desarrollado por Távara y Vásquez (2008) quienes estiman el modelo de Borenstein et al. (1997) para evaluar la presencia de asimetría en la respuesta de los precios promedios en estaciones de servicio de la gasolina de 84 y 90 octanos y del diésel 2 ante cambios en los precios mayoristas de estos, medidos por el precio de paridad de importación publicado por Osinergmin para cada combustible. El análisis se hace para doce departamentos del Perú, utilizando información mensual entre febrero del 2003 y mayo del 2007.

Távara y Vásquez (2008) encuentran que el precio minorista de los combustibles reacciona con mayor intensidad frente a aumentos en el precio mayorista que frente a

disminuciones de este en 26 de las combinaciones de combustible – departamento sobre un total de 36. Además, encuentran que la relación de largo plazo desde el combustible mayorista al minorista no es completa; es decir, que los incrementos o reducciones del precio mayorista solo se trasladan en una parte al precio minorista.

El estudio de Távora y Vásquez (2008), mencionado anteriormente, realiza una evaluación de la relación asimétrica en la respuesta de los precios promedios en estaciones de servicio de la gasolina de 84 y 90 octanos y del diésel 2 ante cambios en los precios mayoristas de estos, en el departamento de Piura, utilizando información mensual entre febrero del 2003 y mayo del 2007.

Los autores encuentran que la relación de largo plazo entre el precio mayorista y minorista es de 0,43, 0,50 y 0,45 para el diésel 2, la gasolina de 84 y 90 octanos, respectivamente. Es decir, que un cambio en S/ 1 en el precio mayorista solo se traslada hacia el precio minorista en S/ 0,43, 0,50 y 0,45, respectivamente. Asimismo, encuentran que el mecanismo de corrección de errores en Piura, mediante el cual se va ajustando el precio minorista para alcanzar la relación de largo plazo con el precio mayorista, es mucho más lenta que la observada en otros departamentos.

Por otro lado, encuentran que para la gasolina de 84 y 90 octanos no existiría asimetría en la relación del precio minorista y mayorista mientras que para el diésel 2 si, siendo esta favorable para los consumidores ya que la reacción ante las reducciones del precio mayorista es mayor que ante incrementos.

En el caso del diésel 2, encuentran que el impacto de un incremento del precio mayorista tomaría 6 meses en completarse, mientras que el impacto de una reducción solo 4 meses. Finalmente, encuentran que en el caso del diésel 2 la asimetría generaría ahorros a los

consumidores de hasta en S/ 1,0 por galón mientras que, en el caso de la gasolina de 90 octanos, el consumidor pagaría S/ 0,2 por efecto de la asimetría.

Por su parte, De la Cruz et al. (2021) evalúa las asimetrías en el precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana con información semanal entre enero de 2017 y mayo de 2021 utilizando un modelo de corrección de errores asimétrico espacial siguiendo el trabajo de Eleftheriou et al. (2018).

En este caso específico De la Cruz et al. (2021) estima el modelo con información a nivel de estaciones de servicio, además, ajusta la distancia máxima entre estaciones de 8,58 km considerado por Eleftheriou et al. (2018) a solo un kilómetro,

Los autores encuentran que existe asimetría en la respuesta del precio del gasohol de 90 octanos frente a cambios en el precio del petróleo WTI y que el ajuste hacia la relación de largo plazo sería lento, encontrándose en un rango entre 2,4% y 4,6% de ajuste a la semana.

En general, los trabajos que estudian este fenómeno llegan a la conclusión de la existencia de asimetría en la respuesta de precios; sin embargo, es necesario estimar diversas especificaciones de la relación de corto plazo para tener resultados robustos. La metodología más utilizada es el modelo de corrección de errores no simétrico propuesto por Borenstein et al. (1997) que permite estimar relaciones de corto y largo plazo entre dos variables ante choques positivos o negativos de las variables explicativas; sin embargo, propuestas más recientes evalúan también el impacto de la cercanía competitiva entre estaciones de servicio y su impacto en el proceso de ajustes de los precios.

Finalmente, además de los estudios que analizan directamente la asimetría en la transmisión de precios, existe evidencia nacional relevante que examina la estructura competitiva del mercado del GNV desde una perspectiva espacial, aportando elementos complementarios para la interpretación de los resultados de la presente investigación.

Un antecedente nacional relevante, aunque con un enfoque metodológico distinto al de la presente investigación, es el documento de trabajo elaborado por Vásquez, Rojas y Aurazo (2021), que evalúa la existencia de coordinaciones de precios entre comercializadores minoristas de GNV en un contexto de competencia espacial. En dicho estudio, los autores analizan el comportamiento competitivo del mercado minorista de GNV en Lima Metropolitana y el Callao durante el período 2011–2015, empleando un modelo de competencia espacial generalizada basado en el marco teórico de Capozza y Van Order (1978).

A diferencia de los estudios centrados en la transmisión de precios entre niveles de la cadena, este trabajo se enfoca en evaluar la existencia de coordinación de precios entre estaciones de servicio a partir de la interacción estratégica entre competidores cercanos geográficamente. Un elemento central de su contribución es que aprovecha la particularidad del mercado peruano de GNV, donde el costo marginal del gas natural es conocido y altamente estable debido al marco regulatorio y contractual – especialmente al precio en boca de pozo del Lote 88 –, lo que permite una identificación precisa de los parámetros de conducta competitiva en el segmento minorista.

Los resultados de Vásquez, Rojas y Aurazo (2021) sugieren la existencia de un grado significativo de coordinación de precios asociada a la competencia espacial, consistente con episodios de colusión detectados posteriormente por la autoridad de competencia peruana (Indecopi). En particular, el estudio muestra que las decisiones de precios de las estaciones responden con mayor intensidad a la presencia y comportamiento de estaciones cercanas que a variaciones en los costos regulados del gas natural, reforzando la idea de que la dinámica competitiva relevante del mercado de GNV se concentra en el segmento minorista y en su estructura territorial.

Este antecedente resulta especialmente relevante para la presente investigación, en tanto proporciona un marco empírico que complementa el análisis de asimetrías en la transmisión de precios desarrollado en este trabajo, que también incluye un enfoque de competencia espacial. Así, mientras que la investigación de Vásquez, Rojas y Aurazo (2021) se centra en la coordinación espacial y el poder de mercado en el nivel minorista, la presente investigación analiza la forma en que las variaciones del precio mayorista regulado se transmiten – de manera incompleta y asimétrica – hacia los precios al consumidor final y como impactan los precios de los competidores cercanos a dicha transmisión. En conjunto, ambos enfoques contribuyen a una comprensión más integral del funcionamiento del mercado de GNV en el Perú, destacando el rol predominante de los factores institucionales, contractuales y espaciales.

#### **IV. HIPÓTESIS**

##### **IV.1. Hipótesis general**

En Lima Metropolitana y Callao existió asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV entre enero de 2013 y diciembre de 2024.

##### **IV.2. Hipótesis específicas**

1. En Lima Metropolitana y Callao, los cambios en el precio mayorista de GNV no se trasladan en su totalidad al precio minorista, en el largo plazo entre enero de 2013 y diciembre de 2024.
2. En Lima Metropolitana y Callao, el proceso de ajuste del precio minorista del GNV ante cambios en el precio mayorista fue lento, en el corto plazo, entre enero de 2013 y diciembre de 2024.
3. En Lima Metropolitana y Callao, una reducción de S/ 1 en el precio mayorista del GNV tomó muchas semanas en trasladarse al precio minorista; mientras que un

incremento de S/ 1 en el precio mayorista del GNV tomó pocas semanas en trasladarse entre enero de 2013 y diciembre de 2024.

4. En Lima Metropolitana y Callao, el consumidor final pagó un sobreprecio por la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV entre enero de 2013 y diciembre de 2024.
5. En Lima Metropolitana y Callao, las decisiones de precios de las estaciones de servicio que comercializan GNV influyen en las de las estaciones cercanas y genera generando asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV enero de 2013 y diciembre de 2024.



## V. LINEAMIENTOS METODOLÓGICOS

### V.1. Definición y Operacionalización de las Variables

Variable	Definición Conceptual	Definición operacional	Dimensiones	Indicador	Fuente
<b><u>Variable Dependiente</u></b>					
Precio minorista del GNV	Precio cobrado por las estaciones de servicio por la venta del GNV. En soles (S/) por metro cúbico.	Precio promedio del GNV reportado por las estaciones de servicio.	Geográfica	Precio promedio del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.	Osinermin (s.f.a)
			Temporalidad	Precio promedio semanal del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.	
<b><u>Variable Independiente</u></b>					
Precio mayorista del GNV	Precio cobrado por el distribuidor mayorista por la venta del GNV. En soles (S/) por metro cúbico.	Precio del GNV reportado por Calidda.	Temporalidad	Precio semanal del GNV en Boca de Pozo. Precio semanal del GNV en Boca de Pozo más cargos por Transporte y Distribución.	Osinermin (s.f.b)
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Precio cobrado por las estaciones de servicio por la venta del Gasohol de 90 octanos. En soles (S/) por litro.	Precio promedio del Gasohol de 90 octanos reportado por las estaciones de servicio.	Temporalidad	Precio promedio semanal del Gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao.	Osinermin (s.f.b)
Precio minorista del Diesel B5-S50	Precio cobrado por las estaciones de servicio por la venta del Diesel B5-S50. En soles (S/) por litro.	Precio promedio del Diesel B5-S50 reportado por las estaciones de servicio.	Temporalidad	Precio promedio semanal del Diesel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao.	Osinermin (s.f.b)

## **V.2. Marco Metodológico**

### **V.2.1. Sujetos de Investigación**

La presente investigación se realiza para Lima Metropolitana y el Callao, buscando analizar la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV. En tal sentido, la unidad de análisis, en el lado mayorista, serán los precios de Calidda; mientras que, en el lado minorista, serán las estaciones de servicio que operan Lima Metropolitana y el Callao.

La presente investigación utiliza la información de precios de la totalidad de estaciones de servicio de Lima Metropolitana y el Callao y de Calidda, para analizar la existencia de la asimetría entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV entre enero de 2013 y diciembre de 2024; en tal sentido, no se realizará un muestreo para la recolección de datos, sino que se utilizará información de toda la población.

Para mayores detalles sobre el enfoque, el diseño, el nivel y el tipo de investigación que se llevará a cabo, consultar el Anexo B.

### **V.3. Métodos y Procedimientos**

Siguiendo lo propuesto por Borenstein et al. (1997) y por Távara y Vásquez (2008), se determina la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao a través de la estimación de un modelo de corrección de errores no simétrico, el que permite estimar relaciones de corto y largo plazo entre dos variables ante choques positivos o negativos de una de ellas.

Posteriormente, siguiendo lo propuesto por Atil et al. (2014), se ampliará el modelo de corrección de errores no simétrico para considerar la presencia de asimetría en el corto y en el largo plazo.

Finalmente, siguiendo lo propuesto por Eleftheriou et al. (2018) y De la Cruz et al. (2021) se desarrollará un modelo de corrección de errores no simétrico espacial, que permita recoger el impacto del comportamiento de las estaciones de servicio cercanas sobre el comportamiento de cada estación de servicio que comercializa GNV en Lima Metropolitana y el Callao.

Siguiendo el método propuesto por Borenstein et al. (1997), el primer paso para estimar un modelo de corrección de errores no simétrico consiste en determinar si los precios minoristas y mayorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao son series estacionarias.

En segundo lugar, se debe determinar la existencia de una relación de largo plazo mediante una prueba de cointegración. Luego, se estima un modelo de corrección de errores simétrico para la relación de corto plazo, la que será un punto base de comparación con la estimación de las relaciones no simétricas posteriores.

Finalmente, se plantea el modelo de corrección de errores no simétrico de acuerdo con lo establecido por Borenstein et al. (1997), ampliándolo para considerar asimetría de corto y largo plazo, según el enfoque de Atil et al. (2014) y para incluir las variables espaciales que considera en su modelo Eleftheriou et al (2018) en la relación de largo plazo y en la relación de corto plazo no simétrica.

### **V.3.1. Estacionariedad**

De acuerdo con Everitt & Skrondal (2010), la estacionariedad es un término que describe el comportamiento de equilibrio de una serie de datos. Por lo general se refiere a una serie en la que su media, su varianza y covarianza no cambian con el tiempo.

De acuerdo con Greene (2018), muchas series temporales económicas presentan tendencias marcadas, por lo que no son estacionarias. Esta situación genera que no se puedan utilizar los métodos tradicionales de estimación, como mínimos cuadrados ordinarios, en este tipo de series.

Sin embargo, muchas de estas series son estacionarias en primeras diferencias; es decir, que el nivel de una serie de tiempo ( $y_t$ ) no es estacionario, pero su primera diferencia ( $y_t - y_{t-1}$ ) sí lo es. A las variables estacionarias en niveles se les conoce como  $I(0)$  o variables integradas de orden cero, mientras que a las variables estacionarias en primeras diferencias se les conoce como  $I(1)$ , variables integradas de orden uno o variables con raíz unitaria.

Para determinar si una serie es estacionaria se utilizará el método de Dickey & Fuller (1979), el método de Phillips & Perron (1988), y el método de Dickey & Fuller GLS propuesto por Elliott, Rothenberg y Stock (1996). Todos estos métodos prueban la hipótesis nula de que la variable analizada posee raíz unitaria contra una hipótesis alternativa de que la variable sigue un comportamiento estacionario. Adicionalmente, estos métodos permiten evaluar diversas especificaciones para modelar el comportamiento de la serie. Así, se puede incluir la presencia de una constante o incluir la presencia de tendencia; asimismo, pueden controlar la presencia de autocorrelación en la serie incluyendo valores rezagados de la primera diferencia de la variable.

Estas pruebas serán aplicadas al precio minorista y el mayorista para determinar si son series  $I(0)$  o  $I(1)$ , ante diversas especificaciones en el comportamiento de la serie.

### **V.3.2. Cointegración y relación de largo plazo**

De acuerdo con Everitt & Skrondal (2010), un vector de series de tiempo no estacionarias está cointegrado si una combinación lineal de la serie individual es estacionaria. La cointegración facilita la comprobación de la hipótesis de que existe una relación de largo plazo entre series no estacionarias.

De acuerdo con Greene (2018), si dos series son integradas de orden 1 y existe alguna una combinación lineal de ellas cuyo residuo es integrado de orden 0, entonces existirá una relación de largo plazo entre estas variables, que representa la forma en la que ambas se mueven en el

tiempo, y una relación de corto plazo entre ellas, que representa la forma en la que se relacionan las desviaciones de corto plazo de las variables mientras regresan a su equilibrio de largo plazo.

Para determinar el número de ecuaciones de cointegración en un modelo de corrección de errores se pueden utilizar dos métodos establecidos por Johansen (1995), el del estadístico de la traza y el de máximo eigen valor. En el caso particular de la relación entre el precio minorista y el mayorista, al ser solo dos variables, el método de Johansen debería encontrar que existiría al menos una combinación lineal de las variables que tenga un error integrado de orden 0.

En tal sentido, si en la definición del orden de integración del precio minorista y el mayorista se encontró que estas son I(1), y se encuentra una relación de cointegración mediante los métodos de Johansen (1995), entonces se estimará una relación de largo plazo entre el precio minorista y el mayorista de la forma:

$$Pmin_t^{GNV} = \phi_0 + \phi_1 Pmay_t^{GNV} + \phi_2 Pmin_t^{G90} + \phi_3 Pmin_t^{Dies} + \phi_4 TREND + \varepsilon_t$$

Donde el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $Pmin_t^{GNV}$ ) es explicado por el precio mayorista del GNV ( $Pmay_t^{GNV}$ ), que puede ser el precio mayorista en Boca de Pozo, o el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución; el precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $Pmin_t^{G90}$ ); el precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $Pmin_t^{Dies}$ ); y por la tendencia (TREND).

Ahora bien, la estimación de la relación de largo plazo se debe realizar de manera conjunta con la de corto plazo, como se verá más adelante, utilizando un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (en adelante, ARDL) en el programa STATA 17. De esta estimación se encuentran los coeficientes de la relación de largo plazo, cuyas características se describen en la siguiente tabla:

**Tabla 3. Características de los coeficientes de la relación de largo plazo**

<b>Coefficientes estimados</b>	<b>Interpretación</b>
$\phi_0$	Coefficiente autónomo.

$\phi_1 = \frac{\partial P_{\min_t}^{GNV}}{\partial P_{\max_t}^{GNV}} > 0$	La relación entre el precio minorista y el precio mayorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. Se espera que sea positiva. Por ejemplo, un incremento de S/ 1,00 en el precio mayorista del GNV genera un incremento de S/ $\phi_1$ en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.
$\phi_2 = \frac{\partial P_{\min_t}^{GNV}}{\partial P_{\min_t}^{G90}} > 0$	La relación entre el precio minorista del GNV y el precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao. Se espera que sea positiva al ser productos considerados sustitutos.
$\phi_3 = \frac{\partial P_{\min_t}^{GNV}}{\partial P_{\min_t}^{GDies}} > 0$	La relación entre el precio minorista del GNV y el precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao. Se espera que sea positiva al ser productos considerados sustitutos.
$\phi_4 = \frac{\partial P_{\min_t}^{GNV}}{\partial TREND} > < = 0$	La relación entre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y la tendencia, puede ser positiva, negativa o igual a cero.

Asimismo, de acuerdo con Gregory & Hansen (1996) puede ocurrir que, aunque exista un vector cointegrante que genere que una combinación lineal de variables no estacionarias sea estacionaria, este vector podría haberse desplazado en un punto desconocido dentro de la muestra. En ese contexto, se utilizará la prueba de Gregory & Hansen (1996) para evaluar la existencia de un cambio en la relación de largo plazo.

Los resultados de la estimación serán evaluados económicamente, para lo cual se debe verificar que los signos de las relación entre las variables y la interpretación de los coeficientes estimados.

Posteriormente, se realiza una evaluación estadística en la que se probará primero la significancia individual de cada coeficiente estimado, mediante el método de Wald para una hipótesis lineal simple de que  $\phi_i = 0$ .

### V.3.3. Modelo de corrección de errores simétrico y relación de corto plazo

Finalmente, si se ha definido que el orden de integración del precio minorista y el mayorista son I(1) y que existe cointegración entre estas variables, entonces se estima una relación de corto

plazo o un modelo de corrección de errores entre el precio minorista y el mayorista siguiendo un modelo ARDL de la forma:

$$\Delta Pmin_t^{GNV} = \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta Pmay_{t-i}^{GNV} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Pmin_{t-i}^{GNV} + \sum_{i=0}^o \delta_i \Delta Pmin_{t-i}^{G90} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta Pmin_{t-i}^{Dies} + \theta_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + u_t$$

Donde  $\Delta Pmin_t^{GNV}$  es la variación o primera diferencia del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao;  $\Delta Pmay_t^{GNV}$  es la variación o primera diferencia del precio mayorista del GNV;  $\Delta Pmin_t^{G90}$  es la variación o primera diferencia del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao;  $\Delta Pmin_t^{Dies}$  es la variación o primera diferencia del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao;  $\hat{\epsilon}_t$  es el error de la relación de corto plazo;  $\theta_1$  es el coeficiente que mide la velocidad en la que las desviaciones de corto plazo se ajustan hacia la relación de largo plazo; finalmente n es número de rezagos a incluir en el modelo.

La estimación se realiza mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios para un modelo ARDL, utilizando el programa STATA 17, donde se estimará de manera conjunta a la relación de corto y largo plazo. De esta estimación se encuentran los coeficientes de la relación de corto plazo, cuyas características se describen en la siguiente tabla:

**Tabla 4. Características de los coeficientes de la relación de corto plazo**

Coeficientes estimados	Interpretación
$\beta_m = \frac{\partial \Delta Pmin_t^{GNV}}{\partial \Delta Pmay_{t-n}^{GNV}} > \leq 0$	La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de la variación del precio mayorista del GNV. Por ejemplo, un incremento de S/ 1,00 en la variación del precio mayorista del GNV n periodos atrás, genera un incremento de S/ $\beta_n$ en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.
$\gamma_n = \frac{\partial \Delta Pmin_t^{GNV}}{\partial \Delta Pmin_{t-n}^{GNV}} > \leq 0$	La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de esta variable.

Coeficientes estimados	Interpretación
$\delta_o = \frac{\partial \Delta P_{\min_t}^{GNV}}{\partial \Delta P_{\min_t}^{G90}} > \leq 0$	La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de la variación del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao.
$\pi_p = \frac{\partial \Delta P_{\min_t}^{GNV}}{\partial \Delta P_{\min_t}^{Dies}} > \leq 0$	La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de la variación del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao.
$\theta_1 = \frac{\partial \Delta P_{\min_t}^{GNV}}{\partial \hat{\varepsilon}_{t-1}} < 0$	La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo. Por ejemplo, un desvío de S/ 1,00 en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de S/ $\theta_1$ en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Como paso previo para la evaluación de los resultados, se determinará el número de rezagos por utilizar en la regresión. Para ello se utiliza el criterio de información de Akaike para determinar el número de rezagos m, n, o y p, escogiéndose aquella combinación que presente los mejores resultados.

Una vez escogido el valor de los rezagos, los resultados de la estimación se evalúan económicamente, para lo cual se verifica que el signo de la relación entre la variación del precio minorista y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo resulte negativo y se determinará el signo de las demás relaciones. De igual forma, se realiza la interpretación de los coeficientes estimados.

Posteriormente, se realiza una evaluación estadística en la que se prueba primero la significancia individual de cada coeficiente estimado, mediante el método de Wald para una hipótesis lineal simple de que  $\beta_i, \gamma_i, \delta_i, \pi_i, \theta_1 = 0$ .

De igual forma, en caso de que la prueba de Gregory & Hansen (1996) haya determinado la existencia de un quiebre en la relación de cointegración, se agregarán como regresores a la

relación de corto y largo plazo aquellos que permitan recoger el cambio de la relación desde el periodo detectado.

### V.3.4. Modelo de corrección de errores no simétrico y relación de corto plazo

Como se ha mencionado, la relación de corto plazo presentada en la sección anterior es simétrica; es decir, que no diferencia el impacto de una variación positiva del precio mayorista, en la variación del precio minorista, del impacto de una variación negativa del precio mayorista. Para ello se utiliza el modelo de corrección de errores no simétrico siguiendo el modelo de Borenstein et al. (1997), que tiene la forma:

$$\begin{aligned} \Delta Pmin_t^{GNV} = & \delta_0 + \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \Delta Pmay_{t-i}^{GNV+} + \beta_i^- \Delta Pmay_{t-i}^{GNV-}) \\ & + \sum_{i=1}^n (\gamma_i^+ \Delta Pmin_{t-i}^{GNV+} + \gamma_i^- \Delta Pmin_{t-i}^{GNV-}) + \sum_{i=0}^o \delta_i \Delta Pmin_{t-i}^{G90} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta Pmin_{t-i}^{Dies} \\ & + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

Donde la primera diferencia del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{GNV}$ ) es explicada por los valores positivos de la primera diferencia del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV+}$ ) y rezagada m periodos ( $\Delta Pmay_{t-1}^{GNV+}$ ,  $\Delta Pmay_{t-2}^{GNV+}$  y  $\Delta Pmay_{t-m}^{GNV+}$ )<sup>11</sup>; por los valores negativos de la primera diferencia del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV-}$ ) y rezagada m periodos ( $\Delta Pmay_{t-1}^{GNV-}$ ,  $\Delta Pmay_{t-2}^{GNV-}$  y  $\Delta Pmay_{t-m}^{GNV-}$ )<sup>12</sup>; por los n rezagos de los valores positivos de la primera diferencia del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{t-1}^{GNV+}$ ,  $\Delta Pmin_{t-2}^{GNV+}$  y  $\Delta Pmin_{t-n}^{GNV+}$ )<sup>13</sup>; por los n rezagos de los valores negativos de la

<sup>11</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es negativo, estas variables toman el valor de cero.

<sup>12</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es positivo, estas variables toman el valor de cero.

<sup>13</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es negativo, estas variables toman el valor de cero.

primera diferencia del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{t-1}^{GNV-}$ ,  $\Delta Pmin_{t-2}^{GNV-}$  y  $\Delta Pmin_{t-n}^{GNV-}$ )<sup>14</sup>; por los o rezagos de la primera diferencia del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{G90}$ ,  $\Delta Pmin_{t-1}^{G90}$  y  $\Delta Pmin_{t-0}^{G90}$ ); por los p rezagos de la primera diferencia del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{Dies}$ ,  $\Delta Pmin_{t-1}^{Dies}$  y  $\Delta Pmin_{t-p}^{Dies}$ ); y por el primer rezago del error de la relación de largo plazo ( $\hat{\epsilon}_{t-1}$ ).

La estimación de la relación de corto plazo se realiza mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios, utilizando el programa STATA 17, donde se estimará de manera conjunta a la relación de corto y largo plazo. De esta estimación se encuentran los coeficientes de la relación de corto plazo, cuyas características se describen en la siguiente tabla:

**Tabla 5. Características de los coeficientes de la relación de corto plazo**

<b>Coefficientes estimados</b>	<b>Interpretación</b>
$\beta_n^+ = \frac{\partial \Delta Pmin_t^{GNV}}{\partial \Delta Pmay_{t-n}^{GNV+}} >< \underset{= 0}{}$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de los valores positivos de la variación del precio mayorista del GNV.</p> <p>Por ejemplo, un incremento de S/ 1,00 en la variación del precio mayorista del GNV n periodos atrás, genera un incremento de S/ <math>\beta_n^+</math> en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.</p>
$\beta_n^- = \frac{\partial \Delta Pmin_t^{GNV}}{\partial \Delta Pmay_{t-n}^{GNV-}} >< \underset{= 0}{}$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de los valores negativos de la variación del precio mayorista del GNV.</p> <p>Por ejemplo, una reducción de S/ 1,00 en la variación del precio mayorista del GNV n periodos atrás, genera una reducción de S/ <math>\beta_n^-</math> en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.</p>
$\gamma_n^+ = \frac{\partial \Delta Pmin_t^{GNV}}{\partial \Delta Pmin_{t-n}^{GNV+}} >< \underset{= 0}{}$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de los valores positivos de esta variable.</p>
$\gamma_n^- = \frac{\partial \Delta Pmin_t^{GNV}}{\partial \Delta Pmin_{t-n}^{GNV-}} >< \underset{= 0}{}$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de los valores negativos de esta variable.</p>

<sup>14</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es negativo, estas variables toman el valor de cero.

Coeficientes estimados	Interpretación
$\delta_o = \frac{\partial \Delta P_{\min_t}^{GNV}}{\partial \Delta P_{\min_t}^{G90}} > \leq 0$	La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de la variación del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao.
$\pi_p = \frac{\partial \Delta P_{\min_t}^{GNV}}{\partial \Delta P_{\min_t}^{Dies}} > \leq 0$	La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el rezago n de la variación del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao.
$\theta_1 = \frac{\partial \Delta P_{\min_t}^{GNV}}{\partial \hat{\varepsilon}_{t-1}} < 0$	La relación entre la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo. Por ejemplo, un desvío de S/ 1,00 en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de S/ $\theta_1$ en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Como paso previo para la evaluación de los resultados, se determinará el número de rezagos n por utilizar en la regresión. Para ello se comparan los valores de los estadísticos de Akaike, Schwarz y el R-cuadrado ajustado de los modelos con m, n, o y p =1,2,3,... rezagos, escogiéndose aquel valor n que presente los mejores resultados.

Una vez escogido el valor de los rezagos, los resultados de la estimación se evalúan económicamente, para lo cual se verifica que el signo de la relación entre la variación del precio minorista y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo resulte negativo y se determinará el signo de las demás relaciones. De igual forma, se realiza la interpretación de los coeficientes estimados.

Posteriormente, se realiza una evaluación estadística en la que se prueba primero la significancia individual de cada coeficiente estimado, mediante el método de Wald para una hipótesis lineal simple de que  $\beta_i^+, \beta_i^-, \gamma_i^+, \gamma_i^-, \delta_i, \pi_i, \theta_1 = 0$ .

Asimismo, se determina que existe de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista si los  $\beta_i^+$  y  $\beta_i^-$  son, de manera conjunta, iguales. Para ello se usa el método de Wald para una hipótesis lineal compuesta de que  $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ,  $\beta_1^+ = \beta_1^-$ ,  $\beta_2^+ = \beta_2^-$ , ...

Finalmente, la evaluación econométrica permitirá determinar que los errores de la relación de corto plazo  $u_t$  estén bien comportados, realizando las pruebas de heterocedasticidad y autocorrelación necesarias.

De igual forma, en caso de que la prueba de Gregory & Hansen (1996) haya determinado la existencia de un quiebre en la relación de cointegración, se agregarán como regresores a la relación de corto y largo plazo aquellos que permitan recoger el cambio de la relación desde el periodo detectado.

### V.3.5. Funciones de impulso respuesta

Ahora, siguiendo el método de Borenstein et al. (1997), correspondería estimar las funciones impulso respuesta, que representan la forma en la que un cambio permanente en el precio mayorista se traslada al precio minorista. Por ejemplo, un incremento (reducción) permanente de S/ 1,00 en el precio mayorista del GNV generaría un incremento (reducción) permanente de S/  $\phi_1$  en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, en el largo plazo; sin embargo, el traslado no es inmediato, sino que el precio minorista va ajustándose paulatinamente, siguiendo la forma de la relación de corto plazo.

En el caso de la relación de corto plazo simétrica, si definimos a  $R_i$  como el valor de la función impulso respuesta o el valor acumulado del cambio del precio minorista ante un incremento de S/ 1,00 en el precio mayorista en cada periodo  $i$ , el valor de cada  $R_i$  entre el periodo 1 y el periodo  $k$  se estimará de la siguiente forma:

$$R_0 = \beta_0$$

$$R_1 = R_0 + \beta_1 + \theta_1(R_0 - \phi_1) + \gamma_1 R_0$$

$$R_2 = R_1 + \beta_2 + \theta_1(R_1 - \phi_1) + \gamma_1(R_1 - R_0) + \gamma_2 R_0$$

$$R_3 = R_2 + \beta_3 + \theta_1(R_2 - \phi_1) + \gamma_1(R_2 - R_1) + \gamma_2(R_1 - R_0) + \gamma_3 R_0$$

$$R_k = R_{k-1} + \beta_k + \theta_1(R_{k-1} - \phi_1) + \sum_{i=1}^k \gamma_i (R_{k-i} - R_{k-i-1})$$

Por su parte, en el caso de la relación de corto plazo no simétrica, las funciones de impulso respuesta serán diferentes cuando se trata de un incremento en el precio mayorista que cuando se trata de una reducción. De acuerdo con Borenstein et al. (1997), las funciones de impulso respuesta son no lineales, debido a la presencia del término de error  $\theta_1$  en la relación de corto plazo. Así, si definimos a  $R_i^+$  como el valor de la función impulso respuesta o el valor acumulado del cambio del precio minorista ante un incremento de S/ 1,00 en el precio mayorista en cada periodo  $i$ , el valor de cada  $R_i^+$  entre el periodo 1 y el periodo  $k$  se estimará de la siguiente forma:

$$R_0^+ = \beta_0^+$$

$$R_1^+ = R_0^+ + \beta_1^+ + \theta_1(R_0^+ - \phi_1) + \gamma_1^+ \text{MAX}(0, R_0^+) + \gamma_1^- \text{MIN}(0, R_0^+)$$

$$R_2^+ = R_1^+ + \beta_2^+ + \theta_1(R_1^+ - \phi_1) + \gamma_1^+ \text{MAX}(0, R_1^+ - R_0^+) + \gamma_1^- \text{MIN}(0, R_1^+ - R_0^+) + \gamma_2^+ \text{MAX}(0, R_0^+) + \gamma_2^- \text{MIN}(0, R_0^+)$$

$$R_3^+ = R_2^+ + \beta_3^+ + \theta_1(R_2^+ - \phi_1) + \gamma_1^+ \text{MAX}(0, R_2^+ - R_1^+) + \gamma_1^- \text{MIN}(0, R_2^+ - R_1^+) + \gamma_2^+ \text{MAX}(0, R_1^+ - R_0^+) + \gamma_2^- \text{MIN}(0, R_1^+ - R_0^+) + \gamma_3^+ \text{MAX}(0, R_0^+) + \gamma_3^- \text{MIN}(0, R_0^+)$$

$$R_k^+ = R_{k-1}^+ + \beta_k^+ + \theta_1(R_{k-1}^+ - \phi_1) + \sum_{i=1}^k \gamma_i^+ \text{MAX}(0, R_{k-i}^+ - R_{k-i-1}^+) \\ + \sum_{i=1}^k \gamma_i^- \text{MIN}(0, R_{k-i}^+ - R_{k-i-1}^+)$$

Por otro lado, si definimos a  $R_i^-$  como el valor de la función impulso respuesta o el valor acumulado del cambio del precio minorista ante una reducción de S/ 1,00 en el precio mayorista en cada periodo  $i$ , el valor de cada  $R_i^-$  entre el periodo 1 y el periodo  $k$  se estimará de la siguiente forma:

$$R_0^- = \beta_0^-$$

$$R_1^- = R_0^- + \beta_1^- + \theta_1(R_0^- - \phi_1) + \gamma_1^+ \text{MIN}(0, R_0^-) + \gamma_1^- \text{MAX}(0, R_0^-)$$

$$R_2^- = R_1^- + \beta_2^- + \theta_1(R_1^- - \phi_1) + \gamma_1^+ \text{MIN}(0, R_1^- - R_0^-) + \gamma_1^- \text{MAX}(0, R_1^- - R_0^-) + \gamma_2^+ \text{MIN}(0, R_0^-) \\ + \gamma_2^- \text{MAX}(0, R_0^-)$$

$$R_3^- = R_2^- + \beta_3^- + \theta_1(R_2^- - \phi_1) + \gamma_1^+ \text{MIN}(0, R_2^- - R_1^-) + \gamma_1^- \text{MAX}(0, R_2^- - R_1^-) \\ + \gamma_2^+ \text{MIN}(0, R_1^- - R_0^-) + \gamma_2^- \text{MAX}(0, R_1^- - R_0^-) + \gamma_3^+ \text{MIN}(0, R_0^-) + \gamma_3^- \text{MAX}(0, R_0^-)$$

$$R_k^- = R_{k-1}^- + \beta_k^- + \theta_1(R_{k-1}^- - \phi_1) + \sum_{i=1}^k \gamma_i^+ \text{MIN}(0, R_{k-i}^- - R_{k-i-1}^-) \\ + \sum_{i=1}^k \gamma_i^- \text{MAX}(0, R_{k-i}^- - R_{k-i-1}^-)$$

El valor de  $R_i^+$  y de  $R_i^-$  aumenta en cada periodo  $k$  hasta alcanzar el valor de  $\theta_1$  que representa el valor de la relación de largo plazo. La presencia de asimetría implica que una de las funciones de impulso respuesta se aproxima con mayor rapidez hacia la relación de largo plazo.

Si la asimetría resulta perjudicial para los consumidores, un incremento en el precio mayorista se trasladará completamente, es decir, que alcanzará el valor de la relación de largo plazo, al precio minorista en un número menor de periodos que una reducción del precio mayorista. Por el contrario, si la asimetría es beneficiosa para los consumidores, una reducción del precio mayorista se trasladará completamente, es decir, que alcanzará el valor de la relación de largo plazo, al precio minorista en un número menor de periodos que un incremento del precio mayorista.

### V.3.6. Sobrepagos pagados por los consumidores derivados de la asimetría

Finalmente, el método de Borenstein et al. (1997), permite calcular el sobrepago que un consumidor pagaría debido a la existencia de la asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista. El valor de este sobrepago se estimará de la siguiente forma:

$$S_n = \sum_{j=0}^n R_j^+ - R_j^-$$

Es decir, que el sobrepago que paga un consumidor será igual a la diferencia entre las curvas de impulso respuesta de un cambio positivo y negativo del precio mayorista, acumulada desde el periodo 0 hasta el periodo n. Este monto representará la diferencia entre el pago que realiza un consumidor, si hay un incremento del precio mayorista, y el ahorro de este, si hay una reducción.

Como se ha mencionado, un incremento o una reducción de S/ 1,00 en el precio mayorista se traslada de manera paulatina hacia el precio minorista, siguiendo la forma de la curva de impulso respuesta, hasta alcanzar el valor de S/  $\phi_1$ , que es el valor de la relación de largo plazo. Bajo un escenario de simetría en la relación de corto plazo, las funciones de impulso respuesta serían

iguales para incrementos o reducciones del precio mayorista; así, un consumidor pagaría, en el caso de un incremento, o ahorraría, en el caso de una reducción, el mismo monto, ya que  $R_k^+ = R_k^-$ .

Bajo un escenario de asimetría en la relación de corto plazo, las funciones de impulso respuesta son diferentes para incrementos o reducciones del precio mayorista. Si la asimetría es perjudicial para el consumidor, este pagaría un monto mayor, en el caso de un incremento, que lo que ahorraría, en el caso de una reducción, ya que  $R_k^+ > R_k^-$ ; así, luego de n periodos, el consumidor habría pagado  $S_n$  en total, por la existencia de la asimetría. En el caso de que la asimetría sea beneficiosa para el consumidor, este pagaría un monto menor, en el caso de un incremento, que lo que ahorraría, en el caso de una reducción, ya que  $R_k^+ < R_k^-$ ; así, luego de n periodos, el consumidor habría ahorrado  $S_n$  en total, por la existencia de la asimetría.

### V.3.7. Modelo de corrección de errores no simétrico. Asimetría de corto y largo plazo

De manera complementaria, se amplía el modelo de Borenstein et al. (1997), considerando la forma funcional desarrollada por Atil et al. (2014) para lo cual se definirán las sumatorias parciales de los incrementos ( $Pmay_t^{GNV+}$ ) y reducciones ( $Pmay_t^{GNV-}$ ) del precio mayorista del GNV considerando que:

$$Pmay_t^{GNV+} = \sum_{j=1}^t \Delta Pmay_t^{GNV+} = \sum_{j=1}^t \max(\Delta Pmay_t^{GNV}, 0)$$

$$Pmay_t^{GNV-} = \sum_{j=1}^t \Delta Pmay_t^{GNV-} = \sum_{j=1}^t \min(\Delta Pmay_t^{GNV}, 0)$$

Así, se estimará una nueva relación de largo plazo entre el precio minorista y el mayorista de la forma:

$$Pmin_t^{GNV} = \phi_0 + \phi_1^+ Pmay_t^{GNV+} + \phi_1^- Pmay_t^{GNV-} + \phi_2 Pmin_t^{G90} + \phi_3 Pmin_t^{Dies} + \phi_4 TREND + \varepsilon_t$$

Donde el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $P_{min_t}^{GNV}$ ) es explicado por las variaciones positivas acumuladas del precio mayorista del GNV ( $P_{may_t}^{GNV+}$ ); las variaciones negativas acumuladas del precio mayorista del GNV ( $P_{may_t}^{GNV-}$ ); el precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $P_{min_t}^{G90}$ ); el precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $P_{min_t}^{Dies}$ ); y por la tendencia (TREND).

Ahora bien, la estimación de la relación de largo plazo se debe realizar de manera conjunta con la de corto plazo, utilizando un modelo ARDL, en el programa STATA 17. De esta estimación se encuentran los coeficientes de la relación de largo plazo, cuyas características se describen en la siguiente tabla:

**Tabla 6. Características de los coeficientes de la relación de corto plazo del modelo de Atil et al (2014)**

Coeficientes estimados	Interpretación
$\phi_1^+ = \frac{\partial P_{min_t}^{GNV}}{\partial P_{may_t}^{GNV+}} > 0$	La relación de largo plazo entre el precio minorista y el acumulado de los incrementos del precio mayorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.
$\phi_1^- = \frac{\partial P_{min_t}^{GNV}}{\partial P_{may_t}^{GNV-}} > 0$	La relación de largo plazo entre el precio minorista y el acumulado de las reducciones del precio mayorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.

Finalmente, se estima una relación de corto plazo o un modelo de corrección de errores entre el precio minorista y el mayorista siguiendo un modelo ARDL de la forma:

$$\Delta P_{min_t}^{GNV} = \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \Delta P_{may_{t-i}}^{GNV+} + \beta_i^- \Delta P_{may_{t-i}}^{GNV-}) + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta P_{min_{t-i}}^{GNV} + \sum_{i=0}^o \delta_i \Delta P_{min_{t-i}}^{G90} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta P_{min_{t-i}}^{Dies} + \theta_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + v_t$$

Donde la primera diferencia del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{GNV}$ ) es explicada por los valores positivos de la primera diferencia del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV+}$ ) y rezagada n periodos ( $\Delta Pmay_{t-1}^{GNV+}$ ,  $\Delta Pmay_{t-2}^{GNV+}$  y  $\Delta Pmay_{t-n}^{GNV+}$ )<sup>15</sup>; por los valores negativos de la primera diferencia del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV-}$ ) y rezagada n periodos ( $\Delta Pmay_{t-1}^{GNV-}$ ,  $\Delta Pmay_{t-2}^{GNV-}$  y  $\Delta Pmay_{t-n}^{GNV-}$ )<sup>16</sup>; y por los n rezagos de la primera diferencia del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{t-1}^{GNV}$ ,  $\Delta Pmin_{t-2}^{GNV}$  y  $\Delta Pmin_{t-n}^{GNV}$ ); por los o rezagos de la primera diferencia del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{G90}$ ,  $\Delta Pmin_{t-1}^{G90}$  y  $\Delta Pmin_{t-o}^{G90}$ ); por los p rezagos de la primera diferencia del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{Dies}$ ,  $\Delta Pmin_{t-1}^{Dies}$  y  $\Delta Pmin_{t-p}^{Dies}$ ); y por el primer rezago del error de la relación de largo plazo ( $\hat{\epsilon}_{t-1}$ ).

La estimación se realiza mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios para un modelo ARDL, utilizando el programa STATA 17, donde se estimará de manera conjunta a la relación de corto y largo plazo. De esta estimación se encuentran los coeficientes de la relación de corto plazo.

Como paso previo para la evaluación de los resultados, se determinará el número de rezagos a utilizar en la regresión. Para ello se utiliza el criterio de información de Akaike para determinar el número de rezagos m, n, o y p, escogiéndose aquella combinación que presente los mejores resultados.

<sup>15</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es negativo, estas variables toman el valor de cero.

<sup>16</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es positivo, estas variables toman el valor de cero.

Una vez escogido el valor de los rezagos, los resultados de la estimación se evalúan económicamente, para lo cual se verifica que el signo de la relación entre la variación del precio minorista y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo resulte negativo y se determinará el signo de las demás relaciones. De igual forma, se realiza la interpretación de los coeficientes estimados.

Asimismo, se realiza una evaluación estadística en la que se prueba primero la significancia individual de cada coeficiente estimado, mediante el método de Wald para una hipótesis lineal simple de que  $\beta_1^+, \beta_1^-, \gamma_1^+, \gamma_1^-, \delta_i, \pi_i, \theta_1 = 0$ .

Asimismo, se determina que existe asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista si los  $\beta_1^+$  y  $\beta_1^-$  son, de manera conjunta, iguales. Para ello se usa el método de Wald para una hipótesis lineal compuesta de que  $\beta_0^+ = \beta_0^-, \beta_1^+ = \beta_1^-, \beta_2^+ = \beta_2^-, \dots$ . De igual forma, se determina que existe asimetría de largo plazo en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista si los  $\phi_1^+$  y  $\phi_1^-$  son iguales, para ello se usa el método de Wald para una hipótesis lineal de que  $\phi_1^+ = \phi_1^-$ .

Finalmente, la evaluación econométrica permitirá determinar que los errores de la relación de corto plazo  $u_t$  estén bien comportados, realizando las pruebas de heterocedasticidad y autocorrelación necesarias.

De igual forma, en caso de que la prueba de Gregory & Hansen (1996) haya determinado la existencia de un quiebre en la relación de cointegración, se agregarán como regresores a la relación de corto y largo plazo aquellos que permitan recoger el cambio de la relación desde el periodo detectado.

### **V.3.8. Modelo de corrección de errores no simétrico espacial**

Asimismo, se amplía el modelo de Borenstein et al. (1997), considerando la forma funcional desarrollada por Eleftheriou et al. (2018) para lo cual se definirá primero la matriz de distancias  $w_{ih}$ , desde la estación de servicio  $i$  hasta las otras estaciones  $h$ .

El modelo de Eleftheriou et al (2018) incorpora el impacto de las variables espaciales tanto en la relación de corto plazo como en la relación de largo plazo, la que queda de la forma:

$$Pmin_{i,t}^{GNV} = \gamma_{0i} + \gamma_1 Pmay_{i,t}^{GNV} + \gamma_2 Pmin_{i,t}^{GNV*} + \gamma_3 Pmin_{i,t}^{G90} + \gamma_4 Pmin_{i,t}^{Dies} + \varepsilon_{i,t}$$

Con  $Pmin_{i,t}^{GNV*} = \sum_{h \neq i}^N w_{ih} Pmin_{h,t}^{GNV}$  representando el precio promedio de todas las estaciones  $h \neq i$ , ponderado por la distancia desde estación de servicio  $i$  hasta las otras estaciones  $h$ . Dado que esta matriz busca recoger el impacto de las decisiones en precios de las estaciones de servicio cercanas, sus componentes tomarán el valor de cero, si la distancia entre las estaciones supera un valor establecido, y de uno si es que es menor.

Por su parte, la relación de corto plazo quedaría de la forma:

$$\begin{aligned} \Delta Pmin_{i,t}^{GNV} = & \delta_i^+ \sum_{j=0}^k (\beta_j^+ \Delta Pmay_{i,t-j}^{GNV+} + \beta_j^- \Delta Pmay_{i,t-j}^{GNV-}) + \sum_{j=1}^l \gamma_j \Delta Pmin_{i,t-j}^{GNV} \\ & + \sum_{j=1}^m \gamma_j^* \Delta Pmin_{i,t-j}^{GNV*} + \sum_{j=0}^n \delta_j \Delta Pmin_{i,t-j}^{G90} + \sum_{j=0}^o \pi_j \Delta Pmin_{i,t-j}^{Dies} + \lambda^+ \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^+ + \lambda^- \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^- \\ & + \lambda^{*+} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*+} + \lambda^{*-} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*-} + v_{i,t} \end{aligned}$$

Donde la primera diferencia del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{i,t}^{GNV}$ ) es explicada por los valores positivos de la primera diferencia del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_{i,t}^{GNV+}$ ) y rezagada  $k$  periodos ( $\Delta Pmay_{i,t-1}^{GNV+}$ ,  $\Delta Pmay_{i,t-2}^{GNV+}$  y  $\Delta Pmay_{i,t-n}^{GNV+}$ )<sup>17</sup>; por los valores negativos de la primera diferencia

<sup>17</sup> Cuando el rezago  $n$  de la primera diferencia es negativo, estas variables toman el valor de cero.

del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta P_{may,t}^{GNV-}$ ) y rezagada k periodos ( $\Delta P_{may,t-1}^{GNV-}$ ,  $\Delta P_{may,t-2}^{GNV-}$  y  $\Delta P_{may,t-n}^{GNV-}$ )<sup>18</sup>; por los l rezagos de la primera diferencia del precio minorista del GNV de la estación i en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta P_{min,t-1}^{GNV}$ ,  $\Delta P_{min,t-2}^{GNV}$  y  $\Delta P_{min,t-n}^{GNV}$ ); por los m rezagos de la primera diferencia del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao de las estaciones de servicio cercanas a la estación i ( $\Delta P_{min,t-1}^{GNV*}$ ,  $\Delta P_{min,t-2}^{GNV*}$  y  $\Delta P_{min,t-n}^{GNV*}$ ); por los n rezagos de la primera diferencia del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta P_{min,t}^{G90}$ ,  $\Delta P_{min,t-1}^{G90}$  y  $\Delta P_{min,t-0}^{G90}$ ); por los o rezagos de la primera diferencia del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta P_{min,t}^{Dies}$ ,  $\Delta P_{min,t-1}^{Dies}$  y  $\Delta P_{min,t-p}^{Dies}$ ); por los valores positivos del primer rezago del error de la relación de largo plazo de la estación i ( $\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^+$ )<sup>19</sup>; por los valores negativos del primer rezago del error de la relación de largo plazo de la estación i ( $\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^-$ )<sup>20</sup>; por los valores positivos del primer rezago del error de la relación de largo plazo de las estaciones de servicio cercanas a la estación i ( $\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*+}$ )<sup>21</sup>; y por los valores negativos del primer rezago del error de la relación de largo plazo de las estaciones de servicio cercanas a la estación i ( $\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*-}$ )<sup>22</sup>.

Dado que este modelo tiene una estructura de datos de panel, para estimar el modelo de corrección de errores asimétrico espacial se necesita evaluar, nuevamente, si las variables son estacionarias y si estas cointegran. Para ello, Eleftheriou et al. (2018) señalan que se debe evaluar primero si las variables muestran dependencia transversal, es decir, que todas las variables están expuestas a factores o choques comunes. Debido a que este tipo de estimaciones se tratan de paneles

<sup>18</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es positivo, estas variables toman el valor de cero.

<sup>19</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es negativo, estas variables toman el valor de cero.

<sup>20</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es positivo, estas variables toman el valor de cero.

<sup>21</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es negativo, estas variables toman el valor de cero.

<sup>22</sup> Cuando el rezago n de la primera diferencia es positivo, estas variables toman el valor de cero.

con un componente grande de serie temporal, es importante determinar la existencia de esta dependencia transversal es importante ya que se puede tener problemas de variable omitida en la estimación.

En tal sentido, se realizará primero la prueba de Pesaran (2015) para determinar la presencia de dependencia transversal y, en caso se encuentre presente en las variables, se procederá a evaluar la estacionariedad de las variables con pruebas que sean robustas ante la existencia de dependencia transversal como es el caso de la prueba de Breitung & Das (2005).

Finalmente, corresponderá determinar la existencia de una ecuación de cointegración para lo cual se utilizará la prueba de Westerlund (2007) que resulta ser robusto ante existencia de dependencia transversal.

Ahora bien, para la estimación de la relación de corto y largo plazo se utilizará el modelo de mínimos cuadrados generalizados factibles ya que permite estimar un modelo de datos de panel ante la presencia de dependencia transversal.

Para ambos casos se utilizará el programa STATA 17. De esta estimación, los coeficientes  $\beta_i^+$  y  $\beta_i^-$  corresponden a la relación de corto plazo y tienen una definición similar a la expuesta en la Tabla 4; por su parte, los coeficientes relacionados con el efecto espacial del modelo tienen las siguientes características.

**Tabla 7. Características de los coeficientes de la relación de corto plazo del modelo de Eleftheriou et al (2018)**

Coeficientes estimados	Interpretación
$\gamma_n^* = \frac{\partial \Delta P_{\min_{i,t}^{GNV}}}{\partial \Delta P_{\min_{t-n}^{GNV}}} > < = 0$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math> y el rezago <math>n</math> de la variación del precio minorista promedio del GNV de las estaciones de servicio cercanas a <math>i</math>.                      Por ejemplo, un incremento de S/ 1,00 en la variación del precio minorista promedio del GNV de las estaciones de servicio cercanas a <math>i</math>, <math>n</math> periodos atrás, genera un incremento de S/ <math>\gamma_n^*</math> en la variación del precio minorista del GNV la estación <math>i</math>.</p>

Coeficientes estimados	Interpretación
$\lambda^+ = \frac{\partial \Delta P_{\min_{i,t}^{GNV}}}{\partial \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^+} > \leq 0$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math> y el primer rezago de un desvío positivo en su relación de largo plazo.</p> <p>Por ejemplo, un desvío positivo de S/ 1,00 en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de S/ <math>\lambda^+</math> en la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math>.</p>
$\lambda^- = \frac{\partial \Delta P_{\min_{i,t}^{GNV}}}{\partial \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^-} > \leq 0$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math> y el primer rezago de un desvío negativo en su relación de largo plazo.</p> <p>Por ejemplo, un desvío negativo de S/ 1,00 en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de S/ <math>\lambda^-</math> en la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math>.</p>
$\lambda^{*+} = \frac{\partial \Delta P_{\min_{i,t}^{GNV}}}{\partial \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*+}} > \leq 0$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math> y el primer rezago de un desvío positivo en la relación de largo plazo de las estaciones de servicio cercanas a <math>i</math>.</p> <p>Por ejemplo, un desvío positivo de S/ 1,00 en la relación de largo plazo de las estaciones de servicio cercanas a <math>i</math> un periodo atrás genera una reducción de S/ <math>\lambda^+</math> en la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math>.</p>
$\lambda^{*-} = \frac{\partial \Delta P_{\min_{i,t}^{GNV}}}{\partial \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*-}} > \leq 0$	<p>La relación entre la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math> y el primer rezago de un desvío negativo en la relación de largo plazo de las estaciones de servicio cercanas a <math>i</math>.</p> <p>Por ejemplo, un desvío negativo de S/ 1,00 en la relación de largo plazo de las estaciones de servicio cercanas a <math>i</math> un periodo atrás genera una reducción de S/ <math>\lambda^-</math> en la variación del precio minorista del GNV de la estación <math>i</math>.</p>

Asimismo, se determinará el número de rezagos  $n$  por utilizar en la regresión. Para ello, siguiendo Eleftheriou et al. (2018), se agregarán rezagos hasta que el último agregado resulte ser no significativo.

Una vez escogido el valor de los rezagos, se realiza una evaluación estadística en la que se prueba primero la significancia individual de cada coeficiente estimado, mediante el método de Wald para una hipótesis lineal simple de que  $\beta_j^+, \beta_j^-, \gamma_j, \gamma_j^*, \delta_j, \pi_j, \lambda^+, \lambda^-, \lambda^{*+}, \lambda^{*-} = 0$ .

Asimismo, se determina que existe asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista si los  $\beta_j^+$  y  $\beta_j^-$  son, de manera conjunta, iguales. Para ello se usa el método de

Wald para una hipótesis lineal compuesta de que  $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ,  $\beta_1^+ = \beta_1^-$ ,  $\beta_2^+ = \beta_2^-$ , .... De igual forma, se determina que existe asimetría en la velocidad de ajuste del precio de la estación  $i$  en el corto plazo hasta alcanzar su equilibrio de largo plazo, se usa el método de Wald para una hipótesis lineal simple de que  $\lambda^+ = \lambda^-$ ; asimismo, para determina que existe asimetría en la velocidad de ajuste del precio de la estación  $i$  ante desajustes del precio de las estaciones cercanas a  $i$ , se usa el método de Wald para una hipótesis lineal simple de que  $\lambda^{*+} = \lambda^{*-}$ .

Finalmente, la evaluación econométrica permitirá determinar que los errores de la relación de corto plazo  $u_t$  estén bien comportados, realizando las pruebas de heterocedasticidad y autocorrelación necesarias.

Asimismo, se utilizará la prueba de Karavias, Narayan & Westerlund (2023) para evaluar la existencia de un quiebre estructural en la relación de largo plazo. En caso de que esta prueba encuentre la existencia de un quiebre, se agregarán como regresores a la relación de corto y largo plazo aquellos que permitan recoger el cambio de la relación desde el periodo detectado.

#### **V.4. Técnicas e Instrumentos**

Debido a que la presente investigación busca analizar la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y diciembre de 2024, se necesita calcular una serie que represente el precio mayorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, a partir de lo reportado por Osinergmin (s.f.b) y por EIA (s.f.); y, una serie que represente el precio minorista del GNV, a partir de la información que las 325 estaciones de servicio que reportaron en Osinergmin (s.f.a) entre enero de 2013 y diciembre de 2024. Asimismo, para controlar el impacto de posibles efectos de demanda se considerará una serie que represente el precio minorista del gasohol de 90 octanos, a partir de la información que las 905 estaciones de servicio que reportaron en Osinergmin (s.f.a) entre enero

de 2013 y diciembre de 2024; y una serie que represente el precio minorista del diésel B5-S50, a partir de la información que las 914 estaciones de servicio que reportaron en Osinergmin (s.f.a) entre enero de 2013 y diciembre de 2024.

#### **V.4.1. Cálculo del precio mayorista semanal del GNV**

El precio mayorista<sup>23</sup> que se utiliza en la presente investigación es el precio reportado por Calidda para el GNV en Lima Metropolitana y el Callao tanto para el precio mayorista en Boca de Pozo, como para el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución. Calidda realiza la publicación de sus listas de precios mayormente una vez al mes, al inicio de cada mes; sin embargo, han existido ocasiones en las que se publican dos listas de precios por mes.

Ahora bien, el primer paso consiste en construir la serie diaria del precio mayorista del GNV. Al respecto, considerando que el precio mayorista en Boca de Pozo y el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución son publicados, por lo general, una vez al inicio de cada mes, se completará la serie diaria asignando a cada día el precio vigente publicado a inicio del mes, hasta que Calidda comunique un nuevo precio.

Por ejemplo, el precio de Calidda para el GNV en Boca de Pozo fue de S/ 0,46942722 por metro cúbico entre el 1 y 6 de mayo de 2022, y de S/ 0,46603229 por metro cúbico entre el 7 y 31 de mayo de 2022. En consecuencia, el valor diario asignado para los días 1 al 6 de mayo corresponde al precio anterior, es decir, S/ 0,46942722 por metro cúbico, mientras que el precio

---

<sup>23</sup> Aunque el Precio spot del gas natural en el punto Henry Hub en dólares por millón de Btu también se podría considerar como una variable adicional para medir al precio mayorista del gas natural; en Perú el precio que el precio al que las estaciones de servicio compran el gas tiene todos sus componentes regulados. Al respecto, el precio del gas natural en boca de pozo tiene un tope máximos establecido en el contrato de concesión del operador del Proyecto Camisea. De igual forma, la tarifa por el servicio de transporte desde Camisea hasta el City Gate y la tarifa por el servicio de distribución desde el City Gate hasta Lima Metropolitana y Callao son fijadas por el Osinergmin. Como referencia sobre la estabilidad del precio en boca de pozo y la estructura regulada del mercado de GNV en el Perú, puede consultarse Vásquez Cordano, Rojas y Aurazo (2021).

para los días del 7 al 31 de mayo corresponde al precio anterior, es decir, S/ 0,46603229 por metro cúbico.

A continuación, siguiendo lo establecido por Borenstein et al. (1997), el segundo paso sería descontar los impuestos aplicables al precio mayorista, que para el caso del GNV sería solo el impuesto general a las ventas; sin embargo, los precios que reporta Calidda no contienen este impuesto dentro de su valor publicado por lo que no habría ajuste que realizar.

Por último, se calcula el precio mayorista semanal del GNV de Calidda. Para ello, se agrupa la información del periodo 1 de enero de 2013 hasta el 31 de diciembre de 2024 en 624 semanas y se calculará el precio mayorista promedio del GNV para cada semana.

#### **V.4.2. Cálculo del precio minorista semanal del GNV**

El precio minorista que se utiliza en la presente investigación es el reportado por cada una de las 325 estaciones de servicio en Lima Metropolitana y el Callao para el GNV. Cada estación de servicios debe reportar al Osinergmin cada vez que modifique sus precios; en tal sentido, no existe una frecuencia de reporte única, sino que se puede tener estaciones que reportan cambios cada semana y otras que solo lo hacen cada mes.

El primer paso para calcular el precio minorista semanal es generar una serie de precios diarios del GNV para cada estación de servicio. Para ello, se completa la serie del precio diario de cada estación considerando que el precio de cada día será igual al precio vigente anterior hasta que la estación publique un nuevo precio.

Por ejemplo, el precio de la estación de servicios de Coesti S.A., en el distrito de San Luis, del 1 de abril de 2024 fue de S/ 1,55 por metro cúbico mientras que el 5 de abril de 2024 fue de S/ 1,56, y el 18 de abril de 2024 fue de S/ 1,57; en tal sentido, el precio de los días 2, 3 y 4 de abril de 2024 corresponderán al precio vigente anterior, es decir, S/ 1,55 por metro cúbico, mientras que

el precio entre los días 6 y 17 de abril de 2024 sería el correspondiente al precio vigente anterior, es decir, S/ 1,56 por metro cúbico.

Sin embargo, al realizar este procedimiento, se observaron ciertas estaciones de servicio que no actualizaron sus precios por varios meses, lo cual podría deberse a diversos motivos como, por ejemplo, que dejaron de comercializar el producto o salieron del mercado o paralizaron sus operaciones por algunos meses. Por ello, la serie de precios de dichas estaciones se completó solo hasta cierto número de días después de su última actualización, y luego se consideró que las estaciones en mención dejaron de comercializar el producto.

Para la definición del número de días de tolerancia para una nueva actualización del precio de las estaciones de servicio, se evalúa la forma en la que las estaciones de servicio de Lima Metropolitana y el Callao reportan el precio del GNV ante Osinergmin. Al respecto, entre el 1 de enero de 2013 y el 31 de diciembre de 2024, el número de días máximo en el que el 99% de las estaciones de servicio de Lima Metropolitana y el Callao actualizó sus precios fue de 127 días.

Sin embargo, el número de reportes que han realizado las estaciones de servicio ha aumentado con los años, por lo que considerar los 127 días que se calcularon con la totalidad de la información puede afectar el cálculo del precio en los primeros años donde el reporte ha sido menor. Al respecto, en la siguiente tabla se muestra el número de reportes, el valor promedio del número de días entre reporte y el número de días máximo en el que el 95% de las estaciones actualiza su precio en Lima Metropolitana y el Callao por año.

**Tabla 8. Número de reportes, promedio, percentil 95 del número de días entre reporte de las estaciones de servicio**

<b>Año</b>	<b>Número de reportes</b>	<b>Promedio de días entre reportes</b>	<b>Percentil 95 de los días entre reportes</b>
2013	789	62	169
2014	1 184	71	266
2015	806	78	241
2016	688	80	365
2017	1 319	66	365
2018	4 460	34	155
2019	24 589	4	7
2020	20 139	5	11
2021	24 578	5	8
2022	25 873	4	9
2023	28 754	4	8
2024	23 934	4	11

Conforme lo anterior, se puede observar que los reportes de las estaciones de servicio entre los años 2013 y 2017, son diferentes al resto de años, teniendo un número total de reportes más bajo y una frecuencia de reporte más alta. En tal sentido, utilizar como valor máximo de tolerancia los 127 días estimados inicialmente puede afectar a la estimación del precio entre los años 2013 y 2017. Por lo tanto, se utilizará como número de días máximo de tolerancia para completar el reporte de las estaciones de servicio al número de días máximo en el que el 95% de las estaciones actualiza su precio en el año 2013.

Por ejemplo, si la estación de servicio A publicó el 1 de abril de 2024 un precio de S/ 1,55 por metro cúbico de GNV y no volvió a publicar otro precio, entonces se completará su serie de precio diario hasta el 17 de setiembre de 2024, que corresponde a los 169 de tolerancia, y luego se considerará que ya no comercializó el producto.

Asimismo, existen casos en los que el establecimiento interrumpe el registro de su serie del precio diario debido a que superó la cantidad de días de tolerancia para una nueva actualización. Sin embargo, luego de algunos meses, dicha estación retoma el reporte de precios. En estos casos, se completará la serie de precios a partir de ese día.

Por ejemplo, si la estación de servicio B publicó el 25 de abril de 2021 un precio de S/ 1,20 por metro cúbico de GNV, y posteriormente, el 12 de noviembre de 2021 publicó un precio de S/ 1,35, entonces su serie de precio diario se completará hasta el 11 de octubre de 2021 – correspondiente a los 169 días de tolerancia – y se volverá a considerar recién el 12 de noviembre de 2021 cuando volvió a reportar.

Finalmente, se calcula el promedio del precio diario del GNV de todas las estaciones de servicio en Lima Metropolitana y el Callao para obtener el precio minorista.

A continuación, siguiendo lo establecido por Borenstein et al. (1997), el segundo paso será descontar los impuestos aplicables al precio minorista del GNV, el que corresponde solo al impuesto general a las ventas, del 18%; para ello se divide este precio entre 1,18.

Por último, el tercer paso es calcular el precio minorista semanal del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. Para ello, se agrupa la información del periodo 1 de enero de 2013 hasta el 31 de diciembre de 2024 en 624 semanas y se calculará el precio minorista promedio del GNV para cada semana.

#### **V.4.3. Cálculo del precio minorista semanal del Gasohol de 90 octanos y del Diesel B5-S50**

El precio minorista del gasohol de 90 octanos que se utiliza en la presente investigación es el reportado por cada una de las 905 estaciones de servicio en Lima Metropolitana y el Callao; mientras que el precio minorista del diésel B5-S50 es el reportado por cada una de las 914 estaciones de servicio en Lima Metropolitana y el Callao. Para el cálculo del precio semanal se seguirá la misma metodología para el cálculo del precio minorista semanal del GNV utilizada en la sección V.4.2.

Para el caso específico del gasohol de 90 octanos, se utilizará 142 días de tolerancia para una nueva actualización del precio de las estaciones de servicio, que corresponde al número de días máximo en el que el 99% de las estaciones actualiza su precio en Lima Metropolitana y el Callao en el año 2016; mientras que, para el diésel B5-S50, se utilizará 121 días de tolerancia para una nueva actualización del precio de las estaciones de servicio, que corresponde al número de días máximo en el que el 95% de las estaciones actualiza su precio en Lima Metropolitana y el Callao en el año 2017.

## **VI. RESULTADO Y DISCUSIÓN**

### **VI.1. El Mercado de GNV en el Perú**

#### **VI.1.1. Cadena productiva del GNV en el Perú y en Lima Metropolitana y el Callao**

Antes del inicio del Proyecto Camisea, en el año 2004, el desarrollo de la industria del gas natural en el Perú fue limitado. La actividad se concentraba principalmente en la explotación de dos yacimientos gasíferos: (i) Aguaytía, localizado en la Selva Central, con una comercialización reducida; y, (ii) el conjunto de yacimientos localizados en la Costa y el Zócalo Norte del Perú, con una producción destinada para el autoconsumo en la generación eléctrica (Tamayo et al., 2014).

A partir de la puesta en marcha del Proyecto Camisea, la industria del gas natural experimentó una expansión significativa, lo que permitió que un mayor número de sectores económicos se beneficiara de su utilización. Entre estos sectores destacó el segmento vehicular, que registró un crecimiento significativo en los años siguientes. Como se indicó en la sección I, en Lima Metropolitana y Callao, el uso del gas natural en el sector vehicular comenzó a incrementarse desde inicios del año 2006.

La industria del gas natural comprende cinco actividades, la exploración, explotación, transporte, distribución y comercialización. Tradicionalmente, el traslado del gas natural entre

distintos puntos se realiza mediante redes de suministro o ductos, diseñados para atender a diversos usuarios (Tamayo et al., 2014).

Las actividades de extracción y producción consisten en extraer el gas natural de los reservorios naturales subterráneos y acondicionarlo para su posterior transporte. Esta fase comprende principalmente el tratamiento del gas natural con la finalidad de eliminar las impurezas que acompañan al hidrocarburo durante el proceso de su extracción, tales como el azufre, agua y otros elementos sin valor comercial. Asimismo, contempla la separación del gas natural seco de los líquidos de gas natural, los cuales, a través de un proceso de fraccionamiento, pueden convertirse en propano, butano y gasolinas naturales (Tamayo et al., 2014).

En el Perú, existen tres yacimientos de gas natural en explotación. El yacimiento de Aguaytía es operado por la empresa a Aguaytía Energy del Perú S.R.L. el cual extrae gas natural destinado para la alimentación de la planta de generación termoeléctrica de Termoselva S.R.L., su empresa vinculada; actualmente es controlada por Z Power Perú S.A.C. (Indecopi, 2022).

Por su parte, los yacimientos ubicados en la Costa y el Zócalo Norte son operados por diversas empresas que extraen el gas natural como subproducto del petróleo. La producción proveniente de estos yacimientos se destina principalmente para la alimentación de las plantas de generación termoeléctricas del norte del país (Tamayo et al., 2014).

Finalmente, el yacimiento de Camisea fue adjudicado en el año 2000 al consorcio conformado por las empresas Pluspetrol (36%), Hunt Oil Co. (36%), SK Corp. (18%) e Hidrocarburos Andinos (10%) (Tamayo et al., 2014).

De los tres yacimientos mencionados, Camisea – ubicado en la región Cusco – concentra casi la totalidad de producción nacional de gas natural, mientras que los otros yacimientos

mantienen una relevancia a nivel regional. A continuación, se presenta la evolución de la producción anual de gas natural entre 2020 y 2024, según información del INEI (s.f):

**Tabla 9. Producción nacional de gas natural (miles de pies cúbicos) 2020 – 2024**

<b>Año</b>	<b>Cusco</b>	<b>Piura</b>	<b>Ucayali</b>	<b>Nacional</b>	<b>% Cusco</b>
2020	408 269 134	15 598 372	959 840	424 827 346	96,1%
2021	382 869 777	16 262 271	2 558 465	401 690 513	95,3%
2022	460 474 457	19 780 000	3 742 949	483 997 406	95,1%
2023	488 757 248	23 474 832	4 506 067	516 738 146	94,6%
2024	486 896 922	21 231 910	2 548 509	510 677 340	95,3%

Por otro lado, la actividad de transporte consiste en el traslado de gas natural desde las plantas de producción o procesamiento hasta las zonas de consumo. En el caso del gas natural que se consume en Lima Metropolitana y el Callao, este se origina en la zona de producción de Camisea (Cusco) y es transportado a través de un sistema de ductos hasta el City Gate, ubicado en el distrito de Lurín. Esta fase comprende principalmente la operación de los gasoductos, las estaciones de compresión y medición, así como la inspección de las redes.

La concesión de esta etapa fue adjudicada en el año 2000 a la empresa Transportadora de Gas del Perú S.A. (TGP), responsable de la operación del gasoducto que cuenta con una extensión aproximada de 729 km y un diámetro variable entre 32 y 18 pulgadas (Tamayo et al., 2014).

Por su parte, la actividad de distribución consiste en el traslado de gas natural desde el City Gate hasta Lima Metropolitana y Callao. Esta fase comprende dos componentes principales: la red troncal de distribución, constituida por un gasoducto de alta presión que se inicia en el City Gate y termina en el distrito de Ventanilla; y, la red de distribución de media y baja presión, conformada por un conjunto de ductos derivados de la red troncal, a través de los cuales se suministra el gas natural a los hogares y a las estaciones de venta de GNV.

Originalmente, esta etapa se adjudicó a la empresa TGP; sin embargo, de conformidad con lo establecido en su contrato de distribución, esta empresa cedió su posición contractual en el año

2002 a la compañía franco-belga Tractebel, la cual constituyó posteriormente la empresa Gas Natural de Lima y Callao S.A., actualmente denominada Calidda (Tamayo et al, 2014).

En la actualidad, Calidda es la empresa responsable de la distribución y comercialización de gas natural en Lima Metropolitana y el Callao, siendo también la encargada de suministrar GNV a las estaciones de servicio que lo expenden al público.

En este punto, resulta oportuno indicar que, en el Perú existen seis concesiones para la distribución de gas natural. Estas comprenden a las empresas Cálidda, Contugas, Quavii, Naturgy, Gas Natural de Tumbes S.A. y Gases del Norte del Perú S.A.C.

De acuerdo con información del Osinegmin (2021), en abril de 2008 se adjudicó la Concesión de Distribución de Gas Natural por Red de Ductos en el departamento de Ica a la empresa Transportadora de Gas Internacional del Perú S.A.C., actualmente denominada Contugas S.A.C. Esta concesión comprende las ciudades de Chincha, Pisco, Ica, Nazca y Marcona en el departamento de Ica. El sistema de distribución se compone de dos ductos troncales, además de una red de ductos secundarios que permiten abastecer a los diferentes usuarios dentro de su zona de concesión.

Posteriormente, en julio de 2013 se adjudicó la buena pro de la Concesión de Sistema de Distribución de Gas Natural por Red de Ductos-Concesión Norte a Gases del Pacífico S.A.C. (Quavii). El proyecto busca extender el uso del gas natural en las regiones de Lambayeque, La Libertad, Áncash y Cajamarca. Específicamente, en las ciudades de Trujillo, Chiclayo, Lambayeque, Pacasmayo, Chimbote, Cajamarca y Huaraz. Asimismo, en julio de 2013 se adjudicó la buena pro de la Concesión de Sistema de Distribución de Gas Natural por Red de Ductos-Concesión Sur Oeste a Naturgy Perú S.A., con el objetivo de extender el uso del gas natural en las localidades de Arequipa, Moquegua y Tacna.

En el caso de estas dos empresas, el transporte del gas se realiza mediante camiones cisterna, conocido también como transporte virtual de GNL, desde la planta de licuefacción ubicada en la ciudad de Cañete, hasta las estaciones de distrito ubicadas en cada una de las ciudades de la concesión.

Por su parte, en abril de 2019, el Estado peruano otorgó la Concesión para la Distribución de Gas Natural por Red de Ductos en el departamento de Tumbes a Clean Energy, bajo la modalidad de solicitud de parte. En diciembre de 2019 el Minem aprobó la cesión de posición contractual, solicitada por Clean Energy a favor de la empresa Gas Natural de Tumbes S.A.C. De igual forma, en julio de 2019, el Estado peruano otorgó la Concesión para la Distribución de Gas Natural por Red de Ductos en la región de Piura, bajo la modalidad de solicitud de parte, a Gases del Norte del Perú S.A.C.

Finalmente, la actividad de comercialización del GNV consiste en la venta de este combustible a demandantes para uso vehicular. Dicha actividad la realizan diversas empresas mediante estaciones de servicio en diferentes zonas del país, como es el caso de Lima Metropolitana y Callao.

La actividad de comercialización se encuentra regulada mediante los establecido por el Decreto Supremo 006-2005-EM, del 4 de febrero de 2005, que aprobó el Reglamento para la Instalación y Operación de Establecimientos de Venta al Público de GNV, que establece una serie de normas que permitirían garantizar la seguridad en la carga del GNV, así como en la instalación, equipamiento y revisión de los equipos necesarios para el uso de este.

Por otro lado, una característica presente en este tipo de industrias es la presencia de economías de escala asociadas a la construcción y empleo de las redes de suministro, principalmente en las actividades de transporte y distribución. En atención a ello, y con el objetivo

de garantizar que el precio, nivel de producción y calidad de servicio sean adecuados estos segmentos se encuentran regulados. Asimismo, las actividades de producción y comercialización en estaciones de servicio se desarrollan en mercados no regulados.

Cabe indicar que, si bien las actividades de producción del gas natural se desarrollan en un mercado competitivo – por lo que el precio en boca de pozo no es regulado –, el gas natural extraído del Lote 88 del Proyecto Camisea se encuentra sujeto a un valor tope máximo. En particular, se fijó un precio base máximo de US\$ 1,0 por MMBTU (millón de unidades térmicas británicas)<sup>24</sup> para los generadores eléctricos, y de US\$ 1,8 por MMBTU para los demás clientes. Estos valores corresponden a la fecha de inicio del proyecto, y se actualizan anualmente de acuerdo con dos índices de precios de Estados Unidos.

En síntesis, el precio en boca de pozo del gas natural en Perú es libre, es decir, no está sujeto a regulación tarifaria por Osinergmin u otra entidad; sin embargo, existen topes máximos contractuales, particularmente en el marco del Lote 88 de Camisea, que restringen el precio que se puede aplicar.

En este contexto, el precio del gas natural destinado al mercado interno – en particular, el proveniente del Lote 88 – no se determina por la cotización de un marcador internacional como el Henry Hub, sino por las fórmulas contractuales previstas en el contrato de licencia y en los procedimientos tarifarios supervisados por Osinergmin. Estas fórmulas introducen ajustes graduales y predecibles, de modo que el precio en boca de pozo presenta una evolución altamente estable. En la práctica, ello implica que, para los agentes de la cadena de comercialización de GNV, el precio mayorista actúa como una señal prácticamente exógena, aspecto que resulta fundamental para interpretar los patrones de transmisión de precios analizados en esta investigación.

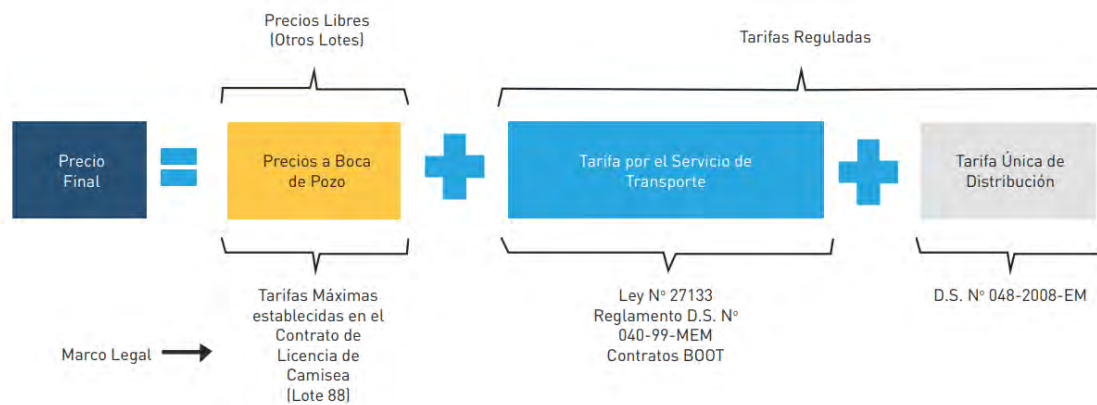
---

<sup>24</sup> Es una unidad de medida de energía, comúnmente utilizada para el gas natural, que representa la cantidad de calor necesaria para elevar la temperatura de una libra de agua en un grado Fahrenheit.

Esta característica estructural explica, además, por qué los coeficientes de transmisión estimados en los modelos econométricos tienden a ser reducidos, dado que la variabilidad del mayorista es limitada por el propio diseño regulatorio.

Así, el precio del GNV que pagan las estaciones de servicio se determina en base a tres componentes: (i) el precio del gas natural en boca de pozo, que para el caso del Proyecto Camisea se han establecido topes máximos; (ii) la tarifa por el servicio de transporte desde Camisea hasta el City Gate; y (iii) la tarifa por el servicio de distribución desde el City Gate hasta Lima Metropolitana y Callao, denominado Tarifa Única de Distribución (TUD), tal como se muestra en la siguiente figura de Tamayo et al (2014):

**Figura 5. Componentes del precio del gas natural del Proyecto Camisea**



### VI.1.2. Comercialización minorista del GNV en el Perú y en Lima Metropolitana y el Callao

Desde el inicio de la comercialización del GNV, el parque automotor que utiliza este combustible ha mostrado un crecimiento sostenido. Hacia el 2024, el número de vehículos habilitados superó las 500 mil unidades, lo que evidencia la consolidación del GNV como alternativa energética en el segmento vehicular. La mayor parte de esta expansión corresponde a automóviles, que concentran la gran mayoría del parque vehicular a GNV en los últimos años.

En términos de consumo, los automóviles representan también el mayor volumen de GNV comercializado, seguidos por los vehículos de transporte público y, en menor medida, por los camiones. Esta distribución del consumo es coherente con la estructura del parque automotor y con los patrones de movilidad urbana en Lima Metropolitana y el Callao. El crecimiento del parque automotor ha venido acompañado por una expansión de la infraestructura vinculada al GNV, tanto en estaciones de servicio como en talleres de conversión. No obstante, la oferta de estaciones presenta una distribución geográfica heterogénea, con una marcada concentración en ciertos distritos, lo que genera condiciones diferenciadas de competencia local. En particular, Lima Metropolitana y el Callao concentran más del 90% de las ventas nacionales de GNV y la mayor parte de las estaciones en operación, lo que refuerza su relevancia para el análisis de esta investigación.

Asimismo, existe evidencia para el caso peruano de que los precios minoristas se forman en un entorno donde la competencia es fundamentalmente espacial. Así, la literatura reciente sobre el mercado minorista del GNV en el Perú refuerza que la formación del precio al consumidor no depende únicamente de la evolución del consumo o del número de vehículos, sino que está condicionada por la estructura del sector.

Vásquez, Rojas y Aurazo (2021) muestran que las estaciones de servicio responden principalmente a la competencia localizada – es decir, a la presencia y comportamiento de estaciones cercanas – y que la estabilidad del precio mayorista regulado limita la transmisión directa de costos hacia el precio minorista. En este sentido, la dinámica de precios en el mercado del GNV depende más de factores espaciales, contractuales y regulatorios que de la evolución del parque automotor o de la demanda agregada. Por ello, comprender los patrones de competencia

territorial y la estructura de la red de estaciones es esencial para interpretar adecuadamente la distribución geográfica del precio minorista en Lima Metropolitana y el Callao.

Esta característica también justifica la pertinencia del modelo econométrico espacial aplicado en este estudio, dado que permite capturar formalmente la influencia que ejercen las estaciones cercanas sobre el precio minorista de cada punto de venta.

Las estadísticas completas sobre las ventas por región, número de estaciones por distrito, consumo desagregado y series anuales se presentan en el Anexo A.

## **VI.2. Estimaciones**

### **VI.2.1. Descripción de los datos**

De manera previa a la evaluación de la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, se presenta el análisis de los principales estadísticos descriptivos del precio minorista, el precio mayorista en Boca de Pozo, el precio mayorista en Boca de Pozo, Transporte y Distribución, el precio minorista del gasohol de 90 octanos y el precio minorista del diésel B5-S50. De los resultados obtenidos, lo más relevante se obtiene en las pruebas de Skewness, Kurtosis y Jarque Bera, que identifican las cuatro series como serie con una distribución diferente a una distribución normal. Estos datos son de las variables en logaritmo natural.

#### **Tabla 10. Principales estadísticos descriptivos para las series**

Estadístico	Minorista GNV	Mayorista en Boca de Pozo	Mayorista en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Minorista Gasohol 90 octanos	Minorista Diésel B5-S50
Observaciones	624	624	624	624	624
Promedio	0,271	-0,871	-0,314	2,590	2,553
Desviación Estándar	0,044	0,175	0,208	0,195	0,215
Mínimo	0,223	-1,213	-0,722	2,225	2,134
Máximo	0,407	-0,526	0,013	3,119	2,986
Skewness	1,575	0,008	-0,214	0,446	0,057
Kurtosis	4,664	2,149	1,902	2,397	2,090
Jarque Bera	129,320	49,750	167,560	31,760	65,140

Ahora bien, respecto a las variaciones positivas y negativas de los precios se tiene que, en el caso del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, de las 624 observaciones, en el 48,88% (305 casos) el precio se incrementó de una semana para otra; mientras que en el 51,12% (319 casos) el precio se redujo.

De igual forma, en el caso del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, de las 624 observaciones, en el 21,47% (134 casos) el precio se incrementó de una semana para otra, mientras que en el 13,62% (85 casos) el precio se redujo, y en el 64,90% (405 casos) el precio no cambió.

Asimismo, para el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, de las 624 observaciones, en el 25,48% (159 casos) el precio se incrementó de un mes para otro, mientras que en el 14,90% (93 casos) el precio se redujo, y en el 59,62% (372 casos) el precio no cambió.

### VI.2.2. Estacionariedad

Como se mencionó en el marco metodológico, se utilizará los métodos de Dickey-Fuller augmentado, de Phillips-Perron y de Dickey-Fuller GLS para determinar si el precio minorista y el mayorista son series  $I(0)$  o  $I(1)$ . A continuación, solo se presentan los resultados de la prueba de Dickey-Fuller GLS. Los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller augmentado y de Phillips-Perron se pueden consultar en el Anexo B.

**Tabla 11. Resultado de las pruebas de estacionariedad a las series en nivel**

**Método de Dickey-Fuller GLS**

Variable	Opciones	Con 1 rezago	Con 2 rezagos	Con 3 rezagos
Precio minorista del GNV	Con Tendencia / Con Intercepto	0,142	0,362	0,120
	Sin Tendencia / Con Intercepto	0,774	1,068	0,746
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,855	-3,869	-3,915
	Sin Tendencia / Con Intercepto	0,643	0,622	0,586
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,229	-3,249	-3,335
	Sin Tendencia / Con Intercepto	1,183	1,168	1,120
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Con Tendencia / Con Intercepto	-1,785	-1,626	-1,970
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-1,490	-1,334	-1,669
Precio minorista del Diésel B5-S50	Con Tendencia / Con Intercepto	-1,132	-1,015	-1,026
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-0,927	-0,799	-0,811
		<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
Valores críticos	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,480	-2,864	-2,576
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-2,580	-1,972	-1,652

En tabla anterior se muestran los resultados del método de Dickey-Fuller GLS con dos especificaciones, la primera con tendencia y con intercepto, la segunda sin tendencia y con intercepto; todas estas especificaciones se evalúan considerando uno, dos y tres rezagos. Estas pruebas se aplicaron a la serie del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao; para el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo; para el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución; para el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao; y para el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao, todas las series se consideraron en niveles.

Como se puede observar, la mayoría de los valores estimados por la prueba de Dickey-Fuller GLS resultan ser mayores que los valores críticos, por lo que se puede afirmar que las series de precios no son integradas de orden cero.

Por otro lado, en la tabla siguiente se muestran los resultados de la prueba de Dickey-Fuller GLS con una especificación similar a la descrita en párrafos anteriores, pero considerando las

series de precios en primera diferencia. Como se puede observar, todos los valores estimados resultaron ser menores que los valores críticos, por lo que se puede afirmar que todas las series de precios son integradas de orden uno.

**Tabla 12. Resultado de las pruebas de estacionariedad a las series en primera diferencia**

**Método de Dickey-Fuller GLS**

<b>Variable</b>	<b>Opciones</b>	<b>Con 1 rezago</b>	<b>Con 2 rezagos</b>	<b>Con 3 rezagos</b>
Precio minorista del GNV	Con Tendencia / Con Intercepo	-9,064	-9,760	-12,530
	Sin Tendencia / Con Intercepo	-5,179	-5,821	-7,838
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Con Tendencia / Con Intercepo	-12,860	-14,069	-16,759
	Sin Tendencia / Con Intercepo	-12,791	-14,009	-16,705
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Con Tendencia / Con Intercepo	-12,251	-13,994	-16,684
	Sin Tendencia / Con Intercepo	-12,149	-13,901	-16,599
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Con Tendencia / Con Intercepo	-8,258	-8,764	-10,646
	Sin Tendencia / Con Intercepo	-7,129	-7,665	-9,438
Precio minorista del Diésel B5-S50	Con Tendencia / Con Intercepo	-7,373	-8,700	-10,998
	Sin Tendencia / Con Intercepo	-5,073	-6,132	-7,980
		<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
Valores críticos	Con Tendencia / Con Intercepo	-3,480	-2,864	-2,576
	Sin Tendencia / Con Intercepo	-2,580	-1,972	-1,652

Así, se ha cumplido el primer paso del método propuesto por Borenstein et al (1997), encontrándose que todas las series son I(1), por lo que correspondería determinar la existencia de una relación de largo plazo mediante una prueba de cointegración

**VI.2.3. Cointegración y relación de largo plazo**

Luego de demostrar que el precio minorista y el mayorista del GNV, y el precio minorista del gasohol de 90 octanos y del diésel B5-S50 son series I(1), se deberá cumplir el segundo paso del método propuesto por Borenstein et al. (1997), por lo que correspondería determinar si el precio minorista y mayorista están cointegrados. Para ello, se utiliza el método de Johansen (1995), el cual permite evaluar la presencia de más de un vector de cointegración en la relación de más de dos variables.

En la siguiente tabla se presentan los resultados del método de Johansen para determinar si existe cointegración entre el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana, y el Callao y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao; y entre el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana, el Callao y el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao, y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50.

**Tabla 13. Prueba de Johansen**

Tendencia	Precio Mayorista	Estadístico de la Traza	
		Rango 0	Rango 1
Lineal en Largo Plazo / Lineal en Corto Plazo	En Boca de Pozo	60,6351	32,3791*
	En Boca de Pozo más Transporte y Distribución	60,1497	25,8050*
Valores críticos		54,64	34,55
Lineal en Largo Plazo / Constante en Corto Plazo	En Boca de Pozo	71,0211	42,4022*
	En Boca de Pozo más Transporte	71,8849	37,5215*
Valores críticos		62,99	42,44
Constante en Largo Plazo / Constante en Corto Plazo	En Boca de Pozo	47,1682*	19,5045
	En Boca de Pozo más Transporte y Distribución	46,7948*	19,8030
		47,21	29,68
Constante en Largo Plazo / Sin Tendencia en Corto Plazo	En Boca de Pozo	51,0432*	23,1350
	En Boca de Pozo más Transporte y Distribución	52,9805*	25,6202
		53,12	34,91
Sin Tendencia en Largo Plazo Sin Tendencia en Corto	En Boca de Pozo	44,7926	16,8994*
	En Boca de Pozo más Transporte y Distribución	47,1455	20,8398*
Valores críticos		39,89	24,31

Como se puede observar, el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, el logaritmo del precio mayorista en Boca de Pozo, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao, y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50; y el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, el logaritmo del precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao, y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50 cointegran cuando la relación de largo plazo posee una tendencia lineal en su especificación, mientras que la relación de corto plazo puede poseer una tendencia lineal o una constante, o cuando no existe tendencia ni en la relación de largo o corto plazo; esto debido a que el valor del estadístico estimado para la existencia de una relación de cointegración es menor que el valor crítico.

Asimismo, como se mencionó en el marco metodológico, se utilizará el método de Gregory & Hansen (1996) para evaluar si la cointegración existente entre estas variables se mantiene ante la presencia de un quiebre estructural en la relación de largo plazo.

En tabla siguiente se muestran los resultados del método de Gregory & Hansen con cuatro especificaciones, la primera con un cambio en el intercepto de la relación de largo plazo; con un cambio en el intercepto y la tendencia; un cambio en el intercepto y en los coeficientes de la relación de largo plazo; y en un cambio en el intercepto, la tendencia y los coeficientes; todas estas especificaciones se evalúan considerando solo dos rezagos.

Como se puede observar, la cointegración entre el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, el logaritmo del precio mayorista en Boca de Pozo, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao, y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50; y entre el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima

Metropolitana y el Callao, el logaritmo del precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao, y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50 presenta un quiebre estructural en el intercepto, la tendencia, y los coeficientes de la relación de largo plazo; esto debido a que el valor del estadístico  $Z_t$  estimado es menor que el valor crítico. Este quiebre se da en la semana 42 del año 2021 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo y en la semana 41 del año 2021 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución.

**Tabla 14. Prueba de Gregory & Hansen**

Quiebre	Precio Mayorista	Estadísticos		
		ADF	$Z_t$	$Z_a$
en Intercepto	En Boca de Pozo	-3,19	-3,81	-19,92
	En Boca de Pozo más Transporte y Distribución	-3,14	-3,67	-19,94
	Valores críticos	-5,28	-5,28	-53,58
en Intercepto y Tendencia	En Boca de Pozo	-3,43	-3,94	-24,86
	En Boca de Pozo más Transporte y Distribución	-3,54	-3,94	-24,98
	Valores críticos	-5,57	-5,57	-59,76
en Intercepto y Coeficientes	En Boca de Pozo	-5,06	-6,49	-44,52
	En Boca de Pozo más Transporte y Distribución	-5,61	-6,79	-54,70
	Valores críticos	-6,00	-6,00	-68,94
en Intercepto, Tendencia y Coeficientes	En Boca de Pozo	-4,67	-6,91	-35,05
	En Boca de Pozo más Transporte y Distribución	-4,60	-7,06	-34,07
	Valores críticos	-6,32	-6,32	-78,87

A continuación, se procede a estimar una relación de largo plazo entre el precio minorista y el mayorista, como se mencionó en el marco metodológico. La relación por estimar tiene la forma:

$$Pmin_t^{GNV} = \phi_0 + \phi_1 Pmay_t^{GNV} + \phi_2 Pmin_t^{G90} + \phi_3 Pmin_t^{Dies} + \phi_4 TREND + \varepsilon_t$$

Donde el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $Pmin_t^{GNV}$ ) es explicado por el precio mayorista del GNV ( $Pmay_t^{GNV}$ ), que puede ser el precio mayorista en Boca de Pozo, o el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución; el precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $Pmin_t^{G90}$ ); el precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $Pmin_t^{Dies}$ ); y por la tendencia (TREND).

Para ello, corresponde estimar la relación de largo plazo de manera conjunta con la de corto plazo mediante un modelo ARDL.

#### VI.2.4. Modelo de corrección de errores simétrico y relación de corto plazo

Luego de demostrar que el logaritmo del precio minorista y el logaritmo del mayorista del GNV son series I(1), y de encontrar que ambas series cointegran, se estima un modelo de corrección de errores simétrico entre el precio minorista y el mayorista, como se mencionó en el marco metodológico. La relación por estimar tiene la forma:

$$\Delta Pmin_t^{GNV} = \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta Pmay_{t-i}^{GNV} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Pmin_{t-i}^{GNV} + \sum_{i=0}^o \delta_i \Delta Pmin_{t-i}^{G90} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta Pmin_{t-i}^{Dies} + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t$$

Donde la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{GNV}$ ) es explicada por la primera diferencia del logaritmo del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV}$ ) y rezagada m periodos; por los n rezagos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{t-1}^{GNV}$ ,  $\Delta Pmin_{t-2}^{GNV}$  y  $\Delta Pmin_{t-n}^{GNV}$ ); por los o rezagos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{G90}$ ); por los p rezagos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista

del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta P_{\text{min}}^{\text{Dies}}$ ); y por el primer rezago del error de la relación de largo plazo ( $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ ).

La estimación de la relación de corto y largo plazo se realiza de manera simultánea mediante un modelo ARDL. Al utilizar el criterio de información de Akaike para estimar el valor de los rezagos  $m$ ,  $n$ ,  $o$  y  $p$  para la relación de corto plazo se obtiene que la mejor especificación se alcanza con 3 rezagos para el precio minorista del GNV, 1 rezago para el precio mayorista del GNV, 1 rezago para el precio minorista del gasohol de 90 octanos y ningún rezago para el precio minorista del diésel B5-S50.

En la siguiente tabla se muestra la estimación de la relación de corto y largo plazo, considerando el número de rezagos óptimo señalado anteriormente y las especificaciones respecto de la presencia de una tendencia en la relación de largo y corto plazo que se obtuvieron en el análisis de cointegración.

**Tabla 15. Relaciones de largo y corto plazo simétricas**

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más Transporte y Distribución	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
<b><u>Corto Plazo</u></b>				
L1. $\varepsilon$	-0,004 (0,11)	-0,004 (0,11)	-0,002 (0,36)	-0,002 (0,36)
L1. $\Delta$ Pmin GNV	0,590*** (0,00)	0,590*** (0,00)	0,587*** (0,00)	0,587*** (0,00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV	-0,186*** (0,00)	-0,186*** (0,00)	-0,185*** (0,00)	-0,185*** (0,00)
L3. $\Delta$ Pmin GNV	0,080* (0,05)	0,080* (0,05)	0,080* (0,05)	0,080* (0,05)
$\Delta$ Pmay GNV	0,002 (0,67)	0,002 (0,67)	0,004 (0,57)	0,004 (0,57)
L1. $\Delta$ Pmay GNV	0,011* (0,01)	0,011* (0,01)	0,018** (0,00)	0,018** (0,00)
$\Delta$ Pmin G90	0,010 (0,24)	0,010 (0,24)	0,009 (0,25)	0,009 (0,25)
L1. $\Delta$ Pmin G90	-0,024** (0,00)	-0,024** (0,00)	-0,024** (0,00)	-0,024** (0,00)
Tendencia		-0,000 (0,85)		-0,000 (0,77)
Constante	0,001 (0,88)	0,001 (0,88)	0,001 (0,88)	0,001 (0,88)
<b><u>Largo Plazo</u></b>				
Pmay GNV	0,432 (0,27)	0,432 (0,27)	0,826 (0,61)	0,826 (0,61)
Pmin G90	0,223 (0,49)	0,223 (0,49)	0,408 (0,54)	0,408 (0,54)
Pmin Dies	0,042 (0,89)	0,042 (0,89)	0,035 (0,95)	0,035 (0,95)
Tendencia	-0,000 (0,85)		-0,000 (0,80)	

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Como se explicó en el marco metodológico, se espera un signo negativo para la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo, el cual se cumple en todas las estimaciones; sin embargo, esta relación resulta ser no significativa en todos de los casos, ya que

la probabilidad del método de Wald, para una hipótesis lineal simple de que  $\theta_1 = 0$ , es mayor a 0,05.

Además, se observa que todos los coeficientes de la relación de largo plazo y algunos de los coeficientes de la relación de corto plazo resultaron no ser estadísticamente significativos, ya que la probabilidad del método de Wald, para una hipótesis lineal simple de que  $\beta_i, \gamma_i = 0$ , es mayor a 0,05.

Por otro lado, se observa que, en todas las especificaciones, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV está relacionada con su variación de manera rezagada; es decir que cuando el precio minorista de una semana anterior se incrementó (redujo), el precio minorista seguirá incrementándose (reduciéndose) una semana después. De igual manera, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV está relacionada con la variación del logaritmo del precio mayorista del GNV, de manera rezagada; es decir que cuando el precio mayorista se incrementa (reduce), el precio minorista lo hace una semana después. Finalmente, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV está relacionada con la variación del logaritmo del precio minorista del gasohol de 90 octanos, de manera rezagada; es decir que cuando el precio minorista del gasohol de 90 octanos se incrementa (reduce), el precio minorista del GNV se reduce (incrementa) una semana después

Así, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,011% y 0,018% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. De igual forma, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en la variación del precio minorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,587 y 0,590% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Finalmente, se puede afirmar que un desvío de 1,00% en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de entre 0,002 y 0,004% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. Si bien, al ser un valor pequeño, se podría afirmar que el proceso de ajuste de la relación de corto plazo hasta un equilibrio de largo plazo es lento y tomaría varias semanas en que un incremento o reducción en el precio mayorista del GNV se traslade completamente al precio minorista.

Por otro lado, en relación con los coeficientes de la relación de largo plazo se puede observar que el signo de la relación entre el precio minorista y el precio mayorista resultó ser positiva en todas las especificaciones, tal como se esperaba. Sin embargo, todos los coeficientes de esta relación resultaron no ser estadísticamente significativos.

Así, de los coeficientes estimados se tiene que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, generaría un incremento de entre 0,432% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. De igual forma, un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, generaría un incremento de 0,826% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.

Por su parte, la evaluación econométrica encuentra que todas las especificaciones poseen el problema de heterocedasticidad en los errores de la estimación ya que la probabilidad de la prueba de White es menor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula de normalidad en la distribución de los errores. Por su lado, ningún modelo posee problemas de autocorrelación serial de primer orden ya que el estadístico de Durbin Watson es cercano a 2 y la probabilidad de la prueba de Breusch–Godfrey es mayor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula de autocorrelación de primer grado. Ahora bien, a pesar de que la presencia de heterocedasticidad puede afectar la inferencia

derivada de este modelo, al no ser utilizado para la prueba de existencia de asimetría, sino que es más bien demostrativo, no se aplicarán correcciones.

**Tabla 16. Relaciones de largo y corto plazo simétricas con quiebre estructural**

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
<b>Corto Plazo</b>				
L1. $\varepsilon$	-0,017*** (0,00)	-0,017*** (0,00)	-0,017*** (0,00)	-0,017*** (0,00)
L1. $\Delta$ Pmin GNV	0,587*** (0,00)	0,587*** (0,00)	0,581*** (0,00)	0,581*** (0,00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV	-0,178*** (0,00)	-0,178*** (0,00)	-0,177*** (0,00)	-0,177*** (0,00)
L3. $\Delta$ Pmin GNV	0,091* (0,02)	0,091* (0,02)	0,092* (0,02)	0,092* (0,02)
$\Delta$ Pmay GNV	0,001 (0,75)	0,001 (0,75)	-0,002 (0,77)	-0,002 (0,77)
L1. $\Delta$ Pmay GNV	0,010* (0,02)	0,010* (0,02)	0,016* (0,01)	0,016* (0,01)
$\Delta$ Pmin G90	0,011 (0,20)	0,011 (0,20)	0,011 (0,19)	0,011 (0,19)
L1. $\Delta$ Pmin G90	-0,028** (0,00)	-0,028** (0,00)	-0,027** (0,00)	-0,027** (0,00)
Tendencia		-0,000 (0,81)		-0,000 (0,23)
Dummy * $\Delta$ Pmay GNV			0,023 (0,11)	0,023 (0,11)
Constante	0,003 (0,58)	0,003 (0,58)	0,013 (0,19)	0,013 (0,19)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$



Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
<b>Largo Plazo</b>				
Pmay GNV	0,077 (0,39)	0,077 (0,39)	0,225 (0,15)	0,225 (0,15)
Pmin G90	0,171* (0,01)	0,171* (0,01)	0,177* (0,01)	0,177* (0,01)
Pmin Dies	-0,094 (0,18)	-0,094 (0,18)	-0,088 (0,21)	-0,088 (0,21)
Tendencia	-0,000 (0,81)		-0,000 (0,24)	
Dummy *Pmay GNV	0,542 (0,16)	0,542 (0,16)	0,360 (0,42)	0,360 (0,42)
Dummy *Pmin G90	-0,059 (0,82)	-0,059 (0,82)	-0,113 (0,68)	-0,113 (0,68)
Dummy *Pmin Dies	0,004 (0,99)	0,004 (0,99)	0,041 (0,87)	0,041 (0,87)
Dummy *Tendencia	0,000 (0,74)	0,000 (0,74)	0,001 (0,06)	0,001 (0,06)
Dummy	-0,264 (0,94)	-0,264 (0,94)	-3,246 (0,19)	-3,246 (0,19)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Ahora bien, como se mencionó la prueba de Gregory & Hansen determinó la presencia de un quiebre estructural en el intercepto, la tendencia y los coeficientes para la semana 42 del año 2021 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo, y para la semana 41 del año 2021 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución. Así, se agregarán variables adicionales a la relación de largo plazo y de corto plazo.

La nueva estimación de la relación de corto y largo plazo también se realiza de manera simultánea mediante un modelo ARDL. En este caso, al utilizar el criterio de información de Akaike para estimar el valor de los rezagos m, n, o y p para la relación de corto plazo se obtiene que la mejor especificación se alcanza con 3 rezagos para el precio minorista del GNV, 1 rezago para el precio mayorista del GNV, 1 rezago para el precio minorista del gasohol de 90 octanos y ningún rezago para el precio minorista del diésel B5-S50.

Así, se mantiene el signo negativo en la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo; sin embargo, ahora esta relación resulta ser significativa en todos de los casos.

Por su parte, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,010% y 0,016% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. De igual forma, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en la variación del precio minorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,581 y 0,587% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Finalmente, se puede afirmar que un desvío de 1,00% en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de entre 0,017% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. Si bien, sigue siendo valor pequeño, este valor se ha incrementado en comparación con la estimación anterior además de volverse significativo.

Finalmente, en relación con los coeficientes de la relación de largo plazo se tiene que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, generaría un incremento de 0,077% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. De igual forma, un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, generaría un incremento de 0,225% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, el cual se incrementa en el periodo posterior a la semana 41 del año 2021.

Por su parte, la evaluación econométrica también encuentra que todas las especificaciones poseen el problema de heterocedasticidad en los errores de la estimación, además de que el problema de autocorrelación de primer grado no está presente en ninguna especificación.

Por otro lado, si bien se podría estimar un modelo de Vector de Corrección de Errores, este consideraría que la del precio mayorista y minorista del GNV es bidireccional, formando un sistema de ecuaciones. Sin embargo, el enfoque actual considera solo una ecuación que es estimada mediante el modelo ARDL que estima de manera simultánea la relación de corto y largo plazo.

#### **VI.2.4.1. Interpretación económica de los coeficientes y elasticidades**

En los modelos de corrección de errores estimados, el coeficiente del término de corrección representa la velocidad de ajuste semanal del precio minorista ante desequilibrios respecto al nivel de largo plazo determinado por el precio mayorista.

Un valor negativo y estadísticamente significativo confirma la existencia de una relación de cointegración y señala qué proporción del desequilibrio se corrige en cada periodo. Por ejemplo, un coeficiente aproximado de  $-0,35$  indica que cerca del 35% de la brecha entre el precio minorista y su nivel de equilibrio se ajusta cada semana, de modo que el sistema converge gradualmente hacia el equilibrio de largo plazo.

Asimismo, las elasticidades estimadas en los modelos de corto y largo plazo permiten cuantificar la magnitud de la transmisión de precios. Una elasticidad de  $0,6$  en el corto plazo sugiere que un incremento del 1% en el precio mayorista se traduce, en promedio, en un aumento del  $0,6\%$  en el precio minorista durante la misma semana, mientras que una elasticidad de largo plazo cercana a la unidad indica que, a medida que el sistema se ajusta, el traspaso de precios se vuelve prácticamente completo. Estas relaciones cuantitativas permiten interpretar la asimetría no

solo como una diferencia estadística, sino también como una medida de la eficiencia y la rapidez del proceso de transmisión de precios en el mercado del GNV.

### VI.2.5. Modelo de corrección de errores no simétrico y relación de corto plazo

Luego de demostrar que el logaritmo del precio minorista y el logaritmo del precio mayorista del GNV son series I(1), y de encontrar que ambas series cointegran, se estima un modelo de corrección de errores asimétrico entre el logaritmo del precio minorista y logaritmo del precio el mayorista, como se mencionó en el marco metodológico. La relación por estimar tiene la forma:

$$\begin{aligned} \Delta Pmin_t^{GNV} = & \delta_0 + \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \Delta Pmay_{t-i}^{GNV+} + \beta_i^- \Delta Pmay_{t-i}^{GNV-}) \\ & + \sum_{i=1}^n (\gamma_i^+ \Delta Pmin_{t-i}^{GNV+} + \gamma_i^- \Delta Pmin_{t-i}^{GNV-}) + \sum_{i=0}^o \delta_i \Delta Pmin_{t-i}^{G90} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta Pmin_{t-i}^{Dies} \\ & + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

Donde la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{GNV}$ ) es explicada por los valores positivos de la primera diferencia del logaritmo del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV+}$ ) y rezagada n periodos ( $\Delta Pmay_{t-1}^{GNV+}$ ,  $\Delta Pmay_{t-2}^{GNV+}$  y  $\Delta Pmay_{t-n}^{GNV+}$ ); por los valores negativos de la primera diferencia del logaritmo del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV-}$ ) y rezagada n periodos ( $\Delta Pmay_{t-1}^{GNV-}$ ,  $\Delta Pmay_{t-2}^{GNV-}$  y  $\Delta Pmay_{t-n}^{GNV-}$ ); por los n rezagos de los valores positivos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{t-1}^{GNV+}$ ,  $\Delta Pmin_{t-2}^{GNV+}$  y  $\Delta Pmin_{t-n}^{GNV+}$ ); por los n rezagos de los valores negativos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{t-1}^{GNV-}$ ,  $\Delta Pmin_{t-2}^{GNV-}$  y  $\Delta Pmin_{t-n}^{GNV-}$ ); por los o rezagos de la

primera diferencia del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta P_{\min_t^{G90}}$ ,  $\Delta P_{\min_{t-1}^{G90}}$  y  $\Delta P_{\min_{t-0}^{G90}}$ ); por los p rezagos de la primera diferencia del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta P_{\min_t^{Dies}}$ ,  $\Delta P_{\min_{t-1}^{Dies}}$  y  $\Delta P_{\min_{t-p}^{Dies}}$ ); y por el primer rezago del error de la relación de largo plazo ( $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ ).

La estimación de la relación de corto y largo plazo se realiza de manera simultánea; sin embargo, a diferencia del modelo anterior, no se puede utilizar un modelo ARDL.

Ahora bien, como se mencionó en el marco metodológico, el paso previo para la evaluación de los resultados es determinar el número de rezagos n por utilizar en la regresión. Para ello se utiliza el criterio de Akaike, de Schwarz y el R-Cuadrado ajustado de los modelos con n=1,2,3,... rezagos, escogiéndose aquel valor n que presente los mejores resultados.

En la siguiente tabla se muestran los estadísticos de Akaike, Schwarz y R-Cuadrado ajustado de la estimación de la relación de corto plazo considerando hasta cuatro rezagos. En el caso del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo y del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, el mejor ajuste en el modelo se da con uno y dos rezagos.

Por su parte, también se presenta la evaluación econométrica de las relaciones de corto plazo, encontrándose que todas las especificaciones poseen el problema de heterocedasticidad en los errores de la estimación ya que la probabilidad de la prueba de Breusch-Pagan es menor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula de normalidad en la distribución de los errores. Por su lado, ningún modelo posee problemas de autocorrelación serial de primer orden ya que el estadístico de Durbin Watson es cercano a 2.

**Tabla 17. Elección del rezago optimo en la relación de corto plazo  
Con el precio mayorista en Boca de Pozo**

	<b>Rezago 1</b>	<b>Rezago 2</b>	<b>Rezago 3</b>	<b>Rezago 4</b>
R-Cuadrado	0,331	0,347	0,351	0,358
R-Cuad. ajustado	0,317	0,329	0,329	0,331
Schwarz	-6117,70	-6107,33	-6085,49	-6055,33
Akaike	-6179,72	-6187,07	-6182,94	-6170,47
Prob. F	0,000	0,000	0,000	0,000
Observaciones	620	620	620	619
Heterocedasticidad Breusch-Pagan (Chi2)	400,607	353,761	329,850	369,532
Prob. Chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
Autocorrelación Durbin Watson	1,842	1,983	2,000	2,015

### Con el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución

	<b>Rezago 1</b>	<b>Rezago 2</b>	<b>Rezago 3</b>	<b>Rezago 4</b>
R-Cuadrado	0,332	0,347	0,351	0,358
R-Cuad. ajustado	0,317	0,329	0,328	0,331
Schwarz	-6118,13	-6107,08	-6084,78	-6055,60
Akaike	-6180,15	-6186,81	-6182,23	-6170,73
Prob. F	0,000	0,000	0,000	0,000
Observaciones	620	620	620	619
Heterocedasticidad Breusch-Pagan (Chi2)	360,646	321,530	303,843	350,187
Prob. Chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
Autocorrelación Durbin Watson	1,847	1,986	1,999	2,017

En la siguiente tabla se muestra la estimación de la relación de corto plazo considerando el número de rezagos óptimo señalado anteriormente y la corrección de la heterocedasticidad. Como se mencionó en el marco metodológico, no existía un signo esperado para la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y la variación positiva o negativa del logaritmo del precio mayorista del GNV, ni para la relación entre

la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y los valores positivos y negativos del rezago de esta variable.

Sin embargo, si se espera un signo negativo para la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo, que está recogido en el coeficiente de  $Pmin_{t-1}^{GNV}$  en la parte de la ecuación de largo plazo. Este signo esperado se cumple en la estimación con el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo y con el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución. Asimismo, se observa que esta relación resulta ser no significativa en la mayoría de los casos, ya que la probabilidad del método de Wald, para una hipótesis lineal simple de que  $\theta_1 = 0$ , es mayor a 0,05.

Esto se cumple en todas las estimaciones; sin embargo, esta relación resulta ser no significativa en todos de los casos. Además, se observa que algunos los coeficientes de la relación de largo plazo y algunos de los coeficientes de la relación de corto plazo resultaron no ser estadísticamente significativos.

Por otro lado, se observa que, en todas las especificaciones, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV está relacionada con su variación positiva y negativa de manera rezagada. De igual manera, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV está relacionada con la variación positiva del logaritmo del precio mayorista del GNV, de manera rezagada; pero no así con la variación negativa del precio mayorista del GNV.

#### **Tabla 18. Relaciones de corto plazo asimétricas**

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más Transporte y Distribución	
	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 1	Rezago 2
$\Delta+$ Pmay GNV	0,0048 (0,49)	0,0045 (0,52)	0,0066 (0,46)	0,0069 (0,44)
L1. $\Delta+$ Pmay GNV	0,0213* (0,04)	0,0210* (0,04)	0,0293* (0,01)	0,0284* (0,01)
L2. $\Delta+$ Pmay GNV		-0,0069 (0,27)		-0,0059 (0,45)
$\Delta-$ Pmay GNV	0,0036 (0,23)	0,0040 (0,18)	0,0084 (0,19)	0,0078 (0,26)
L1. $\Delta-$ Pmay GNV	-0,0013 (0,54)	-0,0008 (0,70)	0,0024 (0,60)	0,0018 (0,70)
L2. $\Delta-$ Pmay GNV		-0,0016 (0,50)		-0,0005 (0,88)
L1. $\Delta+$ Pmin GNV	0,4660*** (0,00)	0,5401*** (0,00)	0,4685*** (0,00)	0,5386*** (0,00)
L2. $\Delta+$ Pmin GNV		-0,1422 (0,08)		-0,1397 (0,08)
L1. $\Delta-$ Pmin GNV	0,7867*** (0,00)	0,9201*** (0,00)	0,7644*** (0,00)	0,9049*** (0,00)
L2. $\Delta-$ Pmin GNV		-0,2026 (0,41)		-0,2223 (0,38)
L1. Pmin GNV	-0,0042 (0,11)	-0,0039 (0,11)	-0,0019 (0,36)	-0,0012 (0,51)
L1. Pmay GNV	0,0026 (0,09)	0,0029 (0,05)	0,0019 (0,14)	0,0028* (0,03)
L1. Pmin G90	-0,0035 (0,69)	-0,0051 (0,56)	-0,0035 (0,70)	-0,0052 (0,57)
L1. Pmin Dies	-0,0072 (0,40)	-0,0074 (0,37)	-0,0089 (0,31)	-0,0088 (0,30)
Tendencia	-0,0000 (0,34)	-0,0000 (0,26)	-0,0000 (0,27)	-0,0000 (0,09)
Constante	0,0009 (0,55)	0,0011 (0,47)	-0,0007 (0,53)	-0,0004 (0,71)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Así, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,0210% y 0,0293% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. De igual forma, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en la variación del precio minorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,4660 y 0,5401% en la variación del precio

minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. Asimismo, se puede afirmar que una reducción de 1,00% en la variación del precio minorista del GNV del periodo anterior, generaría una reducción de entre 0,7644 y 0,9201% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Finalmente, se puede afirmar que un desvío de 1,00% en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de entre 0,0035 y 0,0052% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Finalmente, corresponde derivar los coeficientes de la relación de largo plazo a partir de lo estimado en la relación de corto plazo asimétrica. Al respecto, corresponde recordar que la relación de largo plazo tiene la forma:

$$Pmin_t^{GNV} = \phi_0 + \phi_1 Pmay_t^{GNV} + \phi_2 Pmin_t^{G90} + \phi_3 Pmin_t^{Dies} + \phi_4 TREND + \varepsilon_t$$

Con lo que, para calcular sus coeficientes se deberá dividir a los coeficientes estimados en la relación de corto plazo entre el coeficiente  $\theta_1$  que acompaña al logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $Pmin_{t-1}^{GNV}$ ).

La siguiente tabla se muestran los resultados de la estimación de la relación de largo plazo para el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, el precio minorista del gasohol de 90 octanos y el precio minorista del diésel B5-S50. Al respecto, se puede observar que el signo de la relación entre el precio minorista y el precio mayorista resultó ser positiva en todas las especificaciones, tal como se esperaba; sin embargo, solo resultaron ser estadísticamente significativos para el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo.

Así, de los coeficientes estimados se tiene que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, generaría un incremento de entre 0,625% y 0737% en el

precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. De igual forma, un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, generaría un incremento de entre 1,025% y 2,297% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.

**Tabla 19. Estimaciones de la relación de largo plazo**

	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más Transporte y Distribución	
	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 1	Rezago 2
Pmay GNV	0,625 (0,006)	0,737 (0,007)	1,025 (0,511)	2,297 (0,559)
Pmin G90	0,053 (0,839)	0,029 (0,918)	0,097 (0,865)	0,025 (0,977)
Pmin Dies	0,248 (0,323)	0,301 (0,277)	0,421 (0,546)	0,819 (0,579)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Por otro lado, se analiza la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista del GNV y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao evaluando si los  $\beta_i^+$  y  $\beta_i^-$  son iguales. Considerando el método de Wald para una hipótesis lineal compuesta de que  $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ,  $\beta_1^+ = \beta_1^-$ ,  $\beta_2^+ = \beta_2^-$ , ... se encuentra que no existe asimetría, ya que la probabilidad del método de Wald fue superior a 0,05 en todas las estimaciones, con lo que se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes de las variaciones positivas y negativas del precio mayorista son iguales.

**Tabla 20. Prueba de existencia de asimetría**

Variable	Rezago 1	Rezago 2
en Boca de Pozo	2,26 (0,1049)	1,60 (0,1880)
en Boca de Pozo más Transporte y Distribución	2,12 (0,1211)	1,50 (0,2133)

Finalmente, la metodología de Borenstein et al (1997) requeriría estimar las funciones impulso respuesta y el sobreprecio que un consumidor pagaría debido a la existencia de la asimetría; sin embargo, se ha mostrado que, a pesar de que el precio minorista y el mayorista del

GNV son series I(1), de encontrar que ambas series cointegran, y de estimar el modelo de corrección de errores asimétrico, no existiría asimetría en la relación entre el precio mayorista del GNV y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. Así, no correspondería continuar con el análisis mencionado.

Ahora bien, como la prueba de Gregory & Hansen determinó la presencia de un quiebre estructural en el intercepto, la tendencia y los coeficientes para la semana 42 del año 2021 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo, y para la semana 41 del año 2021 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, se agregarán variables adicionales a la relación de largo plazo y de corto plazo.

La nueva estimación de la relación de corto y largo plazo también se realiza de manera simultánea. Asimismo, se determina el número de rezagos  $n$  por utilizar en la regresión, encontrándose que en el caso del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo y del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, el mejor ajuste en el modelo se da con uno y dos rezagos.

Asimismo, la evaluación econométrica de las relaciones de corto plazo muestra que todas las especificaciones poseen el problema de heterocedasticidad en los errores de la estimación además de que ningún modelo posee problemas de autocorrelación serial de primer orden.

En la siguiente tabla se muestra la estimación de la relación de corto plazo considerando el número de rezagos óptimo señalado anteriormente y la corrección de la heterocedasticidad. Al respecto, se mantiene el signo negativo para la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo, recogido en el coeficiente de  $Pmin_{t-1}^{GNV}$ , en todas las especificaciones. De igual manera, se mantiene la condición de no significancia.

**Tabla 21. Relaciones de corto plazo asimétricas con quiebre estructural**

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más Transporte y Distribución	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
$\Delta+$ Pmay GNV	0,004 (0,51)	0,004 (0,55)	0,008 (0,33)	0,009 (0,33)
L1. $\Delta+$ Pmay GNV	0,020* (0,04)	0,020* (0,04)	0,028* (0,01)	0,027* (0,02)
L2. $\Delta+$ Pmay GNV		-0,008 (0,22)		-0,007 (0,37)
$\Delta-$ Pmay GNV	0,004 (0,21)	0,005 (0,17)	0,009 (0,16)	0,009 (0,21)
L1. $\Delta-$ Pmay GNV	-0,001 (0,60)	-0,001 (0,77)	-0,001 (0,84)	-0,001 (0,83)
L2. $\Delta-$ Pmay GNV		-0,001 (0,54)		-0,004 (0,34)
L1. $\Delta+$ Pmin GNV	0,467*** (0,00)	0,536*** (0,00)	0,466*** (0,00)	0,531*** (0,00)
L2. $\Delta+$ Pmin GNV		-0,135 (0,10)		-0,134 (0,10)
L1. $\Delta-$ Pmin GNV	0,813*** (0,00)	0,928*** (0,00)	0,787*** (0,00)	0,911*** (0,00)
L2. $\Delta-$ Pmin GNV		-0,173 (0,46)		-0,194 (0,43)
$\Delta$ Pmin G90	-0,002 (0,81)	-0,004 (0,67)	-0,002 (0,85)	-0,004 (0,68)
$\Delta$ Pmin Dies	-0,010 (0,27)	-0,010 (0,25)	-0,011 (0,21)	-0,011 (0,21)
Dummy * $\Delta$ Pmin G90	-0,007 (0,42)	-0,008 (0,35)	-0,004 (0,69)	-0,003 (0,76)
Dummy * $\Delta$ Pmin Dies	0,007 (0,40)	0,008 (0,33)	0,004 (0,69)	0,003 (0,77)
Constante	0,003 (0,22)	0,003 (0,24)	0,003 (0,10)	0,003 (0,13)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
L1. Pmin GNV	-0,017 (0,07)	-0,015 (0,08)	-0,017 (0,06)	-0,015 (0,07)
L1. Pmay GNV	0,003 (0,12)	0,003 (0,08)	0,005** (0,01)	0,005** (0,01)
L1. Pmin G90	0,002 (0,15)	0,002 (0,21)	0,002 (0,15)	0,002 (0,21)
L1. Pmin Dies	-0,000 (0,68)	-0,000 (0,98)	-0,001 (0,62)	-0,000 (0,96)
Tendencia	-0,000 (0,31)	-0,000 (0,26)	-0,000* (0,04)	-0,000* (0,03)
Dummy *Pmay GNV	0,004 (0,33)	0,005 (0,11)	0,003 (0,40)	0,005 (0,15)
Dummy *Pmin G90	-0,002 (0,31)	-0,003 (0,28)	-0,002 (0,32)	-0,002 (0,41)
Dummy *Pmin Dies	0,001 (0,73)	-0,000 (0,93)	0,001 (0,82)	-0,001 (0,75)
Dummy *Tendencia	0,000 (0,35)	0,000 (0,61)	0,000 (0,11)	0,000 (0,16)
Dummy	-0,035 (0,49)	-0,009 (0,85)	-0,061 (0,17)	-0,044 (0,28)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Así, se puede afirmar que un desvío de 1,00% en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de entre 0,015 y 0,017% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Finalmente, se analiza la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista del GNV y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. Considerando el método de Wald se encuentra que no existe asimetría en todas las estimaciones, con lo que se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes de las variaciones positivas y negativas del precio mayorista son iguales.

## Tabla 22. Prueba de existencia de asimetría

Variable	Rezago 1	Rezago 2
en Boca de Pozo	2,12	1,57
en Boca de Pozo más	0,1204	0,196
Transporte y Distribución	2,60	1,68
	0,0754	0,1698

## VI.2.6. Modelo de corrección de errores no simétrico. Asimetría de corto y largo plazo

Ahora bien, de manera complementaria, se evaluará una ampliación al modelo de Borenstein et al (1997), considerando la forma funcional desarrollada por Atil et al (2014). Considerando que se ha demostrado que el logaritmo del precio minorista y el logaritmo del precio mayorista del GNV son series I(1), y que ambas series cointegran, se estimará el modelo de corrección de errores asimétrico de corto y largo plazo entre el logaritmo del precio minorista y logaritmo del precio el mayorista, como se mencionó en el marco metodológico. La relación por estimar tiene la forma:

$$\Delta Pmin_t^{GNV} = \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \Delta Pmay_{t-i}^{GNV+} + \beta_i^- \Delta Pmay_{t-i}^{GNV-}) + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Pmin_{t-i}^{GNV} + \sum_{i=0}^o \delta_i \Delta Pmin_{t-i}^{G90} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta Pmin_{t-i}^{Dias} + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t$$

Donde el logaritmo de la primera diferencia del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_t^{GNV}$ ) es explicada por los valores positivos de la primera diferencia del logaritmo del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV+}$ ) y rezagada n periodos ( $\Delta Pmay_{t-1}^{GNV+}$ ,  $\Delta Pmay_{t-2}^{GNV+}$  y  $\Delta Pmay_{t-n}^{GNV+}$ ); por los valores negativos de la primera diferencia del logaritmo del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_t^{GNV-}$ ) y rezagada n periodos ( $\Delta Pmay_{t-1}^{GNV-}$ ,  $\Delta Pmay_{t-2}^{GNV-}$  y  $\Delta Pmay_{t-n}^{GNV-}$ ); por los n rezagos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao

$(\Delta P_{\min_{t-1}^{GNV}}, \Delta P_{\min_{t-2}^{GNV}} \text{ y } \Delta P_{\min_{t-n}^{GNV}})$ ; por los  $o$  rezagos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta P_{\min_t^{G90}}$ ); por los  $p$  rezagos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta P_{\min_t^{Dies}}$ ); y por el primer rezago del error de la relación de largo plazo ( $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ ).

La estimación de la relación de corto y largo plazo se realiza de manera simultánea mediante un modelo ARDL. Al utilizar el criterio de información de Akaike para estimar el valor de los rezagos  $m$ ,  $n$ ,  $o$  y  $p$  para la relación de corto plazo se obtiene que la mejor especificación se alcanza con 3 rezagos para el precio minorista del GNV, 2 rezagos para el acumulado de los incrementos y reducciones del precio mayorista del GNV, 1 rezago para el precio minorista del gasohol de 90 octanos y ningún rezago para el precio minorista del diésel B5-S50.

**Tabla 23. Relaciones de corto y largo plazo no simétricas**

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más Transporte y Distribución	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
<b>Largo Plazo</b>				
Pmay GNV+	0,116 (0,69)	0,116 (0,69)	-0,305 (0,88)	-0,305 (0,88)
Pmay GNV-	0,583* (0,02)	0,583* (0,02)	2,656 (0,59)	2,656 (0,59)
Pmin G90	-0,008 (0,97)	-0,008 (0,97)	-0,198 (0,85)	-0,198 (0,85)
Pmin Dies	0,217 (0,27)	0,217 (0,27)	0,884 (0,62)	0,884 (0,62)
Tendencia	0,001 (0,14)		0,005 (0,58)	

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
<b><u>Corto Plazo</u></b>				
L1. $\varepsilon$	-0,006* (0,02)	-0,006* (0,02)	-0,001 (0,52)	-0,001 (0,52)
L1. $\Delta$ Pmin GNV	0,592*** (0,00)	0,592*** (0,00)	0,586*** (0,00)	0,586*** (0,00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV	-0,185*** (0,00)	-0,185*** (0,00)	-0,185*** (0,00)	-0,185*** (0,00)
L3. $\Delta$ Pmin GNV	0,077 (0,05)	0,077 (0,05)	0,072 (0,07)	0,072 (0,07)
$\Delta+$ Pmay GNV	0,003 (0,59)	0,003 (0,59)	0,005 (0,53)	0,005 (0,53)
L1. $\Delta+$ Pmay GNV	0,021*** (0,00)	0,021*** (0,00)	0,028*** (0,00)	0,028*** (0,00)
L2. $\Delta+$ Pmay GNV	-0,007 (0,26)	-0,007 (0,26)	-0,005 (0,52)	-0,005 (0,52)
$\Delta-$ Pmay GNV	0,001 (0,92)	0,001 (0,92)	0,004 (0,72)	0,004 (0,72)
L1. $\Delta-$ Pmay GNV	-0,001 (0,88)	-0,001 (0,88)	0,002 (0,84)	0,002 (0,84)
L2. $\Delta-$ Pmay GNV	-0,001 (0,88)	-0,001 (0,88)	0,002 (0,87)	0,002 (0,87)
$\Delta$ Pmin G90	0,011 (0,19)	0,011 (0,19)	0,009 (0,27)	0,009 (0,27)
L1. $\Delta$ Pmin G90	-0,023** (0,01)	-0,023** (0,01)	-0,022** (0,01)	-0,022** (0,01)
Tendencia		0,000 (0,15)		0,000 (0,28)
Constante	-0,019 (0,10)	-0,019 (0,10)	-0,022 (0,23)	-0,022 (0,23)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

En la tabla anterior se muestra la estimación de la relación de corto y largo plazo, considerando el número de rezagos óptimo señalado anteriormente y las especificaciones respecto de la presencia de una tendencia en la relación de largo y corto plazo que se obtuvieron en el análisis de cointegración.

Como se explicó en el marco metodológico, se espera un signo negativo para la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo, el cual se cumple en todas las

estimaciones; sin embargo, esta relación resulta ser solo significativa en la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo. Además, se observa que en algunos coeficientes de la relación de corto y largo plazo resultaron no ser estadísticamente significativos.

Por otro lado, se observa que, en todas las especificaciones, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV está relacionada con su variación de manera rezagada; es decir que cuando el precio minorista de una semana anterior se incrementó (redujo), el precio minorista seguirá incrementándose (reduciéndose) una semana después. De igual manera, está relacionada con la variación positiva del logaritmo del precio mayorista del GNV, de manera rezagada; es decir que cuando el precio mayorista se incrementa, el precio minorista lo hace una semana después; sin embargo, no es así en el caso de la variación negativa del logaritmo del precio mayorista del GNV, que resulta no tener un impacto significativo.

Finalmente, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV está relacionada con la variación del logaritmo del precio minorista del gasohol de 90 octanos, de manera rezagada; es decir que cuando el precio minorista del gasohol de 90 octanos se incrementa (reduce), el precio minorista del GNV se reduce (incrementa) una semana después.

Así, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,021% y 0,028% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. De igual forma, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en la variación del precio minorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,586 y 0,592% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Finalmente, se puede afirmar que un desvío de 1,00% en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de entre 0,001 y 0,006% en la variación del precio minorista

del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. Si bien, al ser un valor pequeño, se podría afirmar que el proceso de ajuste de la relación de corto plazo hasta un equilibrio de largo plazo es lento y tomaría varias semanas en que un incremento o reducción en el precio mayorista del GNV se traslade completamente al precio minorista.

Finalmente, en relación con los coeficientes de la relación de largo plazo se puede observar que el signo de la relación entre el precio minorista y el precio mayorista resultó ser negativa para la sumatoria parcial de los incrementos del logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, diferente a lo que se esperaba; sin embargo, resultó ser una relación no significativa.

Por otro lado, el signo de la relación entre el precio minorista y el precio mayorista resultó ser positiva para la sumatoria parcial de las reducciones del logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo y para la sumatoria parcial de las reducciones del logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, tal como a lo que se esperaba, siendo solo significativa en el caso del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo.

Ahora, de los coeficientes estimados se tiene que un incremento de 1,00% en las variaciones positivas acumuladas del precio mayorista del GNV, generaría un cambio de entre -0,305 y 0,116% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. De igual forma, un incremento de 1,00% en las variaciones negativas acumuladas del precio mayorista del GNV, generaría un incremento de 0,583 y 2,656% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.

Finalmente, se analiza la existencia de asimetría en la relación de corto plazo entre el precio mayorista del GNV y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao encontrándose que no existe asimetría en la relación de corto plazo, ya que la probabilidad del

método de Wald fue superior a 0,05 en todas las estimaciones, con lo que se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes de las variaciones positivas y negativas del precio mayorista son iguales.

**Tabla 24. Prueba de existencia de asimetría**

Variable	Rezago 1	Rezago 2
<b><u>Corto plazo</u></b>		
en Boca de Pozo	2,10	2,10
	0,0992	0,0992
en Boca de Pozo más	3,67	3,67
Transporte y Distribución	0,0559	0,0559
<b><u>Largo plazo</u></b>		
en Boca de Pozo	1,22	0,31
	0,3024	0,5774
en Boca de Pozo más	1,22	0,31
Transporte y Distribución	0,3024	0,5774

De igual forma, se determina que tampoco existe asimetría de largo plazo en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV Boca de Pozo ya que la probabilidad del método de Wald fue superior a 0,05 en esta estimación.

Ahora bien, se ha establecido que existe un quiebre estructural en el intercepto, la tendencia y los coeficientes para la semana 42 del año 2021 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo, y para la semana 41 del año 2021 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución. Así, se agregarán variables adicionales a la relación de largo plazo y de corto plazo.

La nueva estimación de la relación de corto y largo plazo también se realiza de manera simultánea mediante un modelo ARDL. En este caso, al utilizar el criterio de información de Akaike para estimar el valor de los rezagos  $m$ ,  $n$ , o  $p$  para la relación de corto plazo se obtiene que la mejor especificación se alcanza con 3 rezagos para el precio minorista del GNV, 1 rezago

para el precio mayorista del GNV, 1 rezago para el precio minorista del gasohol de 90 octanos y ningún rezago para el precio minorista del diésel B5-S50.

**Tabla 25. Relaciones de corto y largo plazo no simétricas con quiebre estructural**

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
<b><u>Corto Plazo</u></b>				
L1. $\varepsilon$	-0,017*** (0,00)	-0,017*** (0,00)	-0,017*** (0,00)	-0,017*** (0,00)
L1. $\Delta$ Pmin GNV	0,590*** (0,00)	0,590*** (0,00)	0,581*** (0,00)	0,581*** (0,00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV	-0,180*** (0,00)	-0,180*** (0,00)	-0,180*** (0,00)	-0,180*** (0,00)
L3. $\Delta$ Pmin GNV	0,084* (0,04)	0,084* (0,04)	0,078 (0,05)	0,078 (0,05)
$\Delta+$ Pmay GNV	0,002 (0,79)	0,002 (0,79)	0,003 (0,72)	0,003 (0,72)
L1. $\Delta+$ Pmay GNV	0,019** (0,00)	0,019** (0,00)	0,025** (0,00)	0,025** (0,00)
L2. $\Delta+$ Pmay GNV	-0,009 (0,16)	-0,009 (0,16)	-0,007 (0,36)	-0,007 (0,36)
$\Delta-$ Pmay GNV	0,001 (0,83)	0,001 (0,83)	0,002 (0,88)	0,002 (0,88)
L1. $\Delta-$ Pmay GNV	-0,000 (0,97)	-0,000 (0,97)	0,000 (0,98)	0,000 (0,98)
L2. $\Delta-$ Pmay GNV	-0,000 (0,96)	-0,000 (0,96)	-0,001 (0,93)	-0,001 (0,93)
$\Delta$ Pmin G90	0,011 (0,19)	0,011 (0,19)	0,009 (0,26)	0,009 (0,26)
L1. $\Delta$ Pmin G90	-0,027** (0,00)	-0,027** (0,00)	-0,025** (0,00)	-0,025** (0,00)
Tendencia		0,000 (0,48)		0,000 (0,63)
Constante	-0,010 (0,49)	-0,010 (0,49)	-0,010 (0,61)	-0,010 (0,61)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Variable	en Boca de Pozo		en Boca de Pozo más	
	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
<b>Largo Plazo</b>				
+Pmay GNV	0,057 (0,60)	0,057 (0,60)	0,127 (0,51)	0,127 (0,51)
-Pmay GNV	0,166 (0,17)	0,166 (0,17)	0,372 (0,09)	0,372 (0,09)
Pmin G90	0,117 (0,18)	0,117 (0,18)	0,111 (0,22)	0,111 (0,22)
Pmin Dies	-0,024 (0,81)	-0,024 (0,81)	-0,009 (0,94)	-0,009 (0,94)
Tendencia	0,000 (0,51)		0,000 (0,65)	
Dummy *+Pmay GNV	0,881 (0,11)	0,881 (0,11)	1,187 (0,17)	1,187 (0,17)
Dummy *-Pmay GNV	0,004 (1,00)	0,004 (1,00)	-0,189 (0,83)	-0,189 (0,83)
Dummy *Pmin G90	-0,028 (0,92)	-0,028 (0,92)	0,029 (0,92)	0,029 (0,92)
Dummy *Pmin Dies	-0,049 (0,85)	-0,049 (0,85)	-0,092 (0,75)	-0,092 (0,75)
Dummy *Tendencia	-0,002 (0,44)	-0,002 (0,44)	-0,002 (0,56)	-0,002 (0,56)
Dummy	4,307 (0,49)	4,307 (0,49)	4,600 (0,60)	4,600 (0,60)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Así, se mantiene el signo negativo en la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo; sin embargo, ahora esta relación resulta ser significativa en todos de los casos.

Por su parte, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,019% y 0,025% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. De igual forma, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en la variación del precio minorista del GNV del periodo anterior, generaría un incremento de entre 0,581 y 0,590% en la variación del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Finalmente, se puede afirmar que un desvío de 1,00% en la relación de largo plazo un periodo atrás genera una reducción de entre 0,017% en la variación del precio minorista del GNV

en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. Si bien, sigue siendo valor pequeño, este valor se ha incrementado en comparación con la estimación anterior además de volverse significativo.

Finalmente, en relación con los coeficientes de la relación de largo plazo se tiene que un incremento de 1,00% en las variaciones positivas acumuladas del precio mayorista del GNV, generaría un incremento de entre 0,057 y 0,127% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao. De igual forma, un incremento de 1,00% en las variaciones negativas acumuladas del precio mayorista del GNV, generaría un incremento de 0,166 y 0,372% en el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, incrementándose dichos valores para el periodo posterior a la semana 41 del 2021.

Finalmente, se analiza la existencia de asimetría en la relación de corto plazo entre el precio mayorista del GNV y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao encontrándose que no existe asimetría en la relación de corto plazo, ya que la probabilidad del método de Wald fue superior a 0,05 en todas las estimaciones, con lo que se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes de las variaciones positivas y negativas del precio mayorista son iguales.

De igual forma, se determina que tampoco existe asimetría de largo plazo en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV Boca de Pozo ya que la probabilidad del método de Wald fue superior a 0,05 en esta estimación.

#### **Tabla 26. Prueba de existencia de asimetría**

Variable	Lineal LP Const CP	Lineal LP Lineal CP
<b><u>Corto plazo</u></b>		
en Boca de Pozo	1,74	0,74
	0,1584	0,3910
en Boca de Pozo más	1,12	1,12
Transporte y Distribución	0,3397	0,2903
<b><u>Largo plazo</u></b>		
en Boca de Pozo	1,74	0,74
	0,1584	0,3910
en Boca de Pozo más	1,12	1,12
Transporte y Distribución	0,3397	0,2903

Por otro lado, si bien esta especificación también se podría estimar un modelo de Vector de Corrección de Errores, este consideraría que la del precio mayorista y minorista del GNV es bidireccional, formando un sistema de ecuaciones. Sin embargo, el enfoque actual considera solo una ecuación que es estimada mediante el modelo ARDL que estima de manera simultánea la relación de corto y largo plazo.

#### **VI.2.7. Modelo de corrección de errores no simétrico espacial**

Finalmente, se amplía el modelo de Borenstein et al (1997), considerando la forma funcional desarrollada por Eleftheriou et al (2018), quien incorpora el impacto de las variables espaciales tanto en la relación de corto plazo como en la relación de largo plazo.

La variable espacial dentro de este modelo es  $Pmin_{i,t}^{GNV*}$  que se construye a partir de  $Pmin_{i,t}^{GNV*} = \sum_{h \neq i}^N w_{ih} Pmin_{h,t}^{GNV}$  y que representa el logaritmo del precio promedio de todas las estaciones  $h \neq i$ , ponderado por la distancia desde estación de servicio  $i$  hasta las otras estaciones  $h$ , que se recogen dentro de la matriz  $w_{ih}$ . Dado que esta matriz busca recoger el impacto de las decisiones en precios de las estaciones de servicio cercanas, sus componentes tomarán el valor de cero, si la distancia entre las estaciones supera los dos kilómetros, y de uno si es que es menor.

Al respecto, INDECOPI (2018) evaluó la competencia geográfica entre estaciones de servicio que comercializan GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre 2011 y 2015, encontrando que las estaciones de servicio monitorean constantemente los precios de las estaciones de servicios cercanas, definiendo un radio de 2 kilómetros como el área de influencia de una estación. Este radio se encuentra en línea con lo que concluyen otros estudios similares.

Para la realización de pruebas y la estimación de este modelo, se requiere que el panel de datos sea balanceado; es decir, que todas las estaciones consideradas dentro del modelo deberán tener registro de sus precios para el todo el periodo considerado.

Como se ha descrito en la sección metodológica, el precio minorista semanal utilizado en los modelos anteriores resulta de promediar el precio minorista que es reportado por cada una de las 325 estaciones de servicio en Lima Metropolitana y el Callao para el GNV entre enero de 2013 y diciembre de 2024. Dado que cada estación de servicios debe reportar al Osinergmin cada vez que modifique sus precios, no existe una frecuencia de reporte única, sino que se puede tener estaciones que reportan cambios cada semana y otras que solo lo hacen cada mes.

Así, se realizó un procedimiento para crear la serie del precio diario del GNV de cada estación de servicio, el que involucraba completar la serie considerando que el precio de cada día será igual al precio vigente anterior hasta que la estación publique un nuevo precio. Este procedimiento encontró que ciertas estaciones de servicio que no actualizaron sus precios por varios meses, con lo que se decidió solo completar la serie hasta cierto número de días después de su última actualización con lo que se definió un número de días de tolerancia equivalente a 169 días. Sin embargo, este procedimiento genera que algunas estaciones de servicio tengan semanas en las que no registran precios, afectando el requisito de balance en el panel de datos que requiere.

En tal sentido, para esta parte de la investigación se ha decidido eliminar el límite de días para completar la serie de datos en el caso de aquellas estaciones de servicio que si hayan presentado reportes en días posteriores, mientras que en el caso de aquellas que no volvieron a reportar en el todo el periodo analizado, si se mantendrá dicho límite.

Por otro lado, se tienen estaciones de servicio que iniciaron operaciones durante el periodo analizado, con lo que no tienen información de precios reportados antes de que empezaran a comercializar el producto en el mercado, lo que afecta al requisito de balance en el panel de datos mencionado. Para eliminar este problema se ha decidido acortar el periodo de análisis con el objetivo de recoger un número mayor de estaciones de servicio con datos completos, definiendo al periodo como el comprendido entre enero de 2016 y diciembre de 2024.

Finalmente, existen estaciones de servicio que no poseen competidores cercanos en el rango de 2 kilómetros definido como área de influencia, esto afecta al modelo ya que la variable que recoge el precio promedio de los competidores cercanos quedaría sin datos para esta estación de servicio, afectando nuevamente al balance en el panel de datos que requiere. Para ello, se ha decidido no considerar aquellas estaciones de servicio que no poseen competidores cercanos.

Así, la evaluación de este modelo incluirá información de 201 estaciones de servicio que comercializan GNV en Lima Metropolitana y el Callao, siendo el 62% del total de estaciones de las que se tiene información<sup>25</sup>; asimismo, incluirá información solo de 468 semanas las que se encuentran entre enero de 2016 y diciembre de 2024, siendo el 75% de total de semanas de la que se tiene información.

---

<sup>25</sup> Eleftheriou et al (2018) considera 8,5 kilómetros como área de influencia. En este caso, la cantidad total de estaciones que si tienen competidores cercanos se incrementaría de 201 a 235, alcanzando al 72% del total de estaciones. Los valores y signos de las estimaciones es similar en ambos casos, por lo que se muestran solo aquellas que consideran el área de influencia a 2 kilómetros.

Dadas estas restricciones, se presenta el análisis de los principales estadísticos descriptivos del logaritmo del precio minorista, el logaritmo del precio mayorista en Boca de Pozo; el logaritmo del precio mayorista en Boca de Pozo, Transporte y Distribución; el logaritmo del precio minorista de las estaciones de servicio cercanas; el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50, considerando su estructura de datos de panel.

**Tabla 27. Principales estadísticos descriptivos para las series de datos de panel**

<b>Variable</b>	<b>Datos</b>	<b>Promedio</b>	<b>Desviación Estándar</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
<u>Minorista</u>					
General	94 068	0,263	0,069	-0,089	0,873
Entre Estaciones	201		0,040	0,159	0,403
Entre Periodo	468		0,056	-0,081	0,828
<u>Mayorista en Boca de Pozo</u>					
General	94 068	-0,804	0,141	-1,086	-0,526
Entre Estaciones	201		0,000	-0,804	-0,804
Entre Periodo	468		0,141	-1,086	-0,526
<u>Mayorista en Boca de Pozo, Transporte y Distribución</u>					
General	94 068	-0,222	0,147	-0,517	0,013
Entre Estaciones	201		0,000	-0,222	-0,222
Entre Periodo	468		0,147	-0,517	0,013
<u>Minorista cercanos</u>					
General	94 068	0,196	0,173	-0,865	0,683
Entre Estaciones	201		0,110	-0,250	0,339
Entre Periodo	468		0,134	-0,605	0,981
<u>Minorista Gasohol 90 Octanos</u>					
General	94 068	2,600	0,215	2,225	3,119
Entre Estaciones	201		0,000	2,600	2,600
Entre Periodo	468		0,215	2,225	3,119
<u>Minorista Diésel B5-S50</u>					
General	94 068	2,574	0,228	2,134	2,986
Entre Estaciones	201		0,000	2,574	2,574
Entre Periodo	468		0,228	2,134	2,986

A continuación, la metodología de Eleftheriou et al (2018) señala que se debe evaluar, nuevamente, si las variables son estacionarias y si estas cointegran considerando pruebas para datos de panel. Para ello, señala que se debe evaluar primero si las variables muestran dependencia transversal, es decir que todas las variables están expuesta factores o choques comunes, debido a que este tipo de estimaciones se tratan de paneles con un componente grande de serie temporal, es importante determinar la existencia de esta dependencia transversal es importante ya que se puede tener problemas de variable omitida en la estimación. La prueba por realizar será la de Pesaran (2015).

**Tabla 28. Prueba de dependencia transversal de Pesaran (2015)**

	Minorista	Mayorista en Boca de Pozo	Mayorista en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Minorista cercanos	Minorista Gasohol 90 Octanos	Minorista Diésel B5-S50
Estadístico	3635,874	3694,232	3694,232	2380,994	3694,232	3694,232
Prob	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

En tabla anterior se muestran los resultados de las pruebas de dependencia transversal para el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo y del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, el logaritmo del precio minorista de las estaciones de servicio cercanas, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50. Como se puede observar, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de dependencia transversal débil, por lo que se puede afirmar que las series presentan dependencia transversal, lo que implica que el resto de los pasos se utilicen pruebas y estimadores robustas ante la existencia de esta dependencia.

El siguiente paso en la metodología de Eleftheriou et al (2018) es realizar una prueba de estacionariedad a las series, para lo que se utilizará la prueba de Breitung & Das (2005) que es robusta ante la presencia de dependencia transversal.

**Tabla 29. Prueba de estacionariedad para las series en nivel**

Variable	Opciones	Con 1 rezago	Con 2 rezagos	Con 3 rezagos
Precio minorista del GNV	Sin Tendencia / Con Intercepto	-2,232 (0,0128)	-0,703 (0,2409)	-0,856 (0,1961)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-0,143 (0,4433)	1,112 (0,8669)	1,128 (0,8703)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	3,252 (0,9994)	3,950 (1,0000)	3,872 (0,9999)
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Sin Tendencia / Con Intercepto	0,039 (0,5156)	0,079 (0,5313)	0,104 (0,5415)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,330 (0,0004)	-3,254 (0,0006)	-3,210 (0,0007)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-1,226 (0,1102)	-1,243 (0,1069)	-1,256 (0,1046)
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Sin Tendencia / Con Intercepto	0,606 (0,7277)	0,647 (0,7411)	0,664 (0,7466)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-1,313 (0,0947)	-1,207 (0,1137)	-1,149 (0,1253)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-2,117 (0,0171)	-2,151 (0,0157)	-2,171 (0,0150)
Precio minorista del GNV de las estaciones cercanas	Sin Tendencia / Con Intercepto	3,6803 (0,9999)	3,7661 (0,9999)	3,7460 (0,9999)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-2,1573 (0,0155)	-1,9220 (0,0273)	-1,9134 (0,0279)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	1,1941 (0,8838)	1,2994 (0,9031)	1,2143 (0,8877)
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Sin Tendencia / Con Intercepto	-0,568 (0,2851)	-0,324 (0,3730)	-0,312 (0,3776)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-0,881 (0,1891)	-0,410 (0,3410)	-0,396 (0,3461)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	0,529 (0,7015)	0,681 (0,7521)	0,748 (0,7729)
Precio minorista del Diésel B5-S50	Sin Tendencia / Con Intercepto	0,734 (0,7685)	0,743 (0,7713)	0,657 (0,7444)
	Con Tendencia / Con Intercepto	0,699 (0,7578)	0,614 (0,7303)	0,488 (0,6874)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	1,697 (0,9551)	1,625 (0,9479)	1,537 (0,9379)

En tabla anterior se muestran los resultados de la prueba de Breitung & Das (2005) con tres especificaciones, la primera sin tendencia y con intercepto, la segunda con tendencia y con intercepto y la tercera, sin tendencia y sin intercepto; las tres especificaciones se evalúan considerando uno, dos y tres rezagos. Estas pruebas se aplicaron a la serie del logaritmo del precio

minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao; para el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo; para para el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución; para el logaritmo del precio minorista de las estaciones de servicio cercanas; para el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos; y para el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50, todas las series se consideraron en niveles.

Como se puede observar, la probabilidad de casi todos los valores estimados es mayor a 0,05 por lo que se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en la estructura de panel, por lo que se puede afirmar que las series no son integradas de orden cero.

Por otro lado, se muestran los resultados de la prueba de Breitung & Das (2005), con una especificación similar a la descrita en párrafos anteriores, pero considerando las series de precios en primera diferencia. Como se puede observar, la probabilidad de todos los valores estimados es menor a 0,05 por lo que se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en la estructura de panel, por lo que se puede afirmar que las series son integradas de orden uno o  $I(1)$ .

Así, se ha cumplido otro paso del método propuesto por Eleftheriou et al (2018), encontrándose que todas las series son  $I(1)$ , por lo que correspondería determinar la existencia de una relación de largo plazo mediante una prueba de cointegración, para lo cual se utilizará la prueba de Westerlund (2007) que es robusta ante existencia de dependencia transversal.

**Tabla 30. Prueba de estacionariedad para las series en primera diferencia**

Variable	Opciones	Con 1 rezago	Con 2 rezagos	Con 3 rezagos
Precio minorista del GNV	Sin Tendencia / Con Intercepto	-68,936 (0,000)	-58,004 (0,000)	-47,724 (0,000)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-68,807 (0,000)	-51,933 (0,000)	-46,245 (0,000)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-85,793 (0,000)	-67,385 (0,000)	-61,189 (0,000)
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Sin Tendencia / Con Intercepto	-14,690 (0,000)	-12,308 (0,000)	-11,175 (0,000)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-7,103 (0,000)	-7,679 (0,000)	-8,124 (0,000)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-14,690 (0,000)	-12,308 (0,000)	-11,175 (0,000)
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Sin Tendencia / Con Intercepto	-14,500 (0,000)	-12,153 (0,000)	-10,638 (0,000)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-8,094 (0,000)	-8,104 (0,000)	-7,696 (0,000)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-14,500 (0,000)	-12,153 (0,000)	-10,638 (0,000)
Precio minorista del GNV de las estaciones cercanas	Sin Tendencia / Con Intercepto	-68,8345 (0,000)	-57,4077 (0,000)	-48,2009 (0,000)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-66,1088 (0,000)	-51,8283 (0,000)	-43,7237 (0,000)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-73,3946 (0,000)	-59,6205 (0,000)	-51,0340 (0,000)
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Sin Tendencia / Con Intercepto	-7,666 (0,000)	-5,318 (0,000)	-2,109 (0,018)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-8,038 (0,000)	-6,344 (0,000)	-3,738 (0,000)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-9,989 (0,000)	-8,448 (0,000)	-8,114 (0,000)
Precio minorista del Diésel B5-S50	Sin Tendencia / Con Intercepto	-1,497 (0,067)	-4,550 (0,000)	-5,254 (0,000)
	Con Tendencia / Con Intercepto	-2,606 (0,005)	-3,697 (0,000)	-3,543 (0,000)
	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-12,025 (0,000)	-9,563 (0,000)	-8,094 (0,000)

En la siguiente tabla se presentan los resultados de la prueba de Westerlund (2007) para determinar si existe cointegración entre el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, el logaritmo del precio minorista de las estaciones de servicio cercanas, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos, y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50; y entre el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, el logaritmo del

precio minorista de las estaciones de servicio cercanas, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos, y el logaritmo del precio minorista del Diésel B5-S50.

**Tabla 31. Prueba de Westerlund (2007)**

Variable	Estadístico	Sin Tendencia Sin Intercepto			Sin Tendencia Con Intercepto			Con Tendencia Con Intercepto		
		Con 1 rezago	Con 2 rezagos	Con 3 rezagos	Con 1 rezago	Con 2 rezagos	Con 3 rezagos	Con 1 rezago	Con 2 rezagos	Con 3 rezagos
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Gt	-1,899 (0,004)	-1,68 (0,656)	-1,7 (0,551)	-2,033 (1,000)	-1,741 (1,000)	-1,764 (1,000)	-2,033 (1,000)	-1,73 (1,000)	-1,762 (1,000)
	Ga	-8,591 (0,038)	-7,297 (0,878)	-7,44 (0,800)	-11,953 (1,000)	-9,919 (0,983)	-10,205 (0,938)	-11,953 (1,000)	-10,189 (1,000)	-10,498 (1,000)
	Pt	-29,947 (0,000)	-26,071 (0,000)	-26,54 (0,000)	-31,368 (1,000)	-26,618 (0,719)	-27,177 (0,520)	-31,368 (1,000)	-26,74 (1,000)	-27,365 (1,000)
	Pa	-8,565 (0,000)	-7,223 (0,000)	-7,387 (0,000)	-9,836 (1,000)	-8,055 (0,099)	-8,276 (0,039)	-9,836 (1,000)	-8,152 (1,000)	-8,382 (1,000)
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Gt	-1,715 (0,468)	-1,471 (1,000)	-1,488 (0,999)	-1,823 (1,000)	-1,534 (1,000)	-1,551 (1,000)	-1,808 (1,000)	-1,48 (1,000)	-1,519 (1,000)
	Ga	-7,839 (0,474)	-6,507 (0,999)	-6,63 (0,996)	-10,022 (0,972)	-8,457 (1,000)	-8,691 (1,000)	-11,174 (1,000)	-9,315 (1,000)	-9,629 (1,000)
	Pt	-27,842 (0,000)	-23,7 (0,000)	-24,147 (0,000)	-28,522 (0,111)	-24,059 (0,999)	-24,495 (0,995)	-29,679 (1,000)	-24,908 (1,000)	-25,633 (1,000)
	Pa	-7,718 (0,000)	-6,358 (0,000)	-6,508 (0,000)	-8,169 (0,063)	-6,679 (0,954)	-6,834 (0,912)	-9,463 (1,000)	-7,717 (1,000)	-7,985 (1,000)

Como se puede observar, el logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el logaritmo del precio mayorista en Boca de Pozo y en Boca de Pozo más Transporte y Distribución cointegran cuando la relación de largo plazo no posee tendencia ni intercepto, esto debido a que la probabilidad para los estadísticos estimados para la existencia de una relación de cointegración es menor a 0,05.

Así, se ha cumplido el segundo paso del método propuesto por Eleftheriou et al (2018), encontrándose que el precio minorista y las demás variables cointegran. A continuación, correspondería estimar una relación de largo plazo entre el precio minorista y el mayorista, como se mencionó en el marco metodológico. La relación por estimar tiene la forma:

$$Pmin_{i,t}^{GNV} = \gamma_{0i} + \gamma_1 Pmay_{i,t}^{GNV} + \gamma_2 Pmin_{i,t}^{GNV*} + \gamma_3 Pmin_{i,t}^{G90} + \gamma_4 Pmin_{i,t}^{Dies} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde el logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao ( $P_{i,t}^{GNV}$ ) es explicada por el logaritmo del precio mayorista del GNV ( $P_{i,t}^{GNV}$ ), por el logaritmo del precio mayorista del GNV de las estaciones de servicio cercanas a la estación  $i$ , por el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos, y por el logaritmo del precio minorista del diésel B5-S50. Como se mencionó en la parte metodológica, se estimará esta relación mediante un modelo de mínimos cuadrados generalizados factibles ya que permite estimar un modelo de datos de panel ante la presencia de dependencia transversal.

**Tabla 32. Relación de largo plazo**

Variable	en Boca de Pozo	en Boca de Pozo más Transporte y Distribución
Pmay GNV	0,0030*** (0,00)	0,0028*** (0,00)
Pmin GNV*	0,0169*** (0,00)	0,0154*** (0,00)
Pmin G90	0,0017* (0,05)	0,0016* (0,04)
Pmin Dies	0,0077*** (0,00)	0,0054*** (0,00)
Constante	0,2531*** (0,00)	0,2578*** (0,00)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

En la anterior tabla se muestra la estimación de la relación de largo plazo considerando la corrección de la dependencia transversal, de heteroscedasticidad y de autocorrelación en la estimación. Se esperaría que el signo de la relación entre el logaritmo del precio minorista del GNV de una estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao y el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo y en Boca de Pozo más Transporte y Distribución, sea positiva. De igual forma, se espera la relación entre el logaritmo del precio minorista del GNV de una estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao y el logaritmo del precio minorista del GNV de las estaciones

cercanas, el logaritmo del precio minorista del Gasohol de 90 octanos, y el logaritmo del precio minorista del diésel B5-S50 sea también positiva.

Del resultado obtenido se puede observar que todas relaciones poseen el signo esperado. Asimismo, se observa que ambas relaciones resultan ser significativas ya que la probabilidad del método de Wald, para una hipótesis lineal simple de que  $\gamma_i = 0$ , es menor a 0,05.

Así, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV, generaría un incremento de entre 0,0028% y 0,0030% en el precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao. De igual forma, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio minorista del GNV de las estaciones cercanas, generaría un incremento de entre 0,0154% y 0,0169% en el precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao; además, un incremento de 1,00% en el precio minorista del Gasohol de 90 octanos, generaría un incremento de entre 0,0016% y 0,0017% en el precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao; y, finalmente, un incremento de 1,00% en el precio minorista del Diésel B5-S50, generaría un incremento de entre 0,0054% y 0,0077% en el precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao.

Posteriormente, se obtendrán los errores de la relación de largo plazo para continuar con la metodología propuesta por Eleftheriou et al (2018). Así, el siguiente paso sería estimar la relación de corto plazo entre el precio minorista y el mayorista, como se mencionó en el marco metodológico, que tiene la forma:

$$\begin{aligned}
\Delta Pmin_{i,t}^{GNV} = & \delta_i + \sum_{j=0}^k (\beta_j^+ \Delta Pmay_{i,t-j}^{GNV^+} + \beta_j^- \Delta Pmay_{i,t-j}^{GNV^-}) + \sum_{j=1}^l \gamma_j \Delta Pmin_{i,t-j}^{GNV} \\
& + \sum_{j=1}^m \gamma_j^* \Delta Pmin_{i,t-j}^{GNV^*} + \sum_{j=0}^n \delta_j \Delta Pmin_{i,t-j}^{G90} + \sum_{j=0}^o \pi_j \Delta Pmin_{i,t-j}^{Dies} + \lambda^+ \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^+ + \lambda^- \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^- \\
& + \lambda^{*+} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*+} + \lambda^{*-} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*-} + u_{i,t}
\end{aligned}$$

Donde la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{i,t}^{GNV}$ ) es explicada por los valores positivos de la primera diferencia del logaritmo del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_{i,t}^{GNV^+}$ ) y rezagada  $k$  periodos ( $\Delta Pmay_{i,t-1}^{GNV^+}$ ,  $\Delta Pmay_{i,t-2}^{GNV^+}$  y  $\Delta Pmay_{i,t-n}^{GNV^+}$ ); por los valores negativos de la primera diferencia del logaritmo del precio mayorista del GNV en el periodo actual ( $\Delta Pmay_{i,t}^{GNV^-}$ ) y rezagada  $k$  periodos ( $\Delta Pmay_{i,t-1}^{GNV^-}$ ,  $\Delta Pmay_{i,t-2}^{GNV^-}$  y  $\Delta Pmay_{i,t-n}^{GNV^-}$ ); por los  $l$  rezagos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{i,t-1}^{GNV}$ ,  $\Delta Pmin_{i,t-2}^{GNV}$  y  $\Delta Pmin_{i,t-n}^{GNV}$ ); por los  $m$  rezagos de la primera diferencia del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao de las estaciones de servicio cercanas a la estación  $i$  ( $\Delta Pmin_{i,t-1}^{GNV^*}$ ,  $\Delta Pmin_{i,t-2}^{GNV^*}$  y  $\Delta Pmin_{i,t-n}^{GNV^*}$ ); por los  $n$  rezagos de la primera diferencia del precio minorista del gasohol de 90 octanos en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{i,t-1}^{G90}$ ,  $\Delta Pmin_{i,t-2}^{G90}$  y  $\Delta Pmin_{i,t-o}^{G90}$ ); por los  $o$  rezagos de la primera diferencia del precio minorista del diésel B5-S50 en Lima Metropolitana y el Callao ( $\Delta Pmin_{i,t-1}^{Dies}$ ,  $\Delta Pmin_{i,t-1}^{Dies}$  y  $\Delta Pmin_{i-t-p}^{Dies}$ ); por los valores positivos del primer rezago del error de la relación de largo plazo de la estación  $i$  ( $\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^+$ ); por los valores negativos del primer rezago del error de la relación de largo plazo de la estación  $i$  ( $\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^-$ ); por los valores positivos del primer rezago del error de la relación de largo plazo de las estaciones de servicio cercanas a la estación  $i$  ( $\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*+}$ ); y por los valores

negativos del primer rezago del error de la relación de largo plazo de las estaciones de servicio cercanas a la estación  $i$  ( $\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^*$ ).

Como se mencionó, para la estimación se utilizará el modelo de mínimos cuadrados generalizados factibles, que permite estimar un modelo de datos de panel ante la presencia de dependencia transversal, considerando la corrección de la dependencia transversal, de heteroscedasticidad y de autocorrelación.

**Tabla 33. Relaciones de corto plazo asimétricas espaciales**

**Precio Mayorista en Boca de Pozo**

Variable	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 3	Rezago 4	Rezago 5
$\Delta+$ Pmay GNV	0,0006 (0,36)	0,0005 (0,43)	0,0008 (0,21)	0,0001 (0,89)	0,0001 (0,91)
L1. $\Delta+$ Pmay GNV	0,0091*** (0,00)	0,0085*** (0,00)	0,0089*** (0,00)	0,0087*** (0,00)	0,0091*** (0,00)
L2. $\Delta+$ Pmay GNV		0,0050*** (0,00)	0,0053*** (0,00)	0,0058*** (0,00)	0,0061*** (0,00)
L3. $\Delta+$ Pmay GNV			0,0027*** (0,00)	0,0027*** (0,00)	0,0030*** (0,00)
L4. $\Delta+$ Pmay GNV				0,0085*** (0,00)	0,0091*** (0,00)
L5. $\Delta+$ Pmay GNV					0,0091*** (0,00)
$\Delta-$ Pmay GNV	0,0021** (0,01)	0,0020** (0,01)	0,0018* (0,01)	0,0025** (0,00)	0,0030*** (0,00)
L1. $\Delta-$ Pmay GNV	0,0016* (0,04)	0,0013 (0,09)	0,0012 (0,11)	0,0011 (0,21)	0,0019* (0,03)
L2. $\Delta-$ Pmay GNV		0,0007 (0,36)	0,0007 (0,38)	0,0005 (0,56)	0,0006 (0,52)
L3. $\Delta-$ Pmay GNV			0,0013 (0,07)	0,0011 (0,22)	0,0008 (0,36)
L4. $\Delta-$ Pmay GNV				0,0013 (0,10)	0,0005 (0,57)
L5. $\Delta-$ Pmay GNV					0,0033*** (0,00)
L1. $\Delta$ Pmin GNV	0,1245*** (0,00)	0,1451*** (0,00)	0,1461*** (0,00)	0,1464*** (0,00)	0,1465*** (0,00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV		-0,1161*** (0,00)	-0,1174*** (0,00)	-0,1212*** (0,00)	-0,1207*** (0,00)
L3. $\Delta$ Pmin GNV			0,0063 (0,05)	0,0098** (0,00)	0,0083* (0,01)
L4. $\Delta$ Pmin GNV				-0,0239*** (0,00)	-0,0246*** (0,00)
L5. $\Delta$ Pmin GNV					-0,0075* (0,02)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Variable	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 3	Rezago 4	Rezago 5
L1. $\Delta$ Pmin GNV*	0,0014*** (0,00)	0,0020*** (0,00)	0,0019*** (0,00)	0,0019*** (0,00)	0,0019*** (0,00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV*		0,0016*** (0,00)	0,0016*** (0,00)	0,0015*** (0,00)	0,0014*** (0,00)
L3. $\Delta$ Pmin GNV*			0,0014*** (0,00)	0,0009** (0,00)	0,0009** (0,00)
L4. $\Delta$ Pmin GNV*				0,0001 (0,59)	-0,0000 (0,98)
L5. $\Delta$ Pmin GNV*					0,0003 (0,28)
L1. $\Delta$ Pmin G90	0,0001 (0,88)	-0,0004 (0,70)	-0,0000 (0,99)	0,0002 (0,87)	0,0006 (0,54)
L1. $\Delta$ Pmin Dies	-0,0001 (0,88)	0,0003 (0,70)	0,0002 (0,80)	-0,0019 (0,06)	-0,0020* (0,04)
L1. $\epsilon^+$	-0,0084*** (0,00)	-0,0068*** (0,00)	-0,0070*** (0,00)	-0,0065*** (0,00)	-0,0064*** (0,00)
L1. $\epsilon^-$	-0,0117*** (0,00)	-0,0095*** (0,00)	-0,0097*** (0,00)	-0,0091*** (0,00)	-0,0088*** (0,00)
L1. $\epsilon^{*+}$	0,0133*** (0,00)	0,0125*** (0,00)	0,0126*** (0,00)	0,0123*** (0,00)	0,0124*** (0,00)
L1. $\epsilon^{*-}$	0,0102*** (0,00)	0,0085*** (0,00)	0,0086*** (0,00)	0,0082*** (0,00)	0,0078*** (0,00)
Constante	0,0000 (0,24)	0,0000 (0,20)	0,0000 (0,46)	0,0000 (0,71)	-0,0000 (0,44)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## Precio Mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución

Variable	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 3	Rezago 4	Rezago 5
$\Delta^+$ Pmay GNV	0,0001 (0,96)	0,0006 (0,53)	0,0008 (0,39)	0,0004 (0,71)	0,0005 (0,61)
L1. $\Delta^+$ Pmay GNV	0,0120*** (0,00)	0,0124*** (0,00)	0,0129*** (0,00)	0,0132*** (0,00)	0,0130*** (0,00)
L2. $\Delta^+$ Pmay GNV		0,0091*** (0,00)	0,0095*** (0,00)	0,0105*** (0,00)	0,0107*** (0,00)
L3. $\Delta^+$ Pmay GNV			0,0035*** (0,00)	0,0039*** (0,00)	0,0051*** (0,00)
L4. $\Delta^+$ Pmay GNV				0,0094*** (0,00)	0,0100*** (0,00)
L5. $\Delta^+$ Pmay GNV					0,0099*** (0,00)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Variable	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 3	Rezago 4	Rezago 5
$\Delta$ - Pmay GNV	0,0041** (0,00)	0,0027* (0,03)	0,0023 (0,07)	0,0025 (0,08)	0,0027 (0,06)
L1. $\Delta$ - Pmay GNV	0,0034* (0,01)	0,0021 (0,11)	0,0019 (0,15)	0,0013 (0,38)	0,0019 (0,22)
L2. $\Delta$ - Pmay GNV		0,0013 (0,33)	0,0010 (0,46)	0,0003 (0,84)	0,0000 (0,99)
L3. $\Delta$ - Pmay GNV			0,0023 (0,07)	0,0011 (0,46)	0,0005 (0,73)
L4. $\Delta$ - Pmay GNV				0,0038** (0,00)	0,0029 (0,06)
L5. $\Delta$ - Pmay GNV					0,0054*** (0,00)
L1. $\Delta$ Pmin GNV	0,1252*** (0,00)	0,1452*** (0,00)	0,1461*** (0,00)	0,1467*** (0,00)	0,1467*** (0,00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV		-0,1159*** (0,00)	-0,1172*** (0,00)	-0,1211*** (0,00)	-0,1206*** (0,00)
L3. $\Delta$ Pmin GNV			0,0064 (0,05)	0,0098** (0,00)	0,0084* (0,01)
L4. $\Delta$ Pmin GNV				-0,0240*** (0,00)	-0,0244*** (0,00)
L5. $\Delta$ Pmin GNV					-0,0074* (0,02)
L1. $\Delta$ Pmin GNV*	0,0014*** (0,00)	0,0020*** (0,00)	0,0020*** (0,00)	0,0019*** (0,00)	0,0018*** (0,00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV*		0,0017*** (0,00)	0,0018*** (0,00)	0,0016*** (0,00)	0,0015*** (0,00)
L3. $\Delta$ Pmin GNV*			0,0015*** (0,00)	0,0011*** (0,00)	0,0010*** (0,00)
L4. $\Delta$ Pmin GNV*				0,0001 (0,75)	-0,0000 (0,90)
L5. $\Delta$ Pmin GNV*					0,0002 (0,34)
L1. $\Delta$ Pmin G90	0,0004 (0,71)	0,0001 (0,89)	0,0005 (0,63)	0,0007 (0,54)	0,0017 (0,14)
L1. $\Delta$ Pmin Dies	-0,0009 (0,37)	-0,0002 (0,81)	-0,0004 (0,65)	-0,0014 (0,21)	-0,0019 (0,08)
L1. $\epsilon$ +	-0,0082*** (0,00)	-0,0067*** (0,00)	-0,0070*** (0,00)	-0,0064*** (0,00)	-0,0064*** (0,00)
L1. $\epsilon$ -	-0,0117*** (0,00)	-0,0095*** (0,00)	-0,0097*** (0,00)	-0,0092*** (0,00)	-0,0089*** (0,00)
L1. $\epsilon$ *+	0,0132*** (0,00)	0,0126*** (0,00)	0,0128*** (0,00)	0,0125*** (0,00)	0,0127*** (0,00)
L1. $\epsilon$ *-	0,0102*** (0,00)	0,0085*** (0,00)	0,0087*** (0,00)	0,0082*** (0,00)	0,0079*** (0,00)
Constante	0,0000 (0,26)	0,0000 (0,94)	-0,0000 (0,59)	-0,0000 (0,23)	-0,0001* (0,03)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

En las tablas anteriores se muestran las estimaciones de la relación de corto plazo. Al respecto, no existe un signo esperado para la relación entre la variables ; sin embargo, si se espera

un signo negativo para la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo, el cual se cumple en ambas estimaciones. Asimismo, se observa que esta relación resulta ser significativa, ya que la probabilidad del método de Wald, para una hipótesis lineal simple de que  $\lambda^{+-} = 0$ , es menor a 0,05.

Además, se observa que algunos de los coeficientes de la relación de corto plazo no resultaron ser estadísticamente significativos, ya que la probabilidad del método de Wald, para una hipótesis lineal simple de que  $\beta_i, \gamma_i, \lambda^j = 0$ , es mayor a 0,05.

Por otro lado, se observa que, en todas las especificaciones, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  está relacionada con su variación de manera rezagada; es decir, que si el precio minorista de la estación  $i$  de una semana anterior se incrementa (redujo) en 1%, el precio minorista se incrementará entre 0,1245 y 0,1467% una semana después.

De igual manera, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  está relacionada con la variación positiva del logaritmo del precio mayorista del GNV, de manera rezagada; es decir que cuando el precio mayorista del GNV se incrementa en 1%, el precio minorista del GNV de la estación  $i$  se incrementará entre 0,0085 y 0,0132% una semana después.

Sin embargo, no es así en el caso de la variación negativa del logaritmo del precio mayorista del GNV, que tener un impacto inmediato en el precio minorista del GNV de la estación  $i$ ; es decir que cuando el precio mayorista del GNV se reduce en 1%, el precio minorista del GNV de la estación  $i$  se reducirá entre 0,0018 y 0,0041% en la misma semana.

Por su parte, se puede afirmar que las variaciones de los precios minoristas de Gasohol de 90 octanos y del Diésel B5-S50 no impactan en la variación del precio minorista del GNV de la

estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao. minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Asimismo, se puede afirmar que una desviación positiva de 1,00% en la relación de largo plazo de la estación  $i$ , un periodo atrás genera una reducción de entre 0,0064 y 0,0084% en la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. Asimismo, una desviación negativa de 1,00% en la relación de largo plazo de la estación  $i$ , un periodo atrás genera un incremento de entre 0,0088 y 0,0117% en la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Al ser valores pequeños, se podría afirmar que el proceso de ajuste de la relación de corto plazo hasta un equilibrio de largo plazo es lento y tomaría varias semanas en que un incremento o reducción en el precio mayorista del GNV se traslade completamente al precio minorista de la estación  $i$ .

Finalmente, corresponde evaluar el efecto de las variables espaciales. Al respecto, en todas las especificaciones, la variación del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  está relacionada con la variación del precio minorista del GNV de las estaciones cercanas, de manera rezagada; es decir que si el precio minorista de las estaciones cercanas, de una semana anterior, se incrementa (redujo) en 1%, el precio minorista de la estación  $i$  se incrementará (reducirá) entre 0,0014 y 0,0020% una semana después; este impacto se extiende a través de varias semanas, ya que la relación de la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  con la variación del precio minorista del GNV de las estaciones cercanas en rezagos mayores se mantiene positiva y significativa.

Por su parte, se puede afirmar que una desviación positiva de 1,00% en la relación de largo plazo de las estaciones cercanas, un periodo atrás genera un incremento de entre 0,0113 y 0,0132%

en la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. Asimismo, una desviación negativa de 1,00% en la relación de largo plazo de las estaciones cercanas, un periodo atrás genera una reducción de entre 0,0078 y 0,0102% en la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Por otro lado, se analiza la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista del GNV y el precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao evaluando si los  $\beta_1^+$  y  $\beta_1^-$  son iguales. Considerando el método de Wald para una hipótesis lineal compuesta de que  $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ,  $\beta_1^+ = \beta_1^-$ ,  $\beta_2^+ = \beta_2^-$ , .... se encuentra que existe asimetría, ya que la probabilidad del método de Wald fue inferior a 0,05 en todas las estimaciones, con lo que no se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes de las variaciones positivas y negativas del precio mayorista son iguales.

**Tabla 34. Prueba de existencia de asimetría de corto plazo, de largo plazo y espacial**

Modelo	Asimetría	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 3	Rezago 4	Rezago 5
en Boca de Pozo	En el costo mayorista	70,43 (0,00)	73,63 (0,00)	78,18 (0,00)	99,54 (0,00)	124,71 (0,00)
	En las desviaciones de largo plazo de la propia estación	21,92 (0,00)	13,69 (0,00)	13,44 (0,00)	13,23 (0,00)	11,39 (0,00)
	En las desviaciones de largo plazo de las	17,25 (0,00)	28,90 (0,00)	28,57 (0,00)	31,43 (0,00)	38,86 (0,00)
en Boca de Pozo más Transporte y Distribución	En el costo mayorista	38,74 (0,00)	63,58 (0,00)	70,73 (0,00)	63,82 (0,00)	63,10 (0,00)
	En las desviaciones de largo plazo de la propia estación	22,57 (0,00)	14,14 (0,00)	13,84 (0,00)	14,33 (0,00)	12,16 (0,00)
	En las desviaciones de largo plazo de las	17,38 (0,00)	29,41 (0,00)	29,49 (0,00)	33,14 (0,00)	41,26 (0,00)

De igual forma, se determina que existe asimetría en la velocidad de ajuste del precio de la estación  $i$  en el corto plazo hasta alcanzar su equilibrio de largo plazo evaluando si  $\lambda^+$  y  $\lambda^-$  son

iguales. Considerando el método de Wald para una hipótesis lineal compuesta de que  $\lambda^+ = \lambda^-$  se encuentra que existe asimetría, ya que la probabilidad del método de Wald fue inferior a 0,05 en todas las estimaciones, con lo que no se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes de las variaciones positivas y negativas de las variables de ajuste de las desviaciones de largo plazo para choques positivos y negativos son iguales.

Finalmente, se determina que existe asimetría en la velocidad de ajuste del precio de la estación  $i$  en el corto plazo respecto de desequilibrios de la relación de largo plazo de las estaciones cercanas evaluando si  $\lambda^{+*}$  y  $\lambda^{-*}$  son iguales. Considerando el método de Wald para una hipótesis lineal compuesta de que  $\lambda^{+*} = \lambda^{-*}$  se encuentra que existe asimetría, ya que la probabilidad del método de Wald fue inferior a 0,05 en todas las estimaciones, con lo que no se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes de las variaciones positivas y negativas de las variables de ajuste de las desviaciones de largo plazo para choques positivos y negativos son iguales.

Asimismo, como se mencionó en el marco metodológico, se utilizará el método de Karavias, Narayan & Westerlund (2023) para detectar la existencia de un quiebre estructural en la relación de largo plazo de datos de panel. Dicha prueba

**Tabla 35. Prueba de Karavias, Narayan & Westerlund**

	Estadístico	Fecha de Quiebre	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 10%
en Boca de Pozo	10973.12	2022 - 08	5.06	4.05	3.56
en Boca de Pozo más Transporte y Distribución	2799,29	2022 - 09	5.06	4.05	3.56

En tabla anterior se muestran los resultados del método de Karavias, Narayan & Westerlund con una especificación que considera un cambio en los coeficientes de la relación de largo plazo. Como se puede observar, se acepta la hipótesis de la presencia de un quiebre estructural debido a que el valor del estadístico estimado es mayor que el valor crítico. Este quiebre se da en la semana

8 del año 2022 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo y en la semana 9 del año 2022 para la relación con el precio mayorista en Boca de Pozo más Transporte y Distribución. Así, para la estimación considerando la presencia del quiebre estructural se agregarán variables adicionales a la relación de largo plazo y de corto plazo.

La nueva estimación de la relación de corto y largo plazo también se estimará mediante el método de mínimos cuadrados generalizados factibles ya que permite estimar un modelo de datos de panel ante la presencia de dependencia transversal.

**Tabla 36. Relación de largo plazo con quiebre estructural**

Variable	en Boca de Pozo	en Boca de Pozo más Transporte y Distribución
Pmay GNV	0,0016 (0,08)	0,0027* (0,02)
Pmin GNV*	0,0137*** (0,00)	0,0139*** (0,00)
Pmin G90	0,0045* (0,01)	0,0062*** (0,00)
Pmin Dies	0,0069*** (0,00)	0,0079*** (0,00)
Dummy * Pmay GNV	0,0241*** (0,00)	0,0138*** (0,00)
Dummy * Pmin GNV*	0,0519*** (0,00)	0,0542*** (0,00)
Dummy * Pmin G90	-0,0024 (0,30)	-0,0054** (0,01)
Dummy * Pmin Dies	0,0067** (0,00)	0,0034 (0,10)
Constante	0,2375*** (0,00)	0,2317*** (0,00)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Así, se mantiene el signo y la significancia de todas las variables; sin embargo, el impacto se incrementa en el periodo posterior a la semana 8 de 2022 en todos los casos excepto en el logaritmo del precio minorista del gasohol de 90 octanos, que se reduce.

## 99. Relación de corto plazo con quiebre estructural

Variable	en Boca de Pozo		Variable	en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	
	Rezago 1	Rezago 2		Rezago 1	Rezago 2
$\Delta+$ Pmay GNV	-0.0010 (0.21)	-0.0010 (0.20)	$\Delta+$ Pmay GNV	-0.0028* (0.02)	-0.0024* (0.04)
L1. $\Delta+$ Pmay GNV	0.0084*** (0.00)	0.0080*** (0.00)	L1. $\Delta+$ Pmay GNV	0.0116*** (0.00)	0.0118*** (0.00)
L2. $\Delta+$ Pmay GNV		0.0062*** (0.00)	L2. $\Delta+$ Pmay GNV		0.0101*** (0.00)
$\Delta-$ Pmay GNV	0.0024* (0.01)	0.0024* (0.01)	$\Delta-$ Pmay GNV	0.0048* (0.01)	0.0043* (0.02)
L1. $\Delta-$ Pmay GNV	0.0011 (0.20)	0.0011 (0.22)	L1. $\Delta-$ Pmay GNV	0.0030* (0.05)	0.0018 (0.23)
L2. $\Delta-$ Pmay GNV		0.0006 (0.50)	L2. $\Delta-$ Pmay GNV		0.0014 (0.34)
L1. $\Delta$ Pmin GNV	0.1259*** (0.00)	0.1465*** (0.00)	L1. $\Delta$ Pmin GNV	0.1265*** (0.00)	0.1466*** (0.00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV		-0.1162*** (0.00)	L2. $\Delta$ Pmin GNV		-0.1159*** (0.00)
L1. $\Delta$ Pmin GNV*	0.0012*** (0.00)	0.0017*** (0.00)	L1. $\Delta$ Pmin GNV*	0.0012*** (0.00)	0.0018*** (0.00)
L2. $\Delta$ Pmin GNV*		0.0016*** (0.00)	L2. $\Delta$ Pmin GNV*		0.0017*** (0.00)
L1. $\Delta$ Pmin G90	-0.0020 (0.18)	-0.0030* (0.04)	L1. $\Delta$ Pmin G90	-0.0017 (0.27)	-0.0025 (0.11)
L1. $\Delta$ Pmin Dies	0.0012 (0.40)	0.0026 (0.06)	L1. $\Delta$ Pmin Dies	0.0001 (0.97)	0.0016 (0.29)
Dummy * $\Delta+$ Pmay GNV	0.0167*** (0.00)	0.0172*** (0.00)	Dummy * $\Delta+$ Pmay GNV	0.0210*** (0.00)	0.0216*** (0.00)
Dummy * $\Delta-$ Pmay GNV	-0.0004 (0.89)	-0.0012 (0.68)	Dummy * $\Delta-$ Pmay GNV	0.0007 (0.83)	-0.0014 (0.64)
Dummy * L1. $\Delta$ Pmin GNV*	0.0009** (0.00)	0.0009** (0.00)	Dummy * L1. $\Delta$ Pmin GNV*	0.0009** (0.01)	0.0009** (0.01)
Dummy * L1. $\Delta$ Pmin G90	0.0044* (0.01)	0.0057*** (0.00)	Dummy * L1. $\Delta$ Pmin G90	0.0046* (0.01)	0.0058** (0.00)
Dummy * L1. $\Delta$ Pmin Dies	-0.0035* (0.05)	-0.0049** (0.01)	Dummy * L1. $\Delta$ Pmin Dies	-0.0037* (0.05)	-0.0050** (0.01)
L1. $\varepsilon+$	-0.0082*** (0.00)	-0.0066*** (0.00)	L1. $\varepsilon+$	-0.0081*** (0.00)	-0.0065*** (0.00)
L1. $\varepsilon-$	-0.0117*** (0.00)	-0.0094*** (0.00)	L1. $\varepsilon-$	-0.0116*** (0.00)	-0.0094*** (0.00)
L1. $\varepsilon^{*+}$	0.0128*** (0.00)	0.0120*** (0.00)	L1. $\varepsilon^{*+}$	0.0128*** (0.00)	0.0120*** (0.00)
L1. $\varepsilon^{*-}$	0.0101*** (0.00)	0.0083*** (0.00)	L1. $\varepsilon^{*-}$	0.0100*** (0.00)	0.0083*** (0.00)
Constante	0.0000 (0.40)	0.0000 (0.33)	Constante	0.0000 (0.44)	-0.0000 (0.99)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Por otro lado, de manera complementaria, se puede estimar un modelo de Vector de Corrección de Errores para datos de panel en una forma no simétrica, utilizando Eviews 8. En tal

sentido, se estimará la relación de largo plazo considerando una división para el precio mayorista en sus variaciones acumuladas positivas y sus variaciones acumuladas negativas con el objetivo de que, al estimar la relación de corto plazo, se recoja la asimetría existente en los impactos que las variaciones positivas y negativas que el logaritmo del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, y en Boca de Pozo más transporte y Distribución.

De manera similar a las estimaciones anteriores, se espera un signo negativo para la relación entre la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el primer rezago del desvío de la relación de largo plazo, lo que solo se cumple en la estimación con el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución. Asimismo, se observa que esta relación resulta ser significativa tanto para el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo como para el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución. Finalmente, para ambos casos se tiene evidencia de la existencia de asimetría en la relación de corto plazo entre el precio mayorista del GNV y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao.

**Tabla 37. Relaciones de corto plazo asimétricas y Prueba de existencia de asimetría de corto plazo**

Variable	en Boca de Pozo	en Boca de Pozo más Transporte y Distribución
<b><u>Corto Plazo</u></b>		
L1. $\Delta+$ Pmay GNV	0,0174 (0,000)	0,0252 (0,000)
L2. $\Delta+$ Pmay GNV	0,0087 (0,000)	0,0157 (0,000)
L1. $\Delta-$ Pmay GNV	0,0017 (0,437)	-0,0008 (0,812)
L2. $\Delta-$ Pmay GNV	-0,0017 (0,438)	-0,0054 (0,121)
L1. $\Delta$ Pmin GNV	0,1699 (0,000)	0,1680 (0,000)
L2. $\Delta$ Pmin GNV	-0,0948 (0,000)	-0,0965 (0,000)
L1. $\Delta$ Pmin GNV*	0,0080 (0,000)	0,0076 (0,000)
L2. $\Delta$ Pmin GNV*	0,0037 (0,071)	0,0034 (0,097)
L1. $\epsilon$	-0,0007 (0,000)	0,0005 (0,000)
Constante	0,0002 (0,000)	0,0001 (0,000)
<b><u>Largo Plazo</u></b>		
Pmay GNV+	-3,7756 (0,000)	8,1005 (0,000)
Pmay GNV-	-5,4717 (0,000)	13,5435 (0,000)
Pmin GNV*	-0,0094 (0,705)	-0,0124 (0,790)
Constante	-11,0342	13,7289
<b><u>Prueba de Asimetría</u></b>		
Chi-Sqr	64,3750	64,3750
Prob	(0,000)	(0,000)

### VI.3. Discusión

Los resultados obtenidos se interpretan a la luz de los modelos teóricos presentados en el Capítulo II, los cuales explican los posibles mecanismos detrás de la asimetría en la transmisión de precios. En particular, la mayor velocidad de ajuste ante incrementos del precio mayorista es coherente con las predicciones del modelo de costos de menú y del modelo de expectativas,

mientras que el rezago en las reducciones es compatible con los planteamientos de los modelos de costos de búsqueda y de poder de mercado. Sin embargo, cabe precisar que el análisis empírico desarrollado en este estudio no tiene como propósito identificar la causa específica de la asimetría, sino constatar su existencia, magnitud y persistencia en el tiempo. En ese sentido, los resultados deben entenderse como evidencia de la presencia de rigideces o fricciones en la formación de precios del mercado de GNV en Lima Metropolitana y el Callao, sin que ello implique necesariamente la confirmación de un origen competitivo o estructural particular.

Ahora bien, entre el 2021 y 2022 se observaron incrementos importantes en el precio de todos los combustibles en el Perú. En el caso específico del GNV, su precio se incrementó también en ese periodo, pero en menor medida que los demás, manteniendo su posición como una alternativa más barata y estable a los combustibles normales.

La evidencia empírica en los mercados de combustibles muestra que los precios minoristas aumentan con mayor rapidez y magnitud ante incrementos en los precios mayoristas, pero reaccionan más lentamente y en menor proporción ante reducciones en los precios mayoristas.

En el caso del GNV, este comportamiento se observa si se evalúan las series del precio minorista promedio del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, y el precio mayorista del GNV. Específicamente, se tiene que entre julio de 2021 y julio de 2022, el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo se incrementó en 7,0%, siendo mayor al incremento del precio al consumidor final del GNV de 5,4% en Lima Metropolitana y el Callao en este periodo; con lo que, el incremento del precio mayorista solo se trasladó en 77,0% al precio minorista.

Una situación similar sucede cuando existen reducciones de precios; es decir, el cambio en el precio mayorista y el precio minorista siguen un mismo sentido, pero no cambian en la misma magnitud. Por ejemplo, entre marzo de 2017 y marzo de 2018, el precio mayorista del GNV en

Boca de Pozo disminuyó en 3,1%, siendo mayor a la reducción del precio al consumidor final del GNV de 1,4% en Lima Metropolitana y el Callao; en tal sentido, la reducción del precio mayorista solo se trasladó en 45,1% al precio minorista.

Para evaluar la existencia de una respuesta asimétrica del precio minorista en presencia de cambios en el precio mayorista del GNV, esta investigación desarrollo una serie de metodologías propuestas en la evidencia empírica, como es la de Borenstein et al (1997); Távara y Vásquez (2008); Atil et al (2014); Eleftheriou et al (2018) y De la Cruz et al. (2021).

Una evaluación previa del mercado del GNV permite encontrar que el desarrollo de la industria del GNV se ha sustentado en explotar lo yacimientos del gas de Camisea y en expandir el alcance de las redes de distribución en Lima y en otras provincias.

En el lado minorista, la expansión de la comercialización del GNV se inició en 2005 con los primeros autos a GNV y estaciones de servicio que las comercializan. Al respecto, el parque de vehículos a GNV alcanzó las 503 411 unidades en 2024; siendo los automóviles los que representan la mayor cantidad de unidades. Este incremento en el número de unidades ha generado un ahorro total, por parte de los consumidores, de S/ 26 644 millones al año 2024.

En el ámbito geográfico, Lima Metropolitana y el Callao siempre han representado casi la totalidad de las ventas de GNV a nivel nacional, la mayor parte de los vehículos y de las estaciones de servicio en operación.

Al respecto, se observó que, al 2024, existían 291 estaciones de servicio en operación en Lima Metropolitana y el Callao, siendo los distritos de La Victoria, Cercado de Lima y Ate, los que agruparon la mayor cantidad, con 26, 22 y 21 estaciones, que representaron el 27,7% del total. Por su parte, Barranco, Chaclacayo, Lince, Miraflores, Pachacamac y Rímac, fueron los distritos con la menor cantidad de estaciones, con una sola estación.

Ahora bien, respecto de la estimación de la existencia de una respuesta asimétrica del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao en presencia de cambios en el precio mayorista del GNV entre enero de 2013 y diciembre de 2024; esta se desarrolla en las secciones VI.2.4. y VI.2.5. donde se aplica la metodología básica propuesta por Borenstein et al (1997).

Al respecto, se determinó que variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao es influenciada significativamente por la variación positiva del logaritmo del precio mayorista del GNV rezagado un periodo, y por la variación positiva y negativa del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, también rezagado un periodo; sin embargo, se encontró que no se vería influenciado por el proceso de ajuste de la relación de largo plazo.

Asimismo, no se encontró evidencia de la existencia de la asimetría ya que los impactos de los rezagos de las variaciones positiva y negativas del logaritmo del precio mayorista del GNV sobre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, son estadísticamente iguales.

Además, la estimación de la relación de largo plazo entre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el precio mayorista del GNV, que se deriva de la relación de corto plazo, obtiene resultados esperados en relación con el valor de esta, el que resulta ser menor a uno; pero esta relación resulta ser no significativa.

Por otro lado, la sección VI.2.6. se estimó la relación entre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el precio mayorista del GNV aplicando la metodología complementaria propuesta por Atil et al (2014).

Al respecto, se determinó que variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao es influenciada significativamente por la variación positiva del

logaritmo del precio mayorista del GNV rezagado un periodo; similar a lo estimado con el anterior modelo. Además, es influenciada por la variación del logaritmo del precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, también rezagado un periodo; que también resulta similar a lo estimado con el anterior modelo. Sin embargo, a diferencia del modelo anterior, se encontró que si se veía influenciado por el proceso de ajuste de la relación de largo plazo.

A pesar de que este modelo parece ofrecer mejores resultados que la versión base de Borenstein et al. (1997), tampoco se encontró evidencia de la existencia de la asimetría en la relación de corto plazo, ya que los impactos de los rezagos de las variaciones positiva y negativas del logaritmo del precio mayorista del GNV sobre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, son estadísticamente iguales.

Sin embargo, Atil et al. (2014) agrega una nueva fuente de asimetría a la relación entre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el precio mayorista del GNV considerando que, en el largo plazo, el precio minorista traslada los incrementos en el costo minorista en una proporción diferente a las reducciones, con lo que habría dos equilibrios en el largo plazo dependiendo del cambio en los precios mayoristas.

Así, se encontró evidencia de la existencia de la asimetría en la relación de largo plazo, ya que los impactos de los cambios positiva y negativas del logaritmo del precio mayorista del GNV sobre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, son estadísticamente diferentes cuando se utiliza como estimador del precio mayorista al Precio en Boca de Pozo.

Considerando ello, la estimación de la relación de largo plazo entre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el precio mayorista del GNV, que se deriva de la relación de corto plazo, obtiene resultados esperados en relación con el valor de esta, el que resulta ser menor a uno; pero solo significativa en las reducciones del precio mayorista.

En tal sentido, se decidió ampliar nuevamente el modelo básico de Borenstein et al. (1997) para considerar el impacto de la competencia espacial entre las estaciones de servicio de GNV y su impacto en la determinación del precio.

Así, en la sección VI.2.7. se estimó la relación entre el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao y el precio mayorista del GNV aplicando la metodología complementaria propuesta por Eleftheriou et al. (2018).

Al respecto, se determinó que variación del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao es influenciada significativamente por la variación positiva del logaritmo del precio mayorista del GNV rezagado por varios periodos, no siendo así por las reducciones de este; resultado similar a lo estimado con los anteriores modelos. Además, es influenciada por la variación del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao, también rezagado por varios periodos; que también resulta similar a lo estimado con los modelos anteriores. Asimismo, de manera similar al modelo anterior, se encontró que si se veía influenciado por el proceso de ajuste de la relación de largo plazo.

Además, este modelo incluye una variable que captura el impacto del comportamiento de las estaciones de servicio de GNV cercanas a cada estación  $i$  a través del precio promedio de estas estaciones, y del proceso de ajuste de la relación de largo plazo de estas. Ambas variables resultaron ser significativas para explicar la variación del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao.

Este modelo ofrece mejores resultados que la versión base de Borenstein et al. (1997) y la versión complementaria de Atil et al (2014). Al respecto, se encontró evidencia de la existencia de la asimetría en la relación de corto plazo, ya que los impactos de los rezagos de las variaciones

positiva y negativas del logaritmo del precio mayorista del GNV sobre el precio minorista del GNV de la estación *i* en Lima Metropolitana y el Callao, son estadísticamente diferentes.

Asimismo, Eleftheriou et al. (2018) considera dos fuentes de asimetría en el proceso de ajuste de largo plazo de los precios. Así, el precio minorista traslada las desviaciones positivas de largo plazo en una proporción diferente a las negativas, con lo que habría dos velocidades de ajuste del precio en el largo plazo dependiendo de los desajustes de la relación de largo plazo. De igual forma, el precio minorista traslada las desviaciones positivas de largo plazo de las estaciones cercanas en una proporción diferente a las negativas, con lo que habría dos velocidades de ajuste del precio en el largo plazo dependiendo de los desajustes de la relación de largo plazo de los competidores cercanos.

Además, la estimación de la relación de largo plazo entre el precio minorista del GNV de la estación *i* en Lima Metropolitana y el Callao y el precio mayorista del GNV, obtiene resultados esperados ya que resulta ser menor a uno, positivo y significativo. Asimismo, se encuentra que la relación de largo plazo entre el precio minorista del GNV de la estación *i* en Lima Metropolitana y el Callao y el precio minorista del GNV de las estaciones cercanas obtiene resultados esperados en relación con el valor de esta, el que resulta ser menor a uno, positivo y significativo, siendo mayor que el impacto de los costos.

Considerando los resultados del modelo de Eleftheriou et al. (2018), se puede afirmar que la primera hipótesis sobre que, en Lima Metropolitana y Callao, los cambios en el precio mayorista del GNV no se trasladan en su totalidad al precio minorista, en el largo plazo, se cumple en el periodo de análisis, siendo menor el traslado del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo que el del precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución.

Al respecto, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio mayorista del GNV, generaría un incremento de entre 0,0028% y 0,0030% en el precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao. De igual forma, se puede afirmar que un incremento de 1,00% en el precio minorista del GNV de las estaciones cercanas, generaría un incremento de entre 0,0154% y 0,0169% en el precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao.

Este resultado es consistente con lo estimado en la evidencia empírica en relación con el signo del coeficiente, pero difiere del valor de este, ya que el impacto estimado en la presente investigación es menor al estimado por otros autores como Atil et al. (2014).

Por otro lado, considerando los resultados del modelo de Eleftheriou et al. (2018), también se puede confirmar la segunda hipótesis sobre que, en Lima Metropolitana y Callao, el proceso de ajuste del precio minorista del GNV ante cambios en el precio mayorista fue lento, en el corto plazo, se cumple en el periodo de análisis, siendo similar cuando se utiliza el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo o el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución como regresores.

Al respecto, se puede afirmar que la desviación positiva de 1,00% en la relación de largo plazo de la estación  $i$ , un periodo atrás genera una reducción de entre 0,0064 y 0,0084% en la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual, con lo que en cada semana el precio minorista incorpora entre un 0,64% y un 0,84% de las desviaciones positivas de corto plazo.

Asimismo, una desviación negativa de 1,00% en la relación de largo plazo de la estación  $i$ , un periodo atrás genera un incremento de entre 0,0088 y 0,0117% en la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual, con lo

que en cada semana el precio minorista incorpora entre un 0,88% y un 1,17% de las desviaciones negativas de corto plazo.

Este resultado es consistente con lo estimado en la evidencia empírica en relación con el signo del coeficiente, pero difiere del valor de este, ya que el impacto estimado en la siguiente investigación es menor al estimado por otros autores como Távora y Vásquez (2008), Atil et al. (2014), Eleftheriou et al. (2018), y De La Cruz, et al. (2021).

Por su parte, considerando que el modelo de Eleftheriou et al. (2018), no ha definido una metodología para estimar las funciones de impulso respuesta y el sobreprecio pagado por los consumidores, no se han estimado estos valores. Sin embargo, considerando que el coeficiente que representa el proceso de ajuste del precio minorista del GNV ante cambios en el precio mayorista fue pequeño, en el corto plazo, se puede afirmar que una reducción de S/ 1 en el precio mayorista del GNV tomaría muchas semanas en trasladarse al precio minorista; mientras que un incremento de S/ 1 en el precio mayorista del GNV tomaría pocas semanas en trasladarse entre enero de 2013 y diciembre de 2024.

De igual forma, debido a que se ha confirmado la existencia de asimetría en el corto plazo y en los procesos de ajuste de la relación de largo plazo, se puede afirmar que el consumidor final pagó un sobreprecio por la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV entre enero de 2013 y diciembre de 2024.

Finalmente, considerando los resultados del modelo de Eleftheriou et al. (2018), también se puede confirmar la quinta hipótesis sobre que, en Lima Metropolitana y Callao, en la medida que las decisiones de precios de las estaciones de servicio que comercializan GNV influyen en las de las estaciones cercanas, generando asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio

minorista del GNV, siendo similar cuando se utiliza el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo o el precio mayorista del GNV en Boca de Pozo más Transporte y Distribución.

Al respecto, se puede afirmar que la variación del logaritmo del precio minorista del GNV de la estación  $i$  está relacionada con la variación del precio minorista del GNV de las estaciones cercanas, de manera rezagada; es decir que si el precio minorista de las estaciones cercanas, de una semana anterior, se incrementa (redujo) en 1%, el precio minorista de la estación  $i$  se incrementará (reducirá) entre 0,0014 y 0,0020% una semana después; este impacto se extiende a través de varias semanas, ya que la relación de la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  con la variación del precio minorista del GNV de las estaciones cercanas en rezagos mayores se mantiene positiva y significativa.

De igual forma, una desviación positiva de 1,00% en la relación de largo plazo de las estaciones cercanas, un periodo atrás genera un incremento de entre 0,0113 y 0,0132% en la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual. Asimismo, una desviación negativa de 1,00% en la relación de largo plazo de las estaciones cercanas, un periodo atrás genera una reducción de entre 0,0078 y 0,0102% en la variación del precio minorista del GNV de la estación  $i$  en Lima Metropolitana y el Callao en el periodo actual.

Este resultado difiere con lo estimado en la evidencia empírica en relación con el signo del coeficiente, así como en el valor estimado, siendo diferente a lo obtenido por Eleftheriou et al. (2018) y De La Cruz, et al. (2021).

Así, dado que todas hipótesis específicas se cumplen, se puede confirmar la hipótesis general de que en Lima Metropolitana y el Callao existió asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV entre enero de 2013 y noviembre de 2024.

Ahora bien, debido a la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y noviembre de 2024, se recomienda que las entidades que supervisan o regulan el mercado de combustibles informen a los consumidores sobre los cambios en los precios del agente mayorista e incentiven el uso de la información disponible del precio en las estaciones de servicio, como es la página del Facilito de Osinergmin, para que los consumidores puedan decidir el momento adecuado en el cual abastecerse de combustibles y que puedan comparar precios entre las estaciones cercanas al consumidor.

Esto es importante en la medida que se ha encontrado que el mecanismo de ajuste de los precios minoristas hacia su equilibrio de largo plazo es lento, teniéndose que en cada semana se corrige entre un 0,64% y un 0,84% de las desviaciones positivas de corto plazo; es decir cuando el precio mayorista se ha reducido; y entre 0,88% y un 1,17% de las desviaciones negativas de corto plazo; es decir, cuando el precio mayorista se ha incrementado.

### **VI.3.1. Síntesis interpretativa de los resultados**

En conjunto, los resultados empíricos muestran que la transmisión de precios entre el nivel mayorista y minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao es incompleta y presenta evidencia de asimetría, especialmente cuando se incorpora la dimensión espacial del mercado. La magnitud de los coeficientes de corrección de error indica una velocidad de ajuste semanal moderada, lo que refleja la existencia de fricciones que retardan la convergencia hacia el equilibrio de largo plazo. De acuerdo con los modelos teóricos revisados, estos patrones son compatibles con la presencia de costos de ajuste o de menú, costos de búsqueda y expectativas asimétricas frente a variaciones de precios.

Las elasticidades estimadas confirman que los incrementos en el precio mayorista se transmiten más rápidamente que las reducciones, lo cual respalda las predicciones del modelo de costos de menú y sugiere que los minoristas ajustan con mayor agilidad ante presiones alcistas que ante reducciones. En síntesis, la evidencia empírica respalda la pertinencia de los enfoques teóricos revisados y aporta un sustento cuantitativo al análisis de las rigideces del mercado de GNV.

Para una interpretación más completa de estos resultados es pertinente considerar la magnitud de los coeficientes estimados y el contexto regulatorio en el que opera el mercado peruano, entendiendo que estos elementos permiten enmarcar la asimetría observada dentro del funcionamiento institucional del sector.

Los resultados obtenidos en los distintos modelos estimados muestran que la magnitud del traspaso del precio mayorista regulado hacia el precio minorista del GNV es reducida, con coeficientes que en varios casos se ubican por debajo de 0,02. Estas elasticidades tan pequeñas reflejan que el precio en boca de pozo del gas natural – determinado contractualmente para el mercado interno a partir del Contrato de Licencia del Lote 88 y actualizado mediante fórmulas tarifarias supervisadas por Osinergmin – presenta una evolución altamente estable. En términos prácticos, esto significa que las estaciones de servicio no enfrentan un precio mayorista que fluctúe como ocurre en mercados competitivos, sino un precio estable cuya trayectoria está predefinida por la regulación y los contratos.

Por ello, para los minoristas el precio mayorista opera más como un dato fijo que como una señal económica que varíe semana a semana. En consecuencia, la transmisión de variaciones del precio mayorista hacia el precio minorista es acotada, especialmente cuando la variabilidad del mayorista es mínima.

Este comportamiento es consistente con el diseño regulatorio del mercado peruano, en el cual la baja variabilidad del precio mayorista limita de manera natural la magnitud del traslado de precios hacia el nivel minorista, de modo que incluso una transmisión asimétrica genera efectos cuantitativamente pequeños, sin que ello requiera necesariamente atribuir el fenómeno a conductas estratégicas por parte de los agentes.

Esta interpretación es coherente con la literatura aplicada al caso peruano y, en particular, con el estudio de Vásquez, Rojas y Aurazo (2021), quienes encuentran que la estabilidad del precio en boca de pozo y las características institucionales de la cadena de suministro limitan de manera sustancial la sensibilidad de los precios minoristas ante cambios en el precio regulado del gas natural. En dicho estudio se muestra que la dinámica del mercado minorista responde con mayor intensidad a factores estructurales – como las restricciones contractuales entre distribuidores y estaciones, la temporalidad en la actualización de tarifas reguladas y las condiciones operativas de la red de abastecimiento – que a perturbaciones en el precio mayorista. En tal sentido, los resultados confirman, desde un enfoque econométrico, un patrón ya documentado en la industria y en la literatura especializada. En particular, se observa que la señal económica proveniente del precio mayorista del gas natural tiene un impacto limitado sobre el comportamiento de los precios minoristas del GNV.

Ahora bien, un elemento adicional relevante para interpretar estos resultados es que, en un mercado donde el precio mayorista es tan estable, la dinámica competitiva se desplaza naturalmente hacia el segmento minorista. La evidencia empírica del modelo espacial confirma que las decisiones de precios de las estaciones cercanas tienen una influencia mayor que la variación del precio mayorista; lo que se puede observar en los resultados de la Tabla 32 que estima la relación de largo plazo entre las variables, donde el impacto del cambio del precio minorista del

GNV de las estaciones cercanas es alrededor 5,5 veces mayor que el cambio en el precio mayorista del GNV, mientras que en la estimación de la relación de largo plazo con quiebre estructural mostrado en la Tabla 36, el impacto del cambio del precio minorista del GNV de las estaciones cercanas es alrededor 3 veces mayor que el cambio en el precio mayorista del GNV antes de la semana 8 del año 2022 y alrededor 7 veces luego de dicha semana.

Esto sugiere que la competencia local y la estructura territorial del mercado son determinantes centrales del comportamiento de los precios. Este patrón coincide con lo documentado en Vásquez, Rojas y Aurazo (2021), quienes muestran que la interacción estratégica entre estaciones constituye una fuente más importante de variabilidad de precios que la transmisión de costos regulados. En este contexto, el precio mayorista puede operar como un “nodo focal exógeno” que coordina expectativas, más que como un verdadero impulsor de cambios inmediatos en el precio minorista.

Finalmente, como se ha señalado, es importante indicar que la interpretación de la asimetría observada debe considerar las particularidades institucionales del mercado de GNV en el Perú. A diferencia de los combustibles líquidos, cuyo precio depende de la dinámica internacional del petróleo, este mercado opera dentro de una estructura regulada, que incluye el precio en boca de pozo del Lote 88, las tarifas de transporte por TGP y la distribución regulada por Calidda bajo supervisión de Osinergmin y el MINEM. Estas condiciones pueden generar rigideces contractuales y secuencias de actualización tarifaria que podrían explicar la presencia de retrasos en la transmisión de reducciones de costos hacia el precio minorista. En ese sentido, la asimetría observada no necesariamente constituye indicio de conducta anticompetitiva, sino que también podría ser consistente con el diseño institucional del mercado del gas natural en el Perú y con las limitaciones operativas y contractuales propias de su estructura regulada.

#### **VI.4. Implicancias regulatorias y de política económica**

Antes de abordar las implicancias regulatorias y de política económica derivadas de los resultados, resulta importante precisar que la evidencia de asimetría en la transmisión de precios no implica necesariamente la existencia de comportamientos no competitivos o colusorios entre los agentes del mercado. La literatura económica ha mostrado que este tipo de resultados puede responder a diversos factores estructurales o friccionales propios de los mercados energéticos, como los costos de ajuste o de menú (Borenstein et al., 1997), los costos de búsqueda de los consumidores (Bacon, 1991), las rigideces contractuales o logísticas, y las expectativas asimétricas frente a las variaciones de precios.

En el caso del mercado de GNV en Lima Metropolitana y el Callao, estos elementos podrían explicar parte del rezago observado en la transmisión de las reducciones del precio mayorista hacia el nivel minorista. Sin embargo, la persistencia de tales asimetrías en determinadas zonas o periodos podría también reflejar la existencia de competencia imperfecta localizada o la influencia de un poder de mercado restringido a nivel territorial. En consecuencia, los resultados deben interpretarse como una señal de posibles ineficiencias o rigideces en el proceso de formación de precios, mas no como evidencia concluyente de conductas anticompetitivas, cuya verificación requeriría un análisis complementario.

La confirmación de la existencia de una relación asimétrica en la transmisión de precios entre el nivel mayorista y minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao tiene implicancias directas sobre el diseño y la implementación de políticas públicas en el sector energético. Sin embargo, la magnitud reducida de los coeficientes estimados exige que estas implicancias se interpreten con moderación. En varios modelos, los efectos estimados no superan el 0,02%, lo que evidencia que los cambios en el precio mayorista regulado generan impactos muy acotados sobre

el precio minorista. Esta característica no refleja necesariamente fallas competitivas, sino podría estar relacionado con la propia configuración institucional del mercado peruano, donde el precio en boca de pozo del Lote 88 es estable, predecible y se actualiza mediante fórmulas contractuales, sin exposición a shocks internacionales. En este sentido, el hallazgo de asimetrías debe entenderse dentro de un entorno donde el precio mayorista funciona prácticamente como un parámetro exógeno. En mercados con variabilidad tan baja en el mayorista, incluso fricciones administrativas – como diferencias en calendarios de facturación, tiempos de actualización tarifaria o procesos logísticos – pueden generar patrones de ajuste diferenciados sin que ello implique necesariamente conductas estratégicas por parte de los agentes.

Desde una perspectiva regulatoria, esta característica del mercado peruano modifica el enfoque que debe adoptarse al momento de formular recomendaciones de política. Si bien los resultados señalan que la transmisión de precios es incompleta y asimétrica, la magnitud acotada del efecto sugiere que podría no requerirse introducir instrumentos adicionales de supervisión ni reformas estructurales del mercado. Más bien, las recomendaciones deben orientarse a mejorar la accesibilidad, integración y capacidad analítica de la información actualmente disponible, en lugar de ampliar mecanismos regulatorios ya existentes.

Debe reconocerse que la transparencia básica de precios ya es un componente central del marco regulatorio vigente. El precio en boca de pozo del Lote 88 se publica periódicamente en los portales institucionales del Osinergmin y Perupetro, mientras que las tarifas de transporte y distribución se encuentran disponibles en los pliegos tarifarios del distribuidor de GNV. Asimismo, los precios minoristas están consignados en la plataforma Facilito, de uso público y actualizado permanentemente por Osinergmin. Por tanto, las necesidades actuales del mercado no pasarían por

incrementar la regulación, sino por superar la fragmentación de las fuentes de información, que dificulta el monitoreo integrado del mercado.

En consecuencia, una recomendación acorde con los resultados consiste en que las autoridades evalúen la creación de un sistema integrado de inteligencia de negocios – por ejemplo, basado en Power BI u otra plataforma analítica – que consolide en un solo espacio los precios mayoristas regulados, las tarifas de transporte y distribución, y los precios minoristas reportados en Facilito; teniendo como enfoque principal al consumidor del GNV, por lo que se tendría que evaluar mecanismos para que estos sean los principales beneficiarios del acceso a la transparencia del mercado.

Un sistema de este tipo permitiría monitorear en tiempo real la relación entre los distintos componentes del precio, facilitaría la supervisión del mercado sin la necesidad de introducir nuevas obligaciones regulatorias. Además, fortalecería la capacidad de los consumidores y de los formuladores de política para evaluar la evolución del mercado y detectar posibles anomalías.

No obstante, el diseño de una herramienta de este tipo debe considerar cuidadosamente sus implicancias en materia de competencia. En mercados minoristas con competencia localizada, la transparencia excesiva – especialmente si se ofrece información en tiempo real o altamente desagregada – puede facilitar la coordinación tácita entre operadores al permitir un monitoreo casi instantáneo de los precios rivales. Por ello, cualquier plataforma integrada debería priorizar información agregada y orientada al análisis público y regulatorio, evitando generar incentivos para la alineación estratégica de precios entre estaciones de servicio. De esta manera, se refuerza la transparencia para consumidores y autoridades sin incrementar riesgos de colusión.

Desde una óptica de política económica, una plataforma integrada de este tipo también contribuiría a mejorar la percepción pública sobre la transparencia del sector y a fortalecer la

confianza en el proceso de masificación del gas natural. La posibilidad de visualizar de manera clara la composición del precio, la estabilidad del precio en boca de pozo y los comportamientos locales de precios minoristas podría reducir percepciones de discrecionalidad o falta de claridad.

Finalmente, en un contexto de transición energética y diversificación de la matriz, una transmisión de precios más eficiente contribuiría a mejorar la señal económica del GNV frente a otras alternativas energéticas (GLP o diésel). Por ello, las políticas futuras deberían orientarse no solo a expandir la infraestructura física, sino también a garantizar un entorno de competencia efectiva y transparencia informativa, condiciones indispensables para que los beneficios de la masificación del gas natural se trasladen plenamente a los consumidores finales.

Esta necesidad de fortalecer la eficiencia en la transmisión de precios se vincula directamente con la estructura institucional que caracteriza al mercado del gas natural en el Perú. Los resultados de esta investigación, en concordancia con lo documentado por Vásquez, Rojas y Aurazo (2021), muestran que la variabilidad del precio minorista del GNV está influenciada principalmente por factores operativos, contractuales y territoriales, más que por cambios en el precio mayorista regulado del gas natural. Desde esta perspectiva, la competencia imperfecta relevante se manifiesta con mayor claridad en el segmento minorista – tal como también evidencia el modelo espacial –, donde la interacción estratégica entre estaciones y la estructura territorial del mercado generan variaciones en precios más pronunciadas que las derivadas del precio mayorista.

En este sentido, una línea de investigación futura consiste en profundizar el estudio de la competencia espacial y de los posibles mecanismos de coordinación tácita o explícita entre estaciones, considerando que el precio mayorista estable puede funcionar como un nodo focal exógeno que facilite la coordinación de expectativas, tal como se discute en Vásquez, Rojas y Aurazo (2021). Explorar estas dinámicas permitirá complementar los hallazgos de la presente

investigación y ofrecer una comprensión más amplia de las fuentes de competencia imperfecta en el mercado de GNV.

Integrar el análisis económico de la asimetría con el diseño regulatorio del sector permitirá asegurar que los beneficios de la masificación del gas natural se trasladen plenamente a los consumidores, reforzando la sostenibilidad y legitimidad de la política energética nacional.

## VII. Principales Referencias.

Atil, A., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2014). 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>

Bacon, Robert. (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/10.1016/0140-9883\(91\)90022-R](https://doi.org/10.1016/0140-9883(91)90022-R)

Bachmeier, L. & Griffin, J. (2003). New evidence on asymmetric gasoline price responses. *Review of Economics and Statistics*, 85(3), 772–776.

<https://doi.org/10.1162/003465303322369902>

Bagnai, A. & Mongeau, C. (2015). Long and short run Price asymmetries and hysteresis in the Italian gasoline market. *Energy Policy*, 78, 41–50.

<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.12.017>

Balke, N., Brown, S. & Yucel, M. (1998). Crude oil and gasoline prices: An asymmetric relationship?. *Economics and Finance Policy Review*. Federal Reserve Bank of Dallas, Q1, 2–11.

<https://www.dallasfed.org/~media/documents/research/er/1998/er9801a.pdf>

Ball, L., & Mankiw, N. G. (1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, 104(423), 247–261.

<https://doi.org/10.2307/2234746>

Balmaceda, F. & Soruco, P. (2008). Asymmetric dynamic pricing in a local gasoline retail market. *Journal of Industrial Economics*, 56(3), 629–653.

<https://www.jstor.org/stable/25483427>

Banco Central de Reserva del Perú. (2013). Reporte de Inflación Marzo 2013.

<https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2013/marzo/reporte-de-inflacion-marzo-2013.pdf>

Banco Central de Reserva del Perú. (2016). Reporte de Inflación Marzo 2016.

<https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2016/marzo/reporte-de-inflacion-marzo-2016.pdf>

Banco Central de Reserva del Perú. (2022). Reporte de Inflación Diciembre 2022.

<https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2022/diciembre/reporte-de-inflacion-diciembre-2022.pdf>

Bayer, R.-C., & Ke, C. (2018). What causes rockets and feathers? An experimental investigation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 153, 223–237.

<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2018.04.010>

Bettendorf, L., Van der Geest, S. & Varkevisser, M. (2003). Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market. *Energy Economics*, 25(6), 669–689.

[https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(03\)00035-5](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(03)00035-5).

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

<http://www.jstor.org/stable/2951284>

Breitung, J., & Das S. (2005). Panel unit root tests under cross-sectional dependence. *Statistica Neerlandica*, 59, 414–433.

<https://doi.org/10.1111/j.1467-9574.2005.00299.x>

Cabral, L. & Fishman, A. (2012). Business as usual: A consumer search theory of sticky prices and asymmetric price adjustment. *International Journal of Industrial Organization*, 30 (4), 371–376.

<https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2012.01.003>

De La Cruz, R., Rivas, J., Chávez, D., Carrillo, A. & Jara, P. (2021). Evaluación de las asimetrías en las variaciones de los precios de los combustibles en Lima Metropolitana y el Callao. Documento de Trabajo 50, Gerencia de Políticas y Análisis Económico del Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería.

<https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/2284346/Documento%20de%20Trabajo%2050.pdf>

Deltas, George. (2008). Retail gasoline price dynamics and local market power. *Journal of Industrial Economics*, 56(3), 613–628.

<https://www.jstor.org/stable/25483426>

Desde Adentro (18 de octubre de 2022) Macroconsult: GNV es el único combustible que mantuvo precio estable en últimos cinco años.

<https://www.desdeadentro.pe/2022/10/macroconsult-gnv-es-el-unico-combustible-que-mantuvo-precio-estable-en-ultimos-cinco-anos/>

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.

<https://doi.org/10.2307/2286348>

Eckert, A. (2002). Retail price cycles and response asymmetry. *Canadian Journal of Economics*, 35(1), 52–77.

<https://doi.org/10.1111/1540-5982.00120>

Eleftheriou, K., Nikolaidou, A., & Tagkalakis, A. (2018). Oil price asymmetry revisited: new evidence from panel nonlinear models. *Energy Economics*, 72, 601–621.

El Peruano. (03 de noviembre de 2021). MTC reitera que trabaja con diversos sectores para atender demandas de los transportistas.

<https://elperuano.pe/noticia/132572-mtc-reitera-que-trabaja-con-diversos-sectores-para-atender-demandas-de-los-transportistas>

Elliott, G. R., Rothenberg, T. J. y Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813–836.

<https://doi.org/10.2307/2171846>.

Energy Information Administration (s.f.). Henry Hub Natural Gas Spot Price (Dollars per Million Btu).

<https://www.eia.gov/dnav/ng/hist/rngwhhdd.htm>

Gallardo, J., Vásquez, A. & Bendezú, L. (2005). La Problemática de los Precios de los Combustibles. Oficina de Estudios Económicos del Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. Documento de Trabajo 11.

[https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro\\_documental/Institucional/Estudios\\_Economicos/Documentos\\_de\\_Trabajo/Documento\\_de\\_Trabajo\\_11.pdf](https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro_documental/Institucional/Estudios_Economicos/Documentos_de_Trabajo/Documento_de_Trabajo_11.pdf)

Green, E. & Porter, R. (1984). Non-cooperative collusion under imperfect Price information. *Econometrica*, 52 (1), 87-100.

<https://doi.org/10.2307/1911462>

Gregory A. & Hansen B. (1976). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70 (1), 99-126.

[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(69\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(69)41685-7)

INFOGAS. (2024). Sistema de Control de Carga de Gas Natural Vehicular. Reporte Estadístico Mensual. Diciembre 2024.

<https://gd.infogas.com.pe/storage/uploads/XGEGaVjW17FcqhREudBCO6upR8kw2YpMBaAoIUWp.xlsx>

Instituto Nacional de Defensa de la Competencia y de la Protección de la Propiedad Intelectual (2018). Resolución 104-2018/CLC-INDECOPI.

<https://servicio.indecopi.gob.pe/buscadorResoluciones/getDoc?docID=workspace://SpacesStore/12a0914a-dcb5-43fb-99fa-ef13b08e895c>

Instituto Nacional de Defensa de la Competencia y de la Protección de la Propiedad Intelectual (2019a). Resolución 0157-2019/SDC-INDECOPI.

<https://servicio.indecopi.gob.pe/buscadorResoluciones/getDoc?docID=workspace://SpacesStore/0759ca43-e517-454d-9327-2b26ee0ff9f9>

Instituto Nacional de Defensa de la Competencia y de la Protección de la Propiedad Intelectual (2019b). Resolución 0171-2019/SDC-INDECOPI.

<https://servicio.indecopi.gob.pe/buscadorResoluciones/getDoc?docID=workspace://SpacesStore/5409305e-70eb-468c-a401-51beec2efac3>

Instituto Nacional de Defensa de la Competencia y de la Protección de la Propiedad Intelectual (2019c). Resolución 0225-2019/SDC-INDECOPI.

<https://servicio.indecopi.gob.pe/buscadorResoluciones/getDoc?docID=workspace://SpacesStore/5daac7d0-c1a2-4420-b710-40eee064937c>

Instituto Nacional de Defensa de la Competencia y de la Protección de la Propiedad Intelectual (2020). Resolución 0138-2020/SDC-INDECOPI.

<https://servicio.indecopi.gob.pe/buscadorResoluciones/getDoc?docID=workspace://SpacesStore/e22155ab-f4cb-41c0-8c13-9b7a4b45b3ab>.

Instituto Nacional de Defensa de la Competencia y de la Protección de la Propiedad Intelectual (2022). Resolución 062-2022/DLC-INDECOPI

<https://servicio.indecopi.gob.pe/buscadorResoluciones/getDoc?docID=workspace://SpacesStore/fc2a1296-298b-47ef-a220-ed0d16ebfaec>

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (s.f.). Producción fiscalizada de gas natural (Miles de pies cúbicos). Sistema de Información Regional para la Toma de Decisiones.

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2024). Indicadores de Precios de la Economía Diciembre 2024.

[https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones\\_digitales/Est/Lib1728/Libro57.pdf](https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1728/Libro57.pdf)

Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University Press.

<https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>

Karavias, Y.; Narayan, P. & Westerlund, J. (2023). Structural Breaks in Interactive Effects Panels and the Stock Market Reaction to COVID-19. *Journal of Business & Economic Statistics*, 41(3), 653-666.

<https://doi.org/10.1080/07350015.2022.2053690>

Lewis, M. S. (2009). Temporary wholesale gasoline price spikes have long-lasting retail effects: The aftermath of Hurricane Rita. *Journal of Law and Economics*, 52(3), 581–602.

<https://doi.org/10.1086/592056>

Lewis, M. S. (2011). Asymmetric price adjustment and consumer search: An examination of the retail gasoline market. *Journal of Economics & Management Strategy*, 20(2), 409–449.

<https://doi.org/10.1111/j.1530-9134.2011.00293.x>

Meyer, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581–611.

<https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>

Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. (2015). Boletín Informativo de los Agentes Autorizados por Osinergmin. Gas Natural Vehicular (GNV).

[https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro\\_documental/gas\\_natural/Documentos/Comercializacion/GNV/Boletin%20Informativo%20de%20los%20agentes%20GNV-2015\\_HU.pdf](https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro_documental/gas_natural/Documentos/Comercializacion/GNV/Boletin%20Informativo%20de%20los%20agentes%20GNV-2015_HU.pdf)

Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. (s.f.a). Histórico de registro de precios de los mayoristas, CCA, CCE y establecimientos de venta al público de combustibles líquidos y gnv. Recuperado de SISTEMA PRICE.

Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. (s.f.b). Pliego Tarifario del Servicio de Distribución de Gas Natural. Gas Natural de Lima y Callao S.A.

<https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/institucional/regulacion-tarifaria/pliegos-tarifarios/gas-natural>

Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. (2021). La industria del gas natural en el Perú: Mirando al Bicentenario y perspectivas recientes.

[https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro\\_documental/Institucional/Estudios\\_Economicos/Libros/Libro-Industria-Gas-Natural-Peru-bicentenario.pdf](https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro_documental/Institucional/Estudios_Economicos/Libros/Libro-Industria-Gas-Natural-Peru-bicentenario.pdf) Organismo Supervisor de la

Inversión en Energía y Minería. (2024). Boletín Estadístico de Producción, Procesamiento, Transporte y Consumo De Gas Natural.

[https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro\\_documental/gas\\_natural/Documentos/Publicaciones/Osinergmin-boletin-estadistico-gas-natural-2024-II.pdf](https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro_documental/gas_natural/Documentos/Publicaciones/Osinergmin-boletin-estadistico-gas-natural-2024-II.pdf)

Peltzman, Sam. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Politics Economics*, 108 (3), 466–502.

<https://doi.org/10.1086/262126>

Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34, 1089-1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>

Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335–346.

<https://doi.org/10.2307/2336182>. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers on a nonlinear ARDL framework. En: W.C. Horrace & R.C. Sickles (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. (pp.281-314). Springer.

[https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3\\_9](https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9)

Távora, J. & Vásquez, A. (2008). La industria del petróleo en el Perú: Contexto regional, condiciones de competencia y asimetrías en las variaciones de los precios de los combustibles. Proyecto de Distribución Mayorista y Minorista de Hidrocarburos en el Perú.

[https://bvirtual.indecopi.gob.pe/colec/tavaraj\\_vasqueza\\_hidrocarburos.pdf](https://bvirtual.indecopi.gob.pe/colec/tavaraj_vasqueza_hidrocarburos.pdf)

Tamayo, J., Salvador, J., Vásquez, A. & García, R. (2014). La industria del gas natural en el Perú. A diez años del Proyecto Camisea. Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería.

<https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/1382451/Libro%3A%20La%20industria%20del%20Gas%20Natural%20en%20el%20Per%C3%BA.%20A%20diez%20a%C3%B1os%20del%20Proyecto%20Camisea..pdf?v=1603234438>

Tirole, Jean (1998). *The Theory of Industrial Organization* (10.<sup>a</sup> ed.). The MIT Press Books.

Vásquez, Arturo. (2005). Price-response asymmetry in domestic wholesale and retail diesel 2 markets in Peru. *Revista de la Competencia y la Propiedad Intelectual*, 1, 67-81.

<https://econwpa.ub.uni-muenchen.de/econ-wp/io/papers/0512/0512005.pdf>

Vásquez, A.; De la Cruz, R.; Llerena, M. e Isla, L. (2016). Actualización de la Demanda Agregada de Combustibles Líquidos en el Perú. Gerencia de Políticas y Análisis Económico del Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. Documento de Trabajo 41,

[https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro\\_documental/Institucional/Estudios\\_Economicos/Documentos\\_de\\_Trabajo/Documento-Trabajo-41.pdf](https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro_documental/Institucional/Estudios_Economicos/Documentos_de_Trabajo/Documento-Trabajo-41.pdf)

Vásquez, A., De la Cruz, R., Coello, F. & Lloclle, J. (2017). Análisis del mercado de GLP para dos regiones del Perú: Lima y Lambayeque. Documento de Trabajo 39, Gerencia de Políticas y Análisis Económico del Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería.

[https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro\\_documental/Institucional/Estudios\\_Economicos/Documentos\\_de\\_Trabajo/Documento-Trabajo-39.pdf](https://www.osinergmin.gob.pe/seccion/centro_documental/Institucional/Estudios_Economicos/Documentos_de_Trabajo/Documento-Trabajo-39.pdf)

Vásquez Cordano, Arturo, Pedro Rojas y José Aurazo (2021). Pricing Coordination in a Spatial Context: Evidence from the Retail Vehicular Natural Gas Market of Lima, Peru. Documento de Trabajo N° 001-2021-DI. Dirección de Investigación – Escuela de Postgrado GÉRENS, Perú.

[https://repositorio.gerens.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12877/62/DT\\_001\\_2021\\_DI\\_GERENS\\_Vasquez%20Rojas%20Aurazo.pdf?sequence=1&isAllowed=y](https://repositorio.gerens.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12877/62/DT_001_2021_DI_GERENS_Vasquez%20Rojas%20Aurazo.pdf?sequence=1&isAllowed=y)

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709-748.

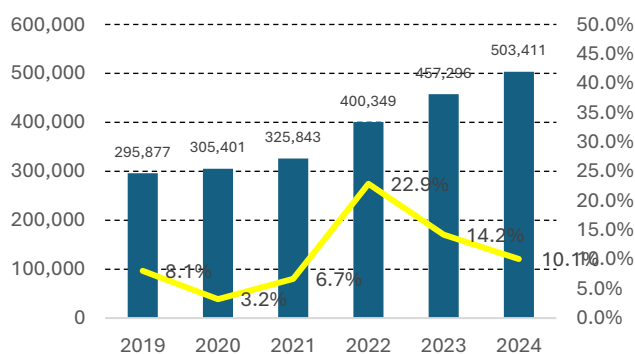
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>



## ANEXO A: Estadísticas descriptivas del mercado de GNV

El parque automotor de vehículos a GNV ha mantenido en crecimiento desde su inicio en 2005. De acuerdo con los reportes estadísticos Infogas, el número de vehículos a GNV alcanzó las 400 349 unidades en el 2022, representando un crecimiento de 22,9% respecto al año 2021 donde se registraron 325 843 unidades; posteriormente, se incrementó en 14,2% alcanzando los 457 296 en 2023, y en 10,1%, alcanzando los 503 411 vehículos en 2024.

**Figura 6. Vehículos a GNV y variación anual**



El GNV puede ser utilizado por distintos vehículos como automóviles, mototaxis, camiones, entre otros; siendo los automóviles los que representan la mayor parte de vehículos a GNV con más del 96% en promedio del total en los últimos 6 años, mientras que el resto de los vehículos representan una participación menor, resaltando los vehículos para el transporte público y los camiones con el 1,3% y 0,8% de vehículos, en promedio, en los últimos 6 años, respectivamente.

**Tabla 38. Vehículos Activados por tipo de vehículo**

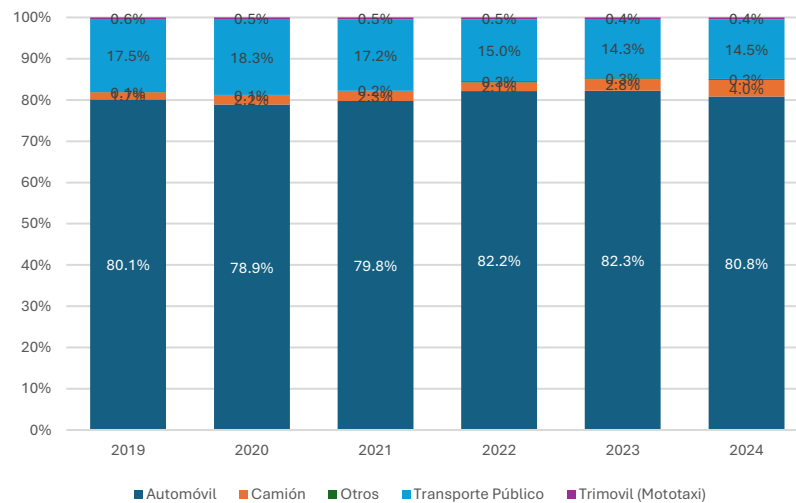
Año	Automóvil	Camión	Otros	Transporte Público	Trimovil (Mototaxi)
2019	98.0%	0.6%	0.0%	1.3%	0.1%
2020	98.4%	0.4%	0.1%	0.9%	0.2%
2021	98.0%	0.7%	0.0%	1.2%	0.2%
2022	98.7%	0.4%	0.0%	0.9%	0.0%
2023	96.7%	1.0%	0.0%	1.6%	0.7%

Año	Automóvil	Camión	Otros	Transporte Público	Trimovil (Mototaxi)
2024	94.9%	1.5%	0.0%	2.1%	1.4%

De manera similar, al analizar el consumo de GNV por tipo de vehículo, destacan los automóviles, que representaron en promedio el 80,7% del volumen total comercializado entre los años 2019 y 2024. Le siguen los vehículos del transporte público con un 16,1%, y los camiones, con un 2,5%.

En 2024, los automóviles consumieron 767 847 miles de metros cúbicos de GNV, equivalentes al 80,8% del total anual, lo que significó un crecimiento de 5,5% respecto a 2023. Por su parte, los camiones registraron un consumo de 38 269 miles de metros cúbicos, equivalentes al 4,0% del total anual, con un crecimiento interanual de 55,7%, siendo así el tipo de vehículo con mayor crecimiento en el último año.

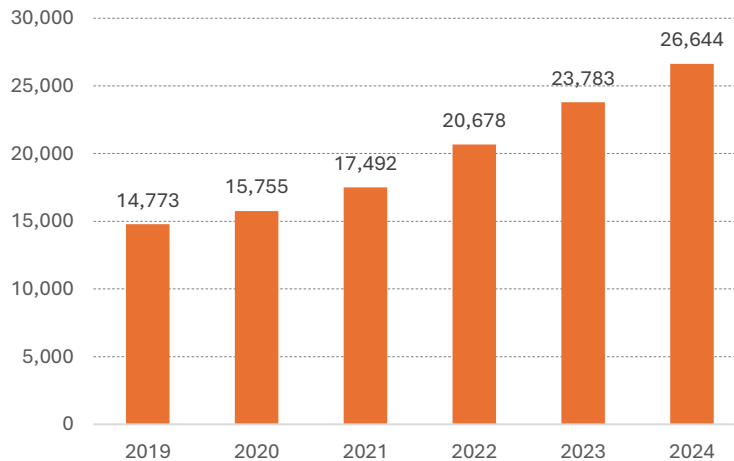
**Figura 7. Distribución de consumo de GNV por tipo de vehículo (miles de metros cúbicos)**



El aumento del número de vehículos, y la promoción que el Estado ha hecho de este combustible, se sustenta en los ahorros que el GNV puede generar. Al respecto, Infogas estimó que el ahorro por el uso del GNV en sustitución de otros combustibles alcanzó los S/ 2 861 millones

de soles en 2024, siendo 7,9% menor al ahorro generado en 2023, de S/ 3 106 millones. Entre el año 2005 y 2024, los ahorros por usar GNV han acumulado un total de S/ 26 644 millones.

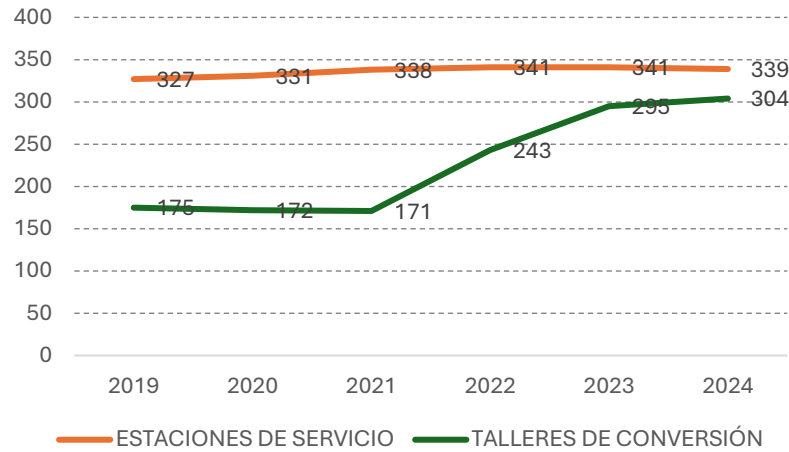
**Figura 8. Ahorros generados por consumo de GNV frente a otros combustibles (miles de S/)**



El ahorro que pueden obtener los consumidores por el uso del GNV ha incentivado la conversión de vehículos para usar el GNV como combustible, esto ha sido posible a que se ha incrementado la oferta de talleres de conversión de vehículos. El número de talleres de conversión alcanzó los 304 en 2024, que fue 3,1% mayor a los 295 talleres registrados en 2023.

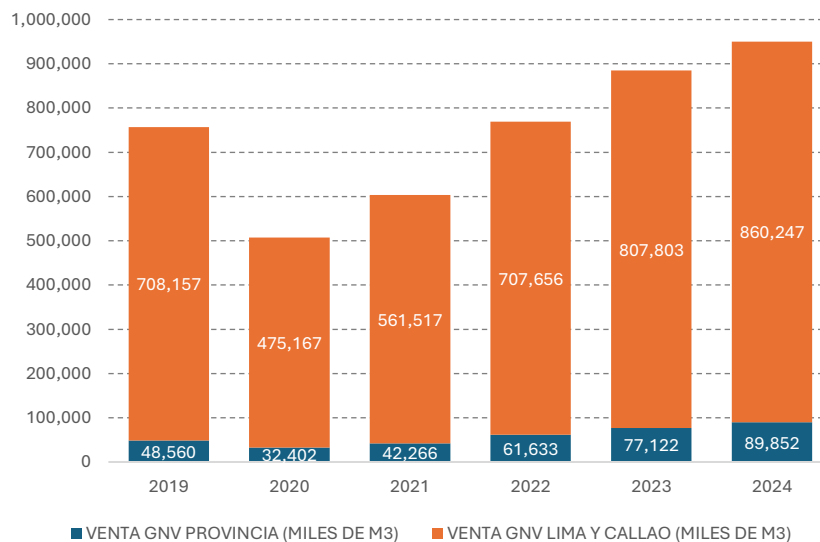
Por otra parte, la oferta del GNV a través de estaciones de servicio de GNV fue de 339 estaciones en 2024, que resultó ser 0,6% inferior a las 341 estaciones del 2023, pero superior al número de estaciones registradas en 2020 y 2021, con 331 y 338 estaciones, respectivamente.

**Figura 9. Número de estaciones de servicio y talleres de conversión de GNV**



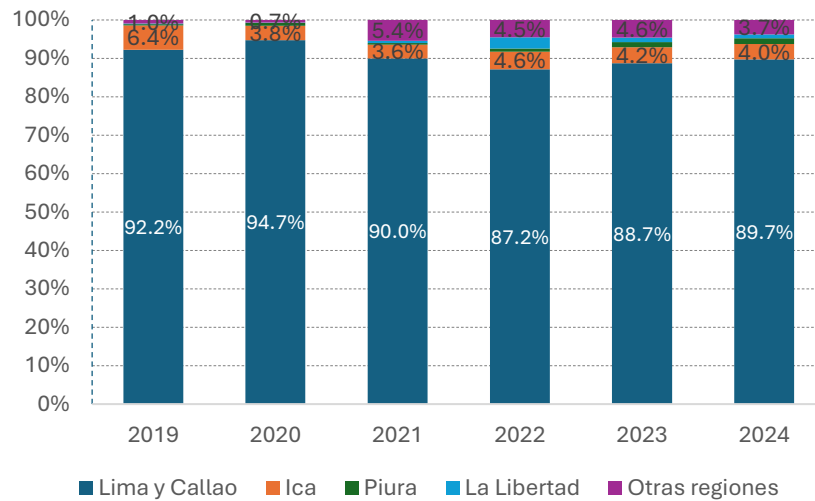
Ahora bien, considerando el ámbito geográfico, Lima Metropolitana y el Callao siempre han representado casi la totalidad de las ventas de GNV a nivel nacional desde su inicio en 2005. Entre 2019 y 2024, en promedio, Lima Metropolitana y Callao representó el 92,3% de las ventas totales, mientras que el resto de las regiones representaron el 7,7%. En 2024 se comercializaron en total 950,1 millones de metros cúbicos de GNV, de los cuales el 90,5% (860,2 millones) se comercializaron en Lima Metropolitana y Callao y el 9,5% (89,9 millones), en el resto del país.

**Figura 10. Ventas de GNV en Lima y Callao y en provincia (miles de metros cúbicos)**



La importancia de Lima Metropolitana y Callao también se puede apreciar en el número de vehículos. Al respecto, se puede apreciar que Lima Metropolitana y Callao concentró, en promedio, el 90,4% de los vehículos convertidos a GNV entre 2019 y 2024. En particular, Lima Metropolitana y Callao representó el 89,7% del total de vehículos convertidos en 2024, seguido de Ica, con el 4,0 %, Piura, con 1,4% y La Libertad el 1,1%.

**Figura 11. Vehículos convertidos por plaza**

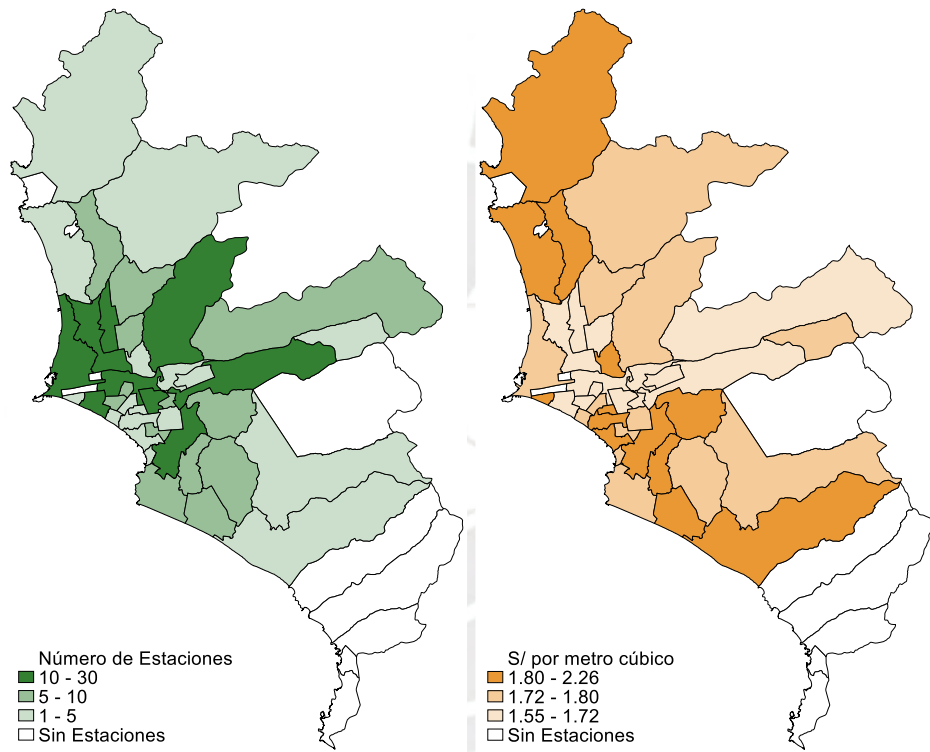


De la misma forma, la mayor parte de las estaciones de servicio que comercializan GNV se encuentran en Lima Metropolitana y el Callao. Al respecto, de acuerdo con Osinergmin (s.f.b), en Lima Metropolitana y el Callao, al 2024, operaron 291 estaciones de servicio que comercializan GNV al consumidor final. El distrito que agrupa la mayor cantidad de estaciones de servicio es La Victoria, con 26 estaciones, seguido de Cercado de Lima, con 22 estaciones, y Ate, con 21 estaciones. Asimismo, los distritos con la menor cantidad de estaciones de servicio son Barranco, Chaclacayo, Lince, Miraflores, Pachacamac y Rímac, con una sola estación.

Por su parte, si se analiza el precio minorista promedio del GNV por distrito, en el año 2024, se puede observar que aquellos distritos con un mayor número de estaciones de servicio poseen precios más bajos, como es el caso de La Victoria, con un precio promedio de S/ 1,65 por

metro cúbico de GNV; Cercado de Lima, con S/ 1,65 por metro cúbico y Ate, con S/ 1,68 por metro cúbico. Finalmente, los distritos de Barranco, Chaclacayo, Lince, Miraflores, Pachacamac y Rímac alcanzaron precios de S/ 1,75; S/ 1,77; S/ 1,80; S/ 1,93; S/ 1,75; y S/ 2,26, respectivamente. Esta información se puede observar en la siguiente figura.

**Figura 12. Número de estaciones de servicio y precio minorista promedio. Lima 2024**



## **ANEXO B: Detalle del Enfoque, Diseño, Nivel y Tipo de Investigación**

### **Enfoque**

La presente investigación busca analizar la existencia de asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y diciembre de 2024, siguiendo un enfoque cuantitativo. Para ello se recolectará información primaria sobre los precios del GNV a nivel mayorista y minorista con el propósito de contrastar las hipótesis planteadas mediante la aplicación de técnicas del análisis estadístico y econométrico.

### **Diseño**

La presente investigación se realiza bajo un diseño no experimental, ello toda vez que el fenómeno de la asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao se analiza en su contexto natural mediante la recolección de información ya existente.

### **Nivel**

La presente investigación se realiza en tres niveles. El primero es de carácter descriptivo, en tanto tiene como finalidad detallar las principales características del mercado de comercialización del GNV en Lima Metropolitana y el Callao durante el periodo comprendido entre enero de 2013 y diciembre de 2024, así como describir la relación existente entre el precio mayorista y el precio minorista.

El segundo nivel de la presente investigación corresponde a un enfoque correlacional, toda vez que busca identificar y medir el grado de asociación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, entre enero de 2013 y diciembre de 2024.

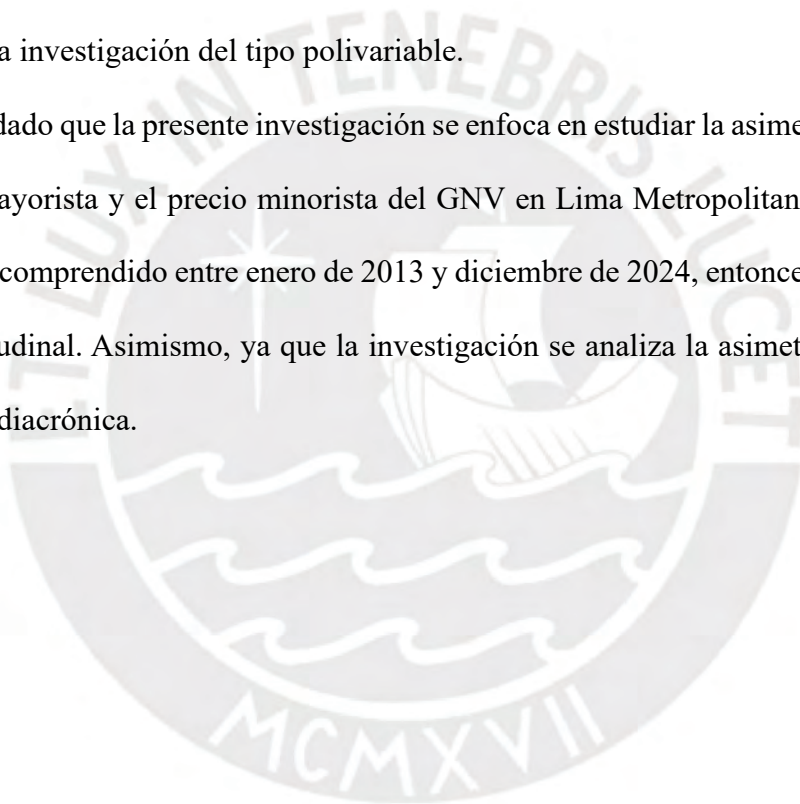
Finalmente, el tercer nivel de la presente investigación es explicativo ya que busca determinar las causas de la existencia de la asimetría en la relación entre el precio mayorista y el

precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y diciembre de 2024.

### **Tipo**

La presente investigación es de tipo aplicada, ya que su objetivo es analizar el fenómeno de la asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y diciembre de 2024. Además, dado que analiza la relación que existe entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, es una investigación del tipo polivariable.

Además, dado que la presente investigación se enfoca en estudiar la asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao a lo largo del periodo comprendido entre enero de 2013 y diciembre de 2024, entonces la investigación es del tipo longitudinal. Asimismo, ya que la investigación se analiza la asimetría en un periodo largo, es del tipo diacrónica.



## ANEXO C: Resultados Adicionales

### Pruebas de Asimetría a las series en Niveles

#### Método de Dickey-Fuller aumentado

Variable	Opciones	Con 1 rezago	Con 2 rezagos	Con 3 rezagos
Precio minorista del GNV	Sin Tendencia / Sin Intercepto	1,581	1,790	1,575
	Con Tendencia / Con Intercepto	-0,487	-0,271	-0,471
	Sin Tendencia / Con Intercepto	1,348	1,772	1,407
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-1,722	-1,748	-1,764
	Con Tendencia / Con Intercepto	-4,309	-4,272	-4,269
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-1,390	-1,374	-1,367
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-2,588	-2,642	-2,665
	Con Tendencia / Con Intercepto	-4,125	-4,049	-4,054
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-1,460	-1,468	-1,477
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Sin Tendencia / Sin Intercepto	0,086	0,187	0,150
	Con Tendencia / Con Intercepto	-2,343	-1,963	-2,127
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-1,710	-1,382	-1,534
Precio minorista del Diésel B5-S50	Sin Tendencia / Sin Intercepto	0,419	0,422	0,366
	Con Tendencia / Con Intercepto	-1,697	-1,696	-1,793
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-0,769	-0,755	-0,887
		<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
Valores críticos	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-2,580	-1,950	-1,620
	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,960	-3,410	-3,120
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-2,332	-1,647	-1,283

#### Método de Phillips-Perron

Variable	Opciones	Con 1 rezago	Con 2 rezagos	Con 3 rezagos
Precio minorista del GNV	Sin Tendencia / Sin Intercepto	2,362	2,133	2,004
	Con Tendencia / Con Intercepto	0,115	-0,042	-0,132
	Sin Tendencia / Con Intercepto	2,735	2,381	2,180
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-1,813	-1,791	-1,785
	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,998	-4,091	-4,138
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-1,313	-1,330	-1,335
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-2,738	-2,704	-2,695
	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,724	-3,832	-3,884
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-1,451	-1,450	-1,449
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Sin Tendencia / Sin Intercepto	0,406	0,337	0,298
	Con Tendencia / Con Intercepto	-1,371	-1,509	-1,607
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-0,811	-0,963	-1,064
Precio minorista del Diésel B5-S50	Sin Tendencia / Sin Intercepto	0,596	0,528	0,485
	Con Tendencia / Con Intercepto	-1,568	-1,603	-1,634
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-0,370	-0,477	-0,552
		<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
Valores críticos	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-2,580	-1,950	-1,620
	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,960	-3,410	-3,120
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-3,430	-2,860	-2,570

## Pruebas de Asimetría a las series en Primera Diferencia

### Método de Dickey-Fuller aumentado

Variable	Opciones	Con 1 re zago	Con 2 re zagos	Con 3 re zagos
Precio minorista del GNV	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-13,409	-10,530	-9,886
	Con Tendencia / Con Intercepto	-14,031	-11,123	-10,538
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-13,510	-10,627	-9,995
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-16,717	-14,004	-12,773
	Con Tendencia / Con Intercepto	-16,789	-14,092	-12,883
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-16,801	-14,102	-12,891
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-16,593	-13,877	-12,115
	Con Tendencia / Con Intercepto	-16,803	-14,116	-12,389
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-16,788	-14,095	-12,360
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-11,328	-9,390	-8,911
	Con Tendencia / Con Intercepto	-11,322	-9,386	-8,909
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-11,324	-9,386	-8,909
Precio minorista del Diésel B5-S50	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-12,515	-10,067	-8,646
	Con Tendencia / Con Intercepto	-12,543	-10,096	-8,676
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-12,516	-10,070	-8,650
		<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
Valores críticos	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-2,580	-1,950	-1,620
	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,960	-3,410	-3,120
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-2,332	-1,647	-1,283

### Método de Phillips-Perron

Variable	Opciones	Con 1 re zago	Con 2 re zagos	Con 3 re zagos
Precio minorista del GNV	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-13,798	-13,538	-13,447
	Con Tendencia / Con Intercepto	-14,290	-14,033	-13,922
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-13,882	-13,622	-13,528
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-21,839	-21,824	-21,811
	Con Tendencia / Con Intercepto	-21,894	-21,876	-21,860
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-21,910	-21,892	-21,877
Precio mayorista del GNV en Boca de Pozo, Transporte y Distribución	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-21,380	-21,357	-21,338
	Con Tendencia / Con Intercepto	-21,555	-21,527	-21,499
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-21,548	-21,520	-21,494
Precio minorista del Gasohol de 90 octanos	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-21,380	-21,357	-21,338
	Con Tendencia / Con Intercepto	-21,555	-21,527	-21,499
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-21,548	-21,520	-21,494
Precio minorista del Diésel B5-S50	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-21,380	-21,357	-21,338
	Con Tendencia / Con Intercepto	-21,555	-21,527	-21,499
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-21,548	-21,520	-21,494
		<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
Valores críticos	Sin Tendencia / Sin Intercepto	-2,580	-1,950	-1,620
	Con Tendencia / Con Intercepto	-3,960	-3,410	-3,120
	Sin Tendencia / Con Intercepto	-3,430	-2,860	-2,570

Tipo

La presente investigación es de tipo aplicada, ya que su objetivo es analizar el fenómeno de la asimetría en la relación entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao entre enero de 2013 y diciembre de 2024. Además, dado que analiza la relación que existe entre el precio mayorista y el precio minorista del GNV en Lima Metropolitana y el Callao, es una investigación del tipo polivariable.

