

Fernando González Vigil (Editor)

31

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2024

Karen Maribil Arteaga Bustamante
Joaquín Gonzalo Benito García
Valeria Yuclin Chang Yi
Diego Alejandro Meza Menchola
Giuliano Roberto Morales Moreyra
María Gracia Del Carmen Pacheco Paredes
Samantha Gianella Picoy Cotrina
Kevin Omar Risco Sandoval

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2024

Karen Maribil Arteaga Bustamante
Joaquín Gonzalo Benito García
Valeria Yuclin Chang Yi
Diego Alejandro Meza Menchola
Giuliano Roberto Morales Moreyra
María Gracia Del Carmen Pacheco Paredes
Samantha Gianella Picoy Cotrina
Kevin Omar Risco Sandoval

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

© Fernando González Vigil, editor, 2026

De esta edición:

© Universidad del Pacífico
Jr. Gral. Luis Sánchez Cerro 2141
Lima 15072, Perú

Economía aplicada. Ensayos de investigación económica 2024

Fernando González Vigil (editor)

1.ª edición digital: febrero de 2026

Diseño de la carátula: Icono Comunicadores

ISBN digital: 978-9972-57-568-6

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2026-01189

Doi: <https://doi.org/10.21678/978-9972-57-568-6>

Disponible en fondoeditorial.up.edu.pe

BUP

Economía aplicada: ensayos de investigación económica 2024 / Fernando González Vigil (editor). -- 1a edición digital. -- Lima : Universidad del Pacífico, 2026.

134 pp. -- (Documento de investigación ; 31)

1. Estudios económicos--Perú
 2. Economía aplicada--Perú
 3. Economía--Investigación
- I. González Vigil, Fernando, editor.
II. Universidad del Pacífico (Lima)

330.07 (SCDD)

La Universidad del Pacífico no se solidariza necesariamente con el contenido de los trabajos que publica. Prohibida la reproducción total o parcial de este texto por cualquier medio sin permiso de la Universidad del Pacífico.

Derechos reservados conforme a ley.

Índice

Presentación	7
1. Impacto de la variación de la tasa <i>forward</i> instantánea como medida de sorpresa monetaria sobre el mercado de renta variable en el Perú <i>Giuliano Roberto Morales Moreyra y Joaquín Gonzalo Benito García</i>	15
2. Dinámica inflacionaria y no linealidades: un análisis econométrico para el caso peruano <i>Kevin Omar Risco Sandoval y Samantha Gianella Picoy Cotrina</i>	43
3. Transferencias por canon minero y pobreza monetaria en los distritos de Cajamarca <i>Karen Maribil Arteaga Bustamante y María Gracia Del Carmen Pacheco Paredes</i>	75
4. Efecto de las compras de las empresas chinas sobre el precio de la generación eléctrica <i>Valeria Yuclin Chang Yi y Diego Alejandro Meza Menchola</i>	107

Presentación

Este volumen de la serie *Economía Aplicada* contiene las versiones resumidas y editadas de cuatro de los mejores trabajos de investigación económica elaborados por alumnos y aprobados en el año 2024. Estos se suman así a los trabajos aprobados en años anteriores que han sido publicados en volúmenes previos de dicha serie, para juntos integrar la galería de exponentes destacados del éxito de la misión formativa de la Universidad del Pacífico (UP).

En efecto, la UP busca formar economistas con una base académica sólida y la capacidad de aplicarla al análisis riguroso de casos reales, mediante metodologías idóneas para entender el desempeño económico de individuos e instituciones públicas y privadas, e identificar sus problemas concretos y las soluciones congruentes con el bienestar general. Con tal fin, además de promover que los alumnos de la carrera de Economía se entrenen participando en proyectos del Centro de Investigación (CIUP) y en diversos aprendizajes prácticos a lo largo de los años de la carrera, la UP solamente otorga el Grado de Bachiller en Economía al estudiante que haya completado el respectivo Plan de Estudios realizando satisfactoriamente un Trabajo de Investigación Económica (TIE).

Los alumnos de Economía deben elaborar su TIE –usualmente en grupos de a dos y algunos de manera individual– durante los dos últimos semestres académicos de la carrera. En el primero, eligen el tema de su investigación y elaboran el respectivo Plan de Trabajo (PT), donde justifican la pregunta que define el objetivo de su investigación, la correspondiente respuesta tentativa o hipótesis, así como el marco analítico y metodológico que orientará el procesamiento de los datos necesarios para verificarla empíricamente. Y en el segundo semestre, desarrollan su investigación ciñéndose al PT aprobado, analizan los resultados y, con base en estos, extraen las conclusiones y proponen las soluciones relevantes. La

propiedad intelectual de cada TIE (y del PT que lo precede) pertenece exclusivamente a los alumnos autores del trabajo.

La calidad de esa labor es supervisada por profesores —a tiempo completo o parcial— de la UP, quienes participan activamente como asesores y/o jurados. Cada TIE cuenta con un(a) asesor(a), escogido(a) entre dichos profesores por los respectivos alumnos autores, con quienes mantiene una relación *ad honorem* consistente en orientar la definición de todos los contenidos de la investigación, así como en validar cada entregable que, a su juicio, amerite ser evaluado por el jurado. Para cada TIE se designa un jurado compuesto por otros dos profesores de la UP, quienes califican los entregables escritos y las sustentaciones orales de los alumnos a lo largo del año, por lo que también cumplen una función de asesoría puntual al expresar observaciones dirigidas a mejorar la investigación en curso.

Algunos profesores también realizan aportes adicionales, conduciendo talleres sobre bases de datos y métodos cuantitativos o cualitativos de investigación académica y sobre redacción que, junto con otros talleres a cargo de especialistas de la UP en recursos bibliotecarios de apoyo a la investigación y para presentaciones orales, refuerzan el conocimiento de los alumnos sobre los estándares de fondo y forma para la elaboración de un TIE, así como sus habilidades para la presentación y sustentación de los avances al respecto. Y todo este proceso es organizado por un equipo de coordinación conformado por un profesor de la UP (cuya función arbitral le impide desempeñarse como asesor o jurado) y su asistente; el cual diseña y conduce el proceso según las pautas establecidas por el Departamento Académico de Economía con la Facultad de Economía y Finanzas, designa a los jurados, programa las actividades y vela por su cabal cumplimiento.

Entre las pautas que buscan incentivar la realización de investigaciones económicas de alta calidad hay una referida a la posibilidad de que el Fondo Editorial de la UP publique las investigaciones aprobadas que reúnan los dos requisitos siguientes: haber obtenido una nota final de 17 o más y, adicionalmente, que ambos miembros del respectivo jurado recomienden su publicación.

El presente volumen contiene así las versiones resumidas y editadas de cuatro de los TIE más destacados del año 2024, que reúnen los dos requisitos antes mencionados y a cuyos respectivos autores les fue posible resumirlos y presentarlos en una versión ensayo (al estilo *journal paper*) dentro de los límites de extensión y plazos de entrega fijados para la preparación de este volumen.

La siguiente tabla lista esos cuatro excelentes TIE del año 2024, publicados aquí en forma de ensayos. Esta tabla identifica la fecha a partir de la cual cada

trabajo forma parte del acervo de obras especializadas en el tema correspondiente, al mostrar que dos fueron concluidos y aprobados en junio de 2024 y otros dos en noviembre del mismo año. Además, la tabla identifica a los autores respectivos, ordenándolos alfabéticamente según el apellido paterno del autor mencionado en primer lugar por los propios autores, seguido por el apellido materno y los nombres completos (mientras que en el índice de este volumen están solo los nombres que cada autor elige mencionar en el ensayo respectivo); así como según el ciclo académico de 2024 en que completaron con honores la elaboración de su TIE. La tabla también menciona al docente que asesoró la investigación y que, en tal condición, comparte el crédito por la calidad del trabajo realizado. El editor de este volumen y los involucrados en el proceso de su publicación felicitan a todos los autores y asesores mencionados en la tabla.

Autores	Título	Asesor(a)
Aprobados en junio de 2024 (Ciclo Académico 2024-I)		
Morales Moreyra, Giuliano Roberto Benito García, Joaquín Gonzalo	Impacto de la variación de la tasa <i>forward</i> instantánea como medida de sorpresa monetaria sobre el mercado de renta variable en el Perú	Marco Ortiz
Risco Sandoval, Kevin Omar Picoy Cotrina, Samantha Gianella	Dinámica inflacionaria y no linealidades: un análisis econométrico para el caso peruano	Gonzalo Llosa
Aprobados en noviembre de 2024 (Ciclo Académico 2024-II)		
Arteaga Bustamante, Karen Maribil Pacheco Paredes, María Gracia del Carmen	Transferencias por canon minero y pobreza monetaria en los distritos de Cajamarca	Carlos Parodi
Chang Yi, Valeria Yuclin Meza Menchola, Diego Alejandro	Efecto de las compras de las empresas chinas sobre el precio de la generación eléctrica	José Luis Bonifaz

El orden de esta tabla es también el orden conveniente para presentar aquí cada una de las cuatro investigaciones; el cual está plasmado en el índice del presente volumen. Entre otras razones, porque las dos primeras investigaciones versan sobre sendos temas macroeconómicos y financieros de la economía peruana, mientras que las dos que completan dicho índice abordan sendos temas sectoriales y/o regionales con potenciales efectos transversales en la economía nacional.

* * * * *

El par de investigaciones al comienzo del índice tienen en común la motivación por aportar evidencia útil para el perfeccionamiento de la efectividad de la política monetaria peruana. En un caso, evaluando si cambios sorpresivos en la tasa (de interés) de referencia (TR) permiten a la política monetaria (PM) del BCRP influir significativamente en los precios/retornos de activos financieros cotizados en la BVL. Y en el otro caso, analizando distintas fuentes de no linealidades en el ajuste de precios y costos internos ante choques externos en precios de alimentos y petróleo, que condicionan el control de la dinámica inflacionaria por parte del BCRP.

En efecto, la investigación de Morales y Benito, que asesoró el profesor Marco Ortiz, al hallar que un incremento no anticipado (sorpresivo, por ende) en la TR fijada por el BCRP reduce los valores de las acciones cotizadas en la BVL, detecta una relación de signo contrario (o efecto negativo) entre las variaciones de la TR y de las cotizaciones en bolsa, que provee un canal adicional de efectividad de la política monetaria peruana en la generación de expectativas restrictivas o expansivas sobre la actividad económica. A este resultado llegan dichos autores al cabo de realizar un importante aporte metodológico: el uso de la tasa (de interés) *forward* a 30 días, que construyen a partir de la curva de cupón cero de los CDBCRP, como instrumento para medir la sorpresa de PM porque su variación alrededor de la fecha de fijación de la TR captura el componente no esperado o sorpresivo de la TR. El efecto de este instrumento, calculado con datos intradiarios en fechas alrededor de las de 97 reuniones de PM fijadoras de TR habidas entre enero de 2015 y diciembre de 2022, sobre los índices de apertura y cierre de la BVL durante el mismo período, es estimado mediante regresiones de MCO en los términos de un modelo de componentes principales. Así, encuentran que el ya mencionado efecto de signo contrario: (1) es (estadísticamente) significativo sobre el índice selectivo de la BVL, pero que no lo es sobre el índice general de la BVL; y (2) es mayor o menor en los distintos índices sectoriales de la BVL, dependiendo de la magnitud de la inversión promedio del sector y/o del peso relativo del financiamiento local para el sector. Morales y Benito atribuyen lo primero a la poca liquidez de muchas acciones listadas en el índice general, así como a la baja profundidad del mercado bursátil peruano. E interpretan lo segundo como una señal de la importancia de considerar las distintas sensibilidades sectoriales a las medidas de PM.

Y la investigación de Risco y Picoy, que asesoró el profesor Gonzalo Llosa, en su deseo de contribuir al mejoramiento del control de la dinámica inflacionaria por parte del BCRP, encuentra que la subida de precios y costos

domésticos, en respuesta a incrementos en las cotizaciones internacionales de alimentos y petróleo, no es un ajuste lineal, sino más pronunciado en entornos de alta inflación y/o aceleración económica. Esta no linealidad ante el choque externo es capturada por dichos autores al especificar el estado de la economía mediante cuatro variables: tres que dan cuenta del entorno inflacionario (variación del porcentaje de rubros en la canasta del IPC con alta inflación, inflación sin alimentos ni energía y variación interanual del índice general de alimentos) y la cuarta, del grado de utilización de la capacidad instalada de producción, revelado en la tasa de crecimiento del PBI real. Cada una de esas cuatro variables opera como variable umbral para sendas estimaciones realizadas en los términos de un modelo TVAR (*threshold* VAR) bayesiano, complementado con un análisis de las respectivas funciones impulso-respuesta; todo ello con datos desde el año 2003 hasta el año 2023. Con esta metodología, Risco y Picoy muestran que: (1) del estado por encima / por debajo del nivel meta de inflación depende la mayor/menor rapidez y magnitud con que, ante un choque externo inflacionario, se ajustan al alza las expectativas de sueldos/ganancias, dando lugar a fuertes/moderadas subidas de precios internos; y (2) también muestran que la dinámica inflacionaria interna es más/menos pronunciada dependiendo de si es alto/bajo el crecimiento del PBI, porque los precios subirán más/menos si la aceleración de la demanda se da cuando se está cerca/lejos del límite de la capacidad instalada de oferta. Por ello, los mencionados autores concluyen manifestando que tales respuestas diferenciadas (según el estado de la economía) explican las respectivas acciones del BCRP, y recomendando que futuras investigaciones analicen las no linealidades ante choques de distintos signos y magnitudes.

* * * * *

Las otras dos investigaciones en este volumen, si bien son de corte micro-económico ambas, difieren mucho en sus objetivos. El de una es estimar los efectos en la pobreza monetaria a nivel distrital, en la región Cajamarca, de inversiones realizadas por Gobiernos locales de esa región con fondos del canon minero transferidos por el Gobierno central. Y el de la otra es proyectar el efecto potencial, en el precio de la generación eléctrica, de posibles prácticas colusorias facilitadas por la integración empresarial vertical y horizontal resultante de adquisiciones de distribuidoras de electricidad por subsidiarias de un grupo chino presente en la generación eléctrica.

La hipótesis de la investigación de Arteaga y Pacheco, asesorada por el profesor Carlos Parodi, plantea que los fondos del canon minero transferidos por

el Gobierno central, cuando son empleados por Gobiernos locales para financiar carteras de proyectos que combinan inversiones complementarias entre sí, tienen un significativo efecto reductor de la pobreza monetaria. Esta hipótesis toma en cuenta la evidencia, aportada por estudios previos, de que el impacto de los proyectos de inversión depende de la calidad de su diseño y ejecución. Y para verificarla, los mencionados autores se enfocan en Cajamarca, porque es la región minera del país con mayor índice de pobreza. Con tal fin, utilizando datos obtenidos del portal Consulta Amigable del MEF, complementados con datos del INEI y del Registro Nacional de Municipalidades, construyen manualmente su base de datos en torno a cinco categorías (sectoriales) de inversiones con fondos del canon minero realizadas en distritos de esa región durante los años de 2007 a 2018. Estas categorías de inversión a nivel distrital, tomadas individualmente y combinadas por pares para conformar carteras duales, son las variables explicativas de interés cuyos coeficientes son estimados mediante regresiones logísticas con efectos fijos (por distrito y período). Donde el nivel de pobreza monetaria en el distrito es la variable dependiente, y la gestión municipal es aproximada mediante un índice de eficacia (montos devengados / montos comprometidos) y una *dummy* referida a la participación ciudadana en tal gestión. Con esta metodología, dichos autores: (1) verifican su hipótesis principal, al encontrar que, en el caso de Cajamarca, aumenta significativamente el efecto reductor de la pobreza monetaria cuando los Gobiernos locales destinan los fondos por transferencias del canon minero a carteras de inversiones simultáneas que son complementarias entre sí, destacando al respecto las carteras agropecuario-telecomunicaciones, telecomunicaciones-energía, agropecuario-energía y transporte-energía; y (2) también muestran, al desagregar su análisis por carteras, que la existencia de participación ciudadana puede incrementar el efecto reductor de la pobreza de inversiones complementarias y mitigar el aumento de la pobreza asociado a inversiones simultáneas no complementarias entre sí (como es el caso de la cartera transporte-saneamiento, por ejemplo). Por ello, los autores concluyen sugiriendo una serie de medidas para mejorar la gestión municipal de proyectos de inversión con fondos del canon minero y reforzar la participación ciudadana en tal gestión; así como recomendando que futuras investigaciones en la materia cubran a más distritos mineros del país, para que sea posible identificar patrones regionales y definir estrategias que maximicen el impacto reductor de la pobreza de dichos proyectos de inversión.

Y la investigación de Chang y Meza, asesorada por el profesor José Luis Bonifaz, proyecta el efecto potencial en el precio de generación eléctrica de eventuales prácticas colusorias, que podrían ocurrir en vista de la integración

vertical y horizontal de la presencia de China Three Gorges (CTG) en el mercado eléctrico peruano. Este grupo posee centrales de generación eléctrica en el Perú y ha incursionado en la distribución de electricidad en Lima y provincias adyacentes mediante la adquisición de Luz del Sur (LS) y de Enel Distribución (ED), hoy Pluz Energía Perú (PEP), por sendas subsidiarias suyas. Dada esta integración de mercados a manos chinas, la hipótesis de investigación plantea que, debido a los incentivos a coludir (derivados de dicha integración), el precio de la energía eléctrica aumentaría a mediano y largo plazo. Para verificarla, los mencionados autores utilizan datos históricos obtenidos de las bases públicas del COES y Osinergmin e información de fuentes internacionales, así como proyecciones oficiales de cada empresa y del COES en el Plan de Transmisión 2025-2034, período que incluye los años en que crecerá la demanda de energía de LS y PEP (2026-2030). Y analizan esos datos con un modelo de oligopolio tipo Cournot proyectado a 10 años e implementado con Python, tomando la demanda nacional de energía proyectada por el COES y a todas las empresas generadoras en el país por el lado de la oferta, estimando cantidades y precios mediante un proceso iterativo que distingue entre las empresas según su poder de mercado y entre escenarios con o sin colusión. Estas estimaciones son facilitadas por especificaciones como las siguientes: (i) las posibles colusiones consideradas son entre distribuidoras y generadoras del grupo CTG, excluyéndose así posibles colusiones entre empresas no integradas vertical u horizontalmente; (ii) la cuota de mercado utilizada para las empresas de CTG es la de este grupo en su conjunto, mientras que para las otras empresas es la individual de cada empresa; y (iii) se proyectan escenarios de licitaciones competitivas y de contratación directa de energía, a fin de mostrar los efectos de eventuales vulneraciones a las condiciones fijadas por el Indecopi para evitar colusiones entre empresas de un mismo grupo, a saber: el uso obligatorio de licitaciones abiertas y supervisadas por Osinergmin, donde ganará la generadora que ofrezca el precio más bajo. Merced a esta estrategia empírica, dichos autores obtienen resultados importantes, como, por ejemplo: (1) verifican su hipótesis al encontrar que, de haber colusión, el precio de la electricidad podría subir mucho, especialmente si la entrada de nueva potencia a manos de generadoras del grupo CTG coincide con el período de contratación de energía por parte de LS y PEP; (2) en contraste, de no haber colusión, el precio subiría menos si la entrada de nueva potencia a manos de CTG ocurre después de dicho período, y conforme ingrese más potencia ofertada por competidores. Por ello, los autores concluyen enfatizando la necesidad de diversificar la oferta de energía y de regular clara y

efectivamente los procesos de su contratación; así como recomendando que futuras investigaciones contribuyan a un mejor conocimiento de los distintos factores que inciden en las decisiones empresariales en un mercado oligopólico.

* * * * *

En suma, las investigaciones aquí publicadas son excelentes muestras de creatividad, tanto en el enfoque preciso con que abordan problemas relevantes para la economía peruana, como en su análisis riguroso basado en la correcta aplicación de conocimientos teóricos y metodológicos idóneos para poder identificar soluciones prácticas. Sus autores y asesores son, por tanto, ejemplos destacados del economista de calidad que la UP forma y/o alberga en su plana docente.

No cabe culminar esta presentación sin resaltar agradecidamente el aporte de quienes hicieron posible el éxito de Investigación Económica (IE) 2024. Este reconocimiento se extiende a todos los alumnos de esa asignatura, a los profesores que actuaron como asesores y/o jurados y a los especialistas de otras entidades que aportaron información y experiencia. También a los docentes y profesionales de la UP que brindaron a los alumnos talleres de orientación sobre estándares de fondo y forma para el cabal desarrollo de una investigación académica, y sobre los recursos necesarios para realizarla eficientemente. Como fue el caso de los siguientes colegas (en orden alfabético, según apellido paterno): María Pía Basurto, Noelia Bernal, Matthew Bird, Juan Francisco Castro, Francisco Galarza, Joanna Kámiche, Pedro Mateu, Santiago Medina, Marco Ortiz, Carlos Parodi, Miguel Robles, Dante Solano, Jorge Wiese y Diego Winkelried; así como de Ulises Amado (coordinador del Área de Apoyo a la Investigación de la Biblioteca) y Magaly Rubina (directora de Bienestar y Formación Estudiantil). Asimismo, al decano de la Facultad de Economía y Finanzas y al jefe del Departamento Académico de Economía en el año 2024 (los profesores Juan Francisco Castro y Francisco Galarza, respectivamente), por su supervisión comprometida con el correcto desarrollo de IE y su carácter de requisito indispensable para la obtención del Grado de Bachiller en Economía; así como al Fondo Editorial de la UP, por acoger esta publicación y realizarla prolijamente bajo la esmerada conducción de su presidenta ejecutiva, María Elena Romero.

Finalmente, un agradecimiento muy especial merece Karina Angeles Mendoza, asistente de IE 2024, por su invaluable labor durante dicho año y su apoyo administrativo para la preparación de este volumen.

Fernando González Vigil

Coordinador de Investigación Económica 2024

Impacto de la variación de la tasa *forward* instantánea como medida de sorpresa monetaria sobre el mercado de renta variable en el Perú¹

Giuliano Roberto Morales Moreyra
Joaquín Gonzalo Benito García

Introducción

La política monetaria (PM) que conduce el banco central es fundamental para asegurar el equilibrio macroeconómico y financiero del país. El logro de la estabilidad de precios es clave para incentivar la inversión mediante el canal de expectativas. También es importante mencionar que una adecuada gestión monetaria permite el crecimiento económico de largo plazo. Los efectos de la PM son variados dependiendo del grado de incertidumbre que pueden generar en la economía. Esto es así ya que la información incompleta con respecto a las decisiones de política genera distorsiones en las expectativas (Carrera & Vega, 2013).

En una economía emergente, como es la peruana, el mercado de renta variable suele experimentar fuertes fluctuaciones, que lo hacen un campo de estudio propicio para examinar la influencia de la tasa de interés de referencia (TR), también denominada tasa de política monetaria. Los estudios sobre movimientos en las tasas de interés del mercado ante cambios inesperados en la TR, o «sorpresas monetarias», además de útiles para entender el porqué de dichos cambios inesperados, pueden informar sobre la eficacia de la PM y su influencia en la economía.

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en junio de 2024. Los autores agradecemos al profesor Marco Ortiz por la asesoría brindada. Además, agradecemos a nuestros jurados, los profesores Miguel Robles y Gonzalo Llosa, por sus valiosas contribuciones al trabajo.

En tal sentido, el presente trabajo se inserta en la literatura sobre la efectividad de la PM, al evaluar si las variaciones en las tasas *forward* instantáneas, como medida de sorpresas monetarias ante cambios inesperados de la TR, permiten a la autoridad monetaria influir significativamente sobre los precios de los activos financieros. Desde esta perspectiva, buscamos aportar evidencia empírica sobre qué tan eficaces resultan los mecanismos tradicionales de transmisión de la política monetaria en economías pequeñas y abiertas, caracterizadas por altos niveles de dolarización y sensibilidad externa, como la peruana.

En particular, nuestra investigación se propone analizar de manera exhaustiva cómo la sorpresa monetaria, representada como la variación en tasas *forward* instantáneas, influye en el mercado de renta variable en el Perú. Para ello, hacemos uso de herramientas y financieras avanzadas. De esta forma, buscamos informar acerca de la relación entre PM, expectativas de mercado y variación en los precios de las acciones en el contexto peruano, con el propósito de comprender mejor las dinámicas económicas y financieras en un entorno que se encuentra en constante evolución.

1. Revisión de literatura

1.1 Definiciones utilizadas en materia de política monetaria

En el Perú, por mandato constitucional, la finalidad del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) es preservar la estabilidad de precios y mantener así la estabilidad de la moneda nacional. Para ello, su principal instrumento es la tasa de referencia (TR), cuyo nivel es fijado en las reuniones de política monetaria y sirve para transmitir la finalidad de esta última al público. Cabe mencionar que el BCRP posee otros mecanismos, como la tasa de encaje y las operaciones de mercado abierto, que complementan el rol de la TR y sirven para velar por la estabilidad del tipo de cambio.

La meta del BCRP es regular la inflación dentro de un rango explícito del 1 al 3 por ciento. Para cumplir con este propósito, el BCRP monitorea constantemente la economía y evalúa las condiciones para ajustar adecuadamente la TR, modificar la tasa de encaje y realizar operaciones de mercado abierto, según sea necesario. Al hacerlo, busca mantener un entorno económico que sea propicio para el crecimiento sostenible y equilibrado del país y, al mismo tiempo, proteger el poder adquisitivo del sol. La combinación de estos objetivos promueve el crecimiento de largo plazo y el bienestar social (BCRP, 2023).

1.2 Mecanismos de transmisión de la política monetaria

Mecanismo de la tasa de interés

Los cambios en la TR fijada por el BCRP desencadenan variaciones en la tasa de interés del mercado. Lo cual tiene un efecto directo en el costo de endeudamiento, tanto para las empresas como para los consumidores, que puede restringir o incentivar el nivel de inversión y/o consumo (Bernanke & Blinder, 1988).

El sistema convencional de tasas de interés opera de la siguiente manera. Por ejemplo, cuando se aplica una política monetaria expansiva, disminuye la tasa de interés real, aumenta la inversión, la demanda agregada se expande y, por ende, crece el producto total de la economía (Mishkin, 1996). Cabe precisar que en todo ese mecanismo de transmisión actúan las expectativas de los agentes económicos, que en teoría permiten al mercado anticiparse a las variaciones.

Siguiendo a Gertler y Karadi (2015), Castañeda y Jiménez (2022) representan la teoría de expectativas mediante la siguiente ecuación:

$$i_t^m = E_t \frac{1}{m} \left(\sum_{j=0}^{m-1} i_{t+j} \right) + \theta_t^m$$

donde i_t^m es la *yield* anual de bonos y θ_t^m es la *term premium* anualizada.

Según Gertler y Karadi (2015), «las tasas de largo plazo son un promedio de las tasas de corto plazo actual y esperadas para el futuro» (p. 4). Por ende, la PM termina teniendo un efecto en la tasa de interés de corto plazo en el mercado, tanto en la actual como en las esperadas a futuro.

Canal de crédito

Bernanke y Gertler (1995) plantean que el canal de crédito es afectado de la siguiente forma: un incremento en la TR encarece el costo de capital, ya que el sector financiero también incrementa su tasa de interés y así aumenta el costo de endeudamiento para empresas y personas. Lo que desincentiva la inversión y el consumo.

Por su parte, Gertler y Karadi (2015) muestran que ese mayor costo de endeudamiento para las empresas también puede afectar negativamente el precio de las acciones. Y si las lleva a reducir sus inversiones, también puede reducirse su margen de ingresos y, por tanto, el valor esperado de sus acciones en el mercado.

Mecanismo de precios de activos

Brainard y Tobin (1976) plantearon el indicador Q , el cual es un cociente entre el valor de mercado de un activo y su costo de reposición. Cuando el cociente disminuye, se interpreta como si el valor de mercado del activo cayera en comparación con lo que costaría producir un activo similar. Así, la producción de estos activos disminuye y ello desalienta la inversión. Mientras que lo opuesto sucede cuando Q aumenta.

La política monetaria incide en lo anterior de la siguiente manera: una política monetaria contractiva, reflejada en un incremento de la TR que genera mayores tasas de interés en el mercado, encarece el costo de endeudamiento y el costo de producción de los activos. Por ende, se genera una caída de Q que desincentiva la inversión.

1.3 Sorpresa de política monetaria

La interacción entre las tasas de interés de LP y la PM es un tópico fundamental para los bancos centrales. Los mecanismos de transmisión antes mencionados asignan un rol clave a dicha relación. «De acuerdo con la teoría de las expectativas de la estructura de tasas, la curva de rendimiento en cada momento del tiempo refleja las expectativas de los agentes del mercado respecto a las decisiones de política monetaria futura» (Espinoza, 2020, p. 3). Ya que la política monetaria ejerce un impacto directo en las tasas de interés a corto plazo, podrá afectar las tasas de largo plazo en cuanto altere la trayectoria esperada de las primeras (Larraín, 2007).

En ese sentido, Larraín (2007) presenta un modelo que le permite medir la reacción de la curva de rendimiento en Chile ante *shocks* sorpresa de PM. Para representar el factor de sorpresa monetaria, descompone el cambio de PM en un componente previsto y otro no anticipado. Con ello, calcula el cambio de la tasa de interés de plazo « n » inmediatamente después del anuncio de la decisión, a fin de estimar el movimiento de dicha tasa ante un movimiento no esperado de la TR de la PM.

Por otro lado, Sanhueza (2016) analiza el impacto de anuncios de PM poco habituales sobre elementos que componen la estructura de tasas nominales en México, Chile y Brasil. Y mide el factor sorpresivo como la discrepancia entre la TR efectiva y su valor esperado a la luz de los datos reportados por Bloomberg. Cabe resaltar que este autor utiliza siempre la primera versión («*release*») de esos datos, y no sus posteriores versiones corregidas o revisadas.

Por su parte, Pescatori (2018) evalúa la calidad de los comunicados del Banco Central de Chile, examinando la previsibilidad y efectividad de las

medidas tomadas. Para ello, construye índices de sorpresas de PM respecto a los tres principales canales de comunicación de dicho banco central: sus informes de PM, las declaraciones publicadas de sus reuniones de PM y las minutas respectivas. Utilizando un factor de sorpresa monetaria similar al de Larraín (2007), en lo que respecta a la descomposición de los componentes de la TR, al principio no obtiene un impacto significativo de sorpresas monetarias sobre los precios de las acciones, pero luego encuentra que este impacto es significativo cuando identifica dichas sorpresas mediante el movimiento en la tasa de intercambio a 3 meses.

En general, no existen muchos estudios del impacto de las tasas *forward* como medida de sorpresa monetaria sobre el mercado de valores, pues gran parte están enfocados en el mercado de renta fija. Sin embargo, lo encontrado por Pescatori (2018) indica que los resultados pueden variar, tanto en dirección como en significancia, dependiendo de la metodología utilizada; por lo que cabe afirmar que aún no hay un consenso sobre el efecto final de los anuncios de la TR de PM.

1.4 Mercado de valores

El mercado de valores es un sistema donde se compran y venden instrumentos financieros. En este escenario convergen dos tipos de participantes: los emisores, que suelen necesitar recursos para financiar proyectos u otras actividades; y los inversionistas, que tienen excedentes de capital y buscan configurar carteras financieras con el fin de obtener rendimientos atractivos (Rocca, 2017).

Evidencia empírica del impacto de la política monetaria en la bolsa de valores

Existe una gran cantidad de estudios empíricos que respaldan la influencia de PM en el mercado bursátil. Desde la óptica de la teoría del mercado eficiente y de la teoría intertemporal de fijación de precios de activos con expectativas racionales, se espera que los precios de los activos estén relacionados con las variables que caracterizan el estado de la economía. Ambas teorías sugieren que los precios de los activos están influenciados por la información disponible y las expectativas de los inversores según el estado de la economía y de los emisores de activos en particular. Por ejemplo, Cochrane (2005) plantea que los precios de los activos están determinados por la interacción entre las expectativas de los inversores sobre los respectivos rendimientos futuros y la utilidad marginal del consumo.

En tal sentido, Chen, Roll y Ross (1986) abordan una serie de variables económicas que influyen sistemáticamente en los rendimientos del mercado de valores, y además examinan su impacto en la valoración de los activos. Para ello, plantean la tasa de descuento como un promedio de tasas a lo largo del tiempo. Esta varía tanto con el nivel de las tasas como con las brechas en la estructura temporal entre diferentes vencimientos. Dichos autores plantean que cambios no anticipados en la *risk free rate* afectan la fijación de precios y, a través de su impacto en el valor presente de los flujos, también inciden en los rendimientos. Y como la tasa de descuento también depende de la prima de riesgo, los cambios inesperados en esta última influyen en los rendimientos. De esta manera, describen el mecanismo de sorpresa monetaria, y así concluyen que la variación en la TR de la PM tiene una significativa relación de signo negativo con los rendimientos esperados de las acciones.

Respecto al caso de mercados de valores en economías emergentes, Balagobei (2017) concluye que «la tasa de interés es una variable crucial para el rendimiento del mercado de valores en Sri Lanka. En esta investigación, se halló que la tasa de interés tiene un impacto negativo significativo en el rendimiento de las acciones del mercado de valores» (p. 12). Por esa vía, tasas de interés elevadas provocan una caída en los precios de las acciones. Cada vez que los rendimientos de los activos del Gobierno aumentan, es probable que los inversores elijan estos activos en lugar de las acciones, lo que provoca una disminución en el precio de estas últimas. Lo que puede ser explicado a través del comportamiento de las tasas de rendimiento promedio ponderado de los bonos del Tesoro a 364 días. Dicho autor también determinó que la tasa de inflación es una de las variables clave en el análisis. Esta tiene un impacto positivo significativo en el rendimiento del mercado de valores, por lo que los inversores deben ser más cautelosos con respecto a esta variable. Así, concluye que el Banco Central de Sri Lanka debe monitorear constantemente las tendencias del tipo de cambio (TC), así como las de las tasas de inflación e interés en el mercado nacional, comparándolas con las de economías desarrolladas.

2. Marco analítico y metodología

2.1 Marco analítico

Identificación de sorpresas de política monetaria

Previamente, se mencionó que la perspectiva convencional destaca la relevancia de las tasas de interés en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Una PM restrictiva aumenta tanto las tasas de corto plazo como

las de largo plazo. Inversamente, una PM expansiva conlleva una disminución de ambas tasas.

La efectividad del cambio en las tasas inducido por la PM puede persistir durante un período prolongado. Utilizando una metodología basada en un estudio de eventos, Larraín (2007) realizó la siguiente regresión entre los cambios diarios en las tasas de mercado y los cambios en la tasa de política de la Reserva Federal.

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \beta_n \Delta i_t + \varepsilon_{n,t}$$

donde:

Δi_t corresponde al cambio anunciado en la tasa de política monetaria.

$\Delta i_{n,t}$ corresponde al cambio en la tasa de interés de plazo «n» inmediatamente después del anuncio de la decisión de política monetaria.

Sin embargo, dicho autor explica que esa ecuación presenta algunos problemas econométricos. Por ejemplo, de acuerdo con la teoría de expectativas perfectas, el efecto del anuncio de la tasa de PM (TR) ya se encuentra incorporado en las tasas de mercado y, por ende, no tendría efecto adicional sobre estas tasas. Por ello, utilizar como variable independiente el cambio efectivo de tales tasas puede sesgar hacia abajo su respuesta al mencionado anuncio.

Para abordar este problema, previamente señalamos que Larraín (2007) propone descomponer la modificación de la TR en dos partes: una que no fue prevista por los agentes y otra que sí fue anticipada:

$$\Delta i_t = \Delta i_t^{na} + \Delta i_t^a$$

donde:

Δi_t^{na} corresponde al componente no anticipado del cambio.

Δi_t^a corresponde al componente anticipado del cambio.

Y también indica que existen otras fuentes de endogeneidad, que actúan en variables distintas a las acciones de política monetaria, las cuales clasifica en externas, como la tasa de interés internacional, e internas, y el tipo de cambio. Por ello, resulta relevante analizar la significancia de las variables omitidas, según el país y contexto en que se realice el estudio.

Tasa *forward* instantánea

Como indica Svensson (1994), las tasas de interés *forward* son las tasas pactadas para inversiones a iniciarse en una fecha futura, y duran hasta una fecha

posterior a esta. La tasa instantánea corresponde a los casos en que ese período de duración es mínimo. Según Pereda (2010), la información que recoge la *forward* instantánea es un conjunto de expectativas de corto plazo que indican la dirección esperada de la tasa *overnight*.

Para interpretar el efecto de la expectativa de la tasa de PM, se utiliza una extensión del modelo de Svensson (1994) planteada por Espinoza (2020), quien «usa la tasa *forward* instantánea de horizonte 30 días, como una medida de las expectativas de mercado de la tasa de política monetaria» (p. 9). De esta manera, la sorpresa de PM «s» en el período «t» se establece de la siguiente forma:

$$s_t = \Delta i_t^{na} = f_t^{30} - f_{t-1}^{30} = \Delta f_t^{30} \quad \square$$

A partir de esta ecuación, Espinoza (2020) «construye una serie de sorpresas de política monetaria a partir de la serie de variación diaria de tasas *forward* a 30 días de plazo» (p. 49). Se utilizan a 30 días con el fin de no agregar variabilidad al modelo paramétrico, el cual, como indica dicho autor, suele ser más alto en el tramo de corto plazo que abarcan los primeros 15 días. Además, al utilizar un período de 30 días es posible examinar cómo la tasa actual de PM afecta al mercado sin superponerla con la anticipación de la tasa de PM del siguiente mes.

Modelo de estimación de Rigobon y Sack (2008)

Estos autores proponen un modelo de estimación que minimiza los sesgos que suelen presentar las estimaciones de efectos de sorpresas monetarias a partir de estudios de eventos. Comúnmente se suele medir el impacto de los «*shocks*» de PM en los precios de activos; sin embargo, estos *shocks* son limitados y representan una pequeña parte de la variación de dichos precios.

Las limitaciones surgen en varios sentidos. En primer lugar, es difícil medir con precisión las expectativas del mercado ante la publicación de una medida específica de PM en el momento que ocurre. E, incluso si se pudiera medir con precisión las expectativas, la publicación como tal puede considerarse como un «indicador ruidoso» del verdadero factor fundamental de mercado que explica la medida de PM. Por ello, los autores comienzan ajustando la regresión estándar del «estudio de eventos» comúnmente utilizado y exploran la posibilidad de errores en la medición de las sorpresas contenidas en los datos. Estos errores pueden subestimar la sensibilidad estimada de los precios de activos ante la información entrante. Luego proceden a calcular un nuevo estimador para corregir este sesgo.

En segundo lugar, emplean un enfoque de componentes principales que evita la necesidad de medir directamente las sorpresas en los datos. En su lugar, utilizan las reacciones del mercado para inferir estas sorpresas, lo que resulta útil para sortear la dificultad de su medición directa ante datos complejos con múltiples dimensiones que afectan los precios de los activos.

2.2 Metodología

Para ilustrar nuestra metodología inspirada en lo anterior, se parte del supuesto de que en un momento dado solo hay un anuncio macroeconómico. La particularidad clave de los anuncios de PM es que suelen ocurrir en fechas preestablecidas, lo que facilita encontrar una muestra de otros días (o momentos) en los que el valor de la variable sorpresa es cero. Así, utilizamos la siguiente ecuación:

$$\Delta S_t = \gamma Z_t + \varepsilon_t, t \in D$$

$$\Delta S_t = \varepsilon_t, t + 1 \notin D$$

donde D representa el conjunto de días (o momentos) en los que se producen los anuncios. Se supone que no hay anuncios el día anterior a los incluidos en D. Si la perturbación es homocedástica, se puede utilizar la varianza del precio del activo observado en el tiempo como información adicional para la identificación. En este caso, el sistema de cuatro ecuaciones y cuatro incógnitas se puede resolver para los parámetros.

La sensibilidad del precio del activo a las noticias entrantes puede determinarse de la siguiente manera:

$$\text{var}(\Delta S_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad \square$$

$$\text{var}(\Delta S_{t-1}) = \gamma \sigma_z^2 + \square \sigma_\varepsilon^2$$

$$\text{var}(\Delta Z_t) = \sigma_z^2$$

$$\text{Cov}(Z_t, \Delta S_t) = \gamma \sigma_z^2$$

$$\gamma = (\text{var}(\Delta S_t) - \text{var}(\Delta S_{t-1})) / \text{Cov}(\Delta S_t, Z_t)$$

Esos cálculos se basan en la premisa de que los choques estructurales en la ecuación de los precios de activos tienen una dispersión constante, aunque no es imprescindible. Para obtener un estimador como el mostrado previamente, solo se requiere una estimación de la dispersión en ausencia de noticias macroeconómicas, lo que permite incorporar la variabilidad predecible. Por

ejemplo, al considerar un anuncio a las 8:30 a. m. y utilizar un intervalo de control desde la tarde anterior a las 2:30 p. m., se asume que el cambio en la variabilidad de los choques estructurales en días con anuncios es igual al cambio en días sin anuncios.

Este enfoque permite que los datos muestren variabilidad, siempre y cuando sea similar en ambos tipos de días. Además, este estimador corrige el sesgo ocasionado por errores en las variables que afectan las estimaciones típicas del MCO. Sin embargo, su validez depende de suposiciones de identificación, como que los errores en las variables siguen un patrón clásico y que la variabilidad de los precios de los activos es predecible. Si alguna de estas suposiciones no se cumple, las estimaciones estarán sesgadas.

Empleamos datos intradiarios para analizar precios de activos, lo que representa una mejora respecto al análisis diario de eventos. Porque esta metodología permite enfocarse en ventanas de tiempo estrechas alrededor de anuncios, reduciendo así el error que puede generar el análisis diario de los datos. Las divisiones de datos intradiarios duran 30 minutos, comenzando 5 minutos antes del anuncio, y se ajustan según el horario de operación del mercado de valores para las acciones. Se utiliza una ventana de control de 30 minutos alrededor de las 2:30 p. m. del día anterior, para predecir la varianza-covarianza en la ventana de eventos. Esta técnica revela una correlación negativa entre sorpresas en los anuncios de PM y movimientos de precios de activos, con una mayor precisión al utilizar datos intradiarios en lugar de diarios.

Modelo de estimación

Para construir las tasas *forward*, utilizamos un instrumento que nos permite trabajar con tasas *spot* correlacionadas con la TR del BCRP. Al igual que Castañeda y Jiménez (2022), utilizamos la curva cupón cero de los Certificados de Depósitos del BCRP (CDBCPR), pues brinda una tasa *spot* a distintos períodos (anexo 1). En particular, las tasas a 0 y 90 días nos brindan la posibilidad de interpolar la tasa equivalente a un período de 30 días (anexo 2). Esto resulta de mucha utilidad, pues esa es, aproximadamente, la periodicidad con la que se realizan las reuniones de PM en el Perú. En este sentido, tomando como referencia los estudios consultados, se debe utilizar el valor más cercano a la hora de la noticia. La Bolsa de Valores de Lima (BVL) cotiza desde las 8:30 a. m. hasta las 3:10 p. m., mientras que las reuniones que deciden la tasa de PM ocurren a las 6:00 p. m.

Por ello, para capturar el efecto deseado, evaluamos la variación porcentual entre el índice general de la BVL al cierre del día de la reunión de PM ($t-1$), y el IGBVL de apertura del día posterior a la decisión (t). Y nos enfocamos

en la variación porcentual en los respectivos retornos entre t y $t-1$. De esta forma, una vez estimadas las tasas *forward*, podemos calcular el efecto de la sorpresa de PM sobre el mercado de renta variable en el Perú. Mediante MCO, estimamos la siguiente ecuación:

$$R_{ktj} = a_0 + \beta S_{ktj} + e_{ktj}$$

R_{ktj} : variación de los rendimientos del IGBVL en términos porcentuales en t y $t-1$ (medido en días), en el día k en el mes t del año j .

S_{ktj} : sorpresa de política monetaria en el día k en el mes t del año j .

e_{ktj} : término de error o perturbación en el día k en el mes t del año j .

Además, para enriquecer los resultados obtenidos, utilizamos la variación porcentual entre el rendimiento al precio de cierre y al de apertura para el índice selectivo, a fin de ver si así es posible obtener un mayor efecto. La razón es que dicho índice permite medir el rendimiento de las acciones más grandes y líquidas listadas en la BVL. Este índice utiliza un esquema de ponderación de capitalización de mercado modificado, proporcionando a los inversionistas un índice representativo porque cubre el mercado de valores peruano efectivamente invertible. El enfoque en este subconjunto más dinámico posibilita obtener una mayor variación ante una sorpresa de PM que la que se obtendría observando el índice general. Por ello, procedimos a correr la siguiente regresión:

$$R_{ktj} = a_0 + \beta S_{ktj} + e_{ktj}$$

R_{ktj} : variación de los rendimientos del índice selectivo la BVL en términos porcentuales en t y $t-1$ (medido en días) en el día k en el mes t del año j .

S_{ktj} : sorpresa de política monetaria en el día k en el mes t del año j .

e_{ktj} : término de error o perturbación en el día k en el mes t del año j .

Otra manera de estimar la sorpresa de PM involucra el consenso de Bloomberg. Una desviación de este consenso, generada por una medida inesperada del banco central que provoca un cambio inesperado en las tasas de interés en el mercado, puede impactar significativamente en la cotización de la bolsa a muy corto plazo. Los mercados financieros suelen reaccionar de manera rápida y a menudo volátil ante tales eventos, ya que los inversores ajustan sus expectativas y posiciones en función de las nuevas condiciones económicas. Por ejemplo, si el banco central decide subir la TR para aumentar las tasas de interés, pero los operadores y analistas del mercado esperaban que se man-

tuvieran sin cambios, es probable que las acciones reaccionen negativamente inmediatamente, reflejando la incertidumbre ante la percepción de un entorno económico restrictivo. Por ello, estimamos las dos siguientes ecuaciones:

$$R_{ktj} = a_0 + \beta CB_{ktj} + e_{ktj}$$

R_{ktj} : variación de los rendimientos del índice general/selectivo de la BVL en términos porcentuales en t y $t-1$ (medido en días) en el día k en el mes t del año j .

CB_{ktj} : desviación de la tasa de referencia de la mediana del consenso de Bloomberg en el mes t del año j .

e_{ktj} : término de error o perturbación en el día k en el mes t del año j .

Adicionalmente, para obtener resultados más detallados, corremos regresiones adicionales donde la variable dependiente adopta distintos índices bursátiles sectoriales. Estos incluyen:

R_{1ktj} : variación de los rendimientos del índice SP/BVL Financiero en soles en t y $t-1$ (medido en meses) en el mes t del año j .

R_{2ktj} : variación de los rendimientos del índice SP/BVL Industrial en soles en t y $t-1$ (medido en meses) en el mes t del año j .

R_{3ktj} : variación de los rendimientos del índice SP/BVL Mining en soles en t y $t-1$ (medido en meses) en el mes t del año j .

R_{4ktj} : variación de los rendimientos del índice SP/BVL Services en soles en t y $t-1$ (medido en meses) en el mes t del año j .

El índice bursátil SP/BVL Financiero refleja el desempeño de las empresas del sector financiero que cotizan en la BVL). Así, el índice incluye compañías bancarias, de seguros y servicios financieros diversos. Análogamente, el índice SP/BVL Industrial se compone de empresas pertenecientes al sector industrial, que operan en actividades de construcción e ingeniería, insumos, bienes de capital y productos derivados del petróleo y acero. Mientras que el índice SP/BVL Services se compone de empresas de servicios públicos. A lo largo de los años, en este índice han participado exclusivamente las acciones de empresas eléctricas y de telecomunicaciones. Y el índice SP/BVL Mining se compone de empresas pertenecientes al sector minero. Teniendo en cuenta que el Perú es un país eminentemente minero y que las exportaciones de esta actividad aportan más del 50% de las ventas al exterior, la presencia de estas acciones en nuestro mercado bursátil siempre ha sido importante, siendo el sector con mayor peso en los índices principales.

En el caso del sector bancario, la literatura indica que existen efectos contrapuestos. Por un lado, ante un aumento sorpresivo en las tasas de interés, los bancos generalmente experimentan mayores ganancias a partir de la diferencia entre el interés que pagan sobre los depósitos y el interés que cobran sobre los préstamos. A medida que las tasas de interés se van incrementando, los ingresos por intereses de los préstamos generalmente aumentan más rápido que los intereses pagados sobre los depósitos, lo que conduce a márgenes de ganancia más amplios. Por otro lado, es importante tener en cuenta que, aunque tasas más altas pueden beneficiar la rentabilidad del sector financiero, también pueden afectar la demanda de préstamos y el endeudamiento del consumidor, potencialmente afectando su desempeño general (Claessens, Coleman, & Donnelly, 2016).

En lo que respecta al sector industrial, una subida en las tasas de interés puede afectar mucho a actividades de construcción o de bienes de capital, ya que dicha subida incrementaría el costo de financiar proyectos de construcción y producción de maquinaria con préstamos bancarios, haciéndolos menos rentables o atractivos e impactando así negativamente en las ganancias de tales actividades (Tarkom & Ujah, 2023).

En cambio, las empresas de los sectores eléctrico y telecomunicaciones, que componen principalmente el índice bursátil de servicios, a menudo tienen una posición única debido a la naturaleza esencial de sus productos, que les permiten contar con demanda incluso en entornos de altas tasas de interés. Esto ocurre porque ofrecen productos inelásticos que la gente seguirá consumiendo independientemente de la situación económica (Genay & Podjasek, 2014).

Por último, las tasas de interés pueden afectar indirectamente al índice del sector minero. Por ejemplo, tasas de interés más altas pueden desacelerar el crecimiento económico, lo que a su vez puede reducir la demanda interna de materias primas para construcción y manufacturas. Esto tendría un efecto negativo sobre las ganancias de dicho sector. Sin embargo, cabe resaltar que la demanda externa es preponderante en el caso de este sector mayoritariamente exportador, cuyas ganancias dependen principalmente del precio internacional de los *commodities* (Frankel, 2014).

Supuestos de identificación

Siguiendo a Espinoza (2020), consideramos que la variación de la tasa *forward* instantánea a 30 días es una señal ruidosa ε_t^{mp} de la verdadera información de PM asimilada después del anuncio; lo que se puede representar como:

$$\Delta f_t^{30} = \varepsilon_t^{mp} + \eta_t$$

donde η_t es la distorsión de la información.

Asimismo, dado que Δf_t^{30} es estimado mediante un modelo paramétrico, existe un ruido proveniente del ajuste del modelo, representado como:

$$\Delta f_t^{S_{\text{PM}}} = \Delta f_t^{30_{\text{PM}}} + \varepsilon_t$$

donde $\Delta f_t^{S_{\text{PM}}}$ representa la variación de la tasa *forward* y ε_t es el error de estimación.

Según Espinoza (2020), para que la variación de la tasa *forward* instantánea estimada represente correctamente las sorpresas de PM (para los días de su anuncio) y sus resultados reflejen adecuadamente el efecto de los *shocks* de PM, se deben cumplir dos supuestos:

- (i) el error de estimación es una variable aleatoria, independiente e idénticamente distribuida (i. i. d.) con $E(\varepsilon_t) = 0$ y $V(\varepsilon_t) = \sigma^2_{\varepsilon}$.
- (ii) No existe correlación entre el ruido de la información y otras noticias diferentes al anuncio de PM. Es decir, se asume que $E(\eta_t | x_t) = 0$, donde x_t son variables de otras noticias económicas, políticas y demás.

Con respecto al primer supuesto, hemos elaborado el gráfico de densidad de errores (véase el anexo 3), cuya evaluación demuestra una correspondencia evidente con el esquema de una distribución normal, presentando una media centrada en el valor de 0. Esta observación sugiere que los errores del modelo exhiben una disposición simétrica alrededor del cero.

En lo que respecta al segundo supuesto, Rigobon y Sack (2008) mencionan que utilizar la *data* intradiaria más próxima al anuncio de PM proporciona una mejora considerable sobre los ejercicios de estudio de eventos diarios. Con la utilización de datos intradía, tenemos la capacidad de analizar un intervalo estrecho en torno al momento de la publicación. Esta ventana abarca la influencia de las publicaciones de datos en un momento específico, mientras que excluye la mayoría de otros eventos que pueden afectar el mercado. En consecuencia, estamos así disminuyendo la magnitud del término de error η_t resultante de la influencia de otros datos.

3. Análisis de resultados

3.1 Base de datos utilizada

Para construir la tasa *forward* instantánea a 30 días, utilizamos los precios de apertura y de cierre de la curva cupón cero proporcionadas por Bloomberg.

Estas tasas son fundamentales para identificar sorpresas en la PM. Las tasas de cupón cero (que cuentan con el valor (*yield*) de apertura y con el valor de cierre) disponibles datan de finales de 2014, justo después de una reunión de PM. Para simplificar el horizonte de tiempo utilizado, lo definimos desde enero de 2015 hasta diciembre de 2022.

A lo largo de ese período de tiempo, el BCRP realizó 97 reuniones de PM, incluida una reunión extraordinaria en marzo de 2020 para hacer frente a la pandemia de COVID-19. En nuestra base de datos hemos decidido incluir esta reunión extraordinaria para captar mejor los correspondientes efectos sorpresivos en la BVL.

Para obtener las fechas de esas reuniones utilizamos el portal del BCRP, y las del consenso en Bloomberg respecto a las tasas cupón cero. Como se ha mencionado anteriormente, la sorpresa de PM se obtuvo mediante un método de interpolación lineal de las tasas *forward* a 30 días. A continuación, se presenta una breve descripción de las seis fechas con mayor sorpresa dentro del período analizado:

Fecha	Sorpresas	Observación
9/06/2022	0,56	En estos tres períodos, se llevaron a cabo incrementos de 50 puntos básicos en la tasa de PM. A pesar de los altos niveles de inflación de la época, es posible que, al enfrentarse a un panorama de estancamiento económico, el mercado no contemplara la posibilidad de que el BCRP restringiera la actividad económica (Terranova, 2022).
11/08/2022	0,48	
7/07/2022	0,47	
11/11/2021	0,43	Esta fecha corresponde a una subida de tasas de 50 pbs. La sorpresa abarca un período en el que la confianza empresarial cayó a niveles mínimos y la inestabilidad política deterioraba el panorama para la inversión privada y expectativas empresariales (<i>Gestión</i> , 2021).
10/03/2022	0,43	Estos períodos abarcan aumentos de 50 pbs de la tasa de referencia hasta llegar al 4% en marzo de 2022. El consenso de los analistas proponía que la tasa de referencia efectiva sería del 4,72% para finales de 2022. En este sentido, la magnitud de la sorpresa puede deberse a la rapidez con la que la tasa se aproximó al consenso (Castañeda & Jiménez, 2022).
10/02/2022	0,42	

Por otro lado, para obtener el índice de cierre y de apertura bursátil diario, tanto a nivel general como selectivo, se utilizaron datos disponibles en Bloomberg. Es importante precisar que se utilizó el índice SPBLPGPT para el índice general y el índice SPBLPSPT para el selectivo, pues el índice IGPBV fue discontinuado en 2015.

En la figura incluida en el anexo 4, se presenta la evolución histórica de la tasa de referencia y de los índices de la bolsa de valores. Allí se observa una correlación negativa entre ambas variables. Así, en los años previos a la crisis financiera de 2008, el BCRP decidió subir la tasa hasta el 6,5%, observándose una caída correspondiente en ambos índices de la bolsa. Posteriormente, el banco redujo la tasa 525 pbs al 1,25% entre febrero y agosto de 2009, a consecuencia de dicha crisis. Entre abril y diciembre de 2010, el BCRP incrementó la tasa de referencia consistentemente hasta el 4,25%. Los índices se mantuvieron estables con una ligera tendencia a la baja.

En marzo de 2020, tanto la tasa de referencia como los índices experimentaron caídas precipitadas ante el inicio de la primera cuarentena. En tan solo dos reuniones de PM, una de ellas llevada a cabo de manera extraordinaria, el banco redujo la tasa 200 pbs al 0,25%. Esta se mantuvo en un nivel de 0,25% hasta septiembre de 2021, para estimular la economía durante la pandemia. Durante este período, los índices mantuvieron una leve tendencia al alza, aunque muy volátil, motivada por los intentos de reactivar la economía en dicho período. Posteriormente a ello, el BCRP mantuvo su tasa al alza para hacer frente a la inflación, lo que propició una leve caída de la bolsa y una posterior recuperación.

En la figura incluida en el anexo 5 se presentan las variaciones intradiarias en la BVL vs. las desviaciones del valor actual de la tasa contra el consenso de Bloomberg. Cabe resaltar, como ya se ha mencionado anteriormente, que las variaciones consideradas son entre el índice de cierre el día de la decisión de PM vs. el índice de apertura del día siguiente. En dicha figura podemos ver que en la gran mayoría de los casos la desviación es 0, pues el consenso estuvo en línea con las decisiones del BCRP. La mayor desviación se observa en marzo de 2020, debido a la reunión de PM extraordinaria a inicios de la pandemia, donde el consenso esperaba que se mantuviese la tasa en un 2,25% y esta terminó cayendo a un 1,25%. Como esta desviación suele ser 0, es difícil observar gráficamente una relación entre estas dos variables.

3.2 Discusión de resultados

La tabla 1 presenta los resultados de las estimaciones. La primera regresión estimada nos muestra que el efecto negativo de la sorpresa de PM sobre el índice general de la BVL no es significativo. Lo que puede deberse a que este índice incluye empresas de pequeño tamaño, ilíquidas y con poco nivel de negociación, por lo que dicho efecto podría diluirse. De igual forma, al realizar la estimación de la sorpresa mediante la medición de la variación del

consenso, se obtienen resultados similares y no significativos, que pueden atribuirse a motivos similares.

En cambio, al realizar las estimaciones utilizando el índice selectivo de la BVL, se obtiene un resultado estadísticamente significativo al 95%. En este caso, el coeficiente asociado a la PM muestra que un incremento no anticipado de 100 puntos básicos (pbs) en la tasa de referencia genera una reducción promedio de 0,936 pbs en la variación diaria del índice selectivo. Sin embargo, al emplear como variable de sorpresa la diferencia entre la tasa observada y las expectativas expresadas en el consenso recopilado por Bloomberg, los resultados no son significativos. Esta discrepancia puede estar asociada a la forma en que se construyen dichas expectativas: las respuestas al consenso suelen ser entregadas en momentos distintos, con algunos participantes emitiendo sus estimaciones con una o dos semanas de anticipación. Esta dispersión temporal puede introducir ruido en la medición de la sorpresa monetaria.

Tabla 1
Resultados de las estimaciones – análisis sin controles

VARIABLES	(1) General	(2) General	(3) Selectivo	(4) Selectivo
Sorpresa	-0,00983 (0,00643)		-0,00936** (0,00460)	
Consenso		-0,00694 (0,0166)		-0,000697 (0,0112)
Constante	0,000312 (0,00118)	0,000262 (0,00112)	0,000122 (0,00115)	0,000160 (0,00113)
Observaciones	97	97	97	97

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.
Elaboración propia, 2024.

Además, como advierten Rigobon y Sack (2008), los problemas en la medición de expectativas son una fuente crítica de sesgo en las estimaciones estándar tipo *event study*. Por ejemplo, los encuestados en las plataformas de consenso no necesariamente representan a los participantes relevantes del mercado, y pueden tener incentivos poco alineados con la precisión, priorizando reputación sobre exactitud. También existe ambigüedad metodológica al tomar la mediana como medida representativa del consenso, cuando otras como la media podrían arrojar resultados diferentes. En línea con ello, dichos autores proponen técnicas econométricas que permiten corregir estos errores de medición, como la identificación por censura y el uso de componentes prin-

cipales. Y, usando datos intradiarios del mercado estadounidense, encuentran que las reacciones de los activos financieros a sorpresas económicas pueden ser hasta tres veces mayores que las estimadas por regresiones tradicionales bajo OLS. Por ejemplo, una sorpresa inflacionaria de 0,1 p. p. en el *core CPI* puede aumentar los rendimientos de bonos del Tesoro en hasta 9 pbs, mientras que con OLS la respuesta estimada es de solo 2-3 pbs.

En esa línea, si bien el presente estudio encuentra una relación negativa entre la tasa de PM y el índice de la BVL, que resulta significativo para el índice selectivo, el tamaño del coeficiente es relativamente reducido. Lo que puede reflejar no solo la ausencia de corrección por errores de medición, sino también factores estructurales del mercado bursátil peruano, como son su baja profundidad y liquidez, o una débil transmisión entre PM y expectativas de utilidades empresariales. Asimismo, la posible influencia de flujos externos y factores globales en los valores de acciones locales podría opacar los efectos de decisiones de política interna. Por tanto, aunque los resultados obtenidos son coherentes con la teoría económica y la dirección esperada del efecto, es posible que subestimen la magnitud real de la respuesta del mercado ante anuncios de política monetaria.

Sin mengua de lo cual, cabe precisar que nuestro objetivo principal no es predecir consecuencias futuras de la TR en el mercado financiero peruano, sino más bien identificar una relación causal verificable entre las determinaciones de la política económica y la dinámica observada en el mercado bursátil. Esto a fin de cimentar un fundamento sólido para comprender con mayor profundidad cómo los cambios en la TR y las consiguientes oscilaciones en las tasas de interés del mercado pueden impactar el «*performance*» de las acciones, contribuyendo así a una aprehensión más completa de los mecanismos operativos subyacentes en el entorno financiero del Perú.

Tabla 2
Análisis con controles

VARIABLES	(1) General	(2) General	(3) Selectivo	(4) Selectivo
Sorpresa	-0,00643 (0,00545)		-0,0111** (0,00411)	
Cobre	0,177** (0,0717)	0,162** (0,0777)	0,202*** (0,0726)	0,147* (0,0771)
S&P	0,402*** (0,0510)	0,418*** (0,0520)	0,228*** (0,0466)	0,264*** (0,0549)
PENUSD	0,269 (0,286)	0,287 (0,292)	-0,163 (0,243)	-0,226 (0,251)
Consenso		-0,000432 (0,00388)		-0,00600 (0,00424)
Constante	-0,000706 (0,000996)	-0,000603 (0,00101)	-0,000299 (0,00103)	2,05e-05 (0,00106)
Observaciones	97	97	97	97

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.
Elaboración propia, 2024.

Y resultados similares se obtienen al realizar las estimaciones añadiendo controles (tabla 2). Así, utilizando el índice selectivo de la BVL también se obtiene un resultado negativo y significativo al 95%. En este caso, el coeficiente de sorpresa de PM muestra que un aumento no esperado de 100 pbs de la tasa de PM genera una reducción de 0,11 pbs en promedio en la variación de dicho índice selectivo. Y el coeficiente negativo para el índice general de la BVL tampoco resulta significativo, en señal de que posiblemente no refleja adecuadamente el efecto de cambios sorpresivos en la PM debido a las mismas razones antes mencionadas respecto a los resultados de la estimación sin controles.

Por otro lado, del análisis sectorial se obtienen interesantes resultados diferenciados (tablas 3 y 4). En particular, la estimación sin controles utilizando el índice industrial de la BVL revela que un incremento inesperado de 100 puntos básicos (pbs) en la tasa de PM tiene un impacto negativo y significativo en este sector (tabla 3). Específicamente, se observa que dicho aumento disminuye la variación del índice industrial en 0,109 puntos básicos (pbs), con un nivel de confianza del 95%. Este resultado sugiere que el sector industrial es particularmente sensible a los cambios en las condiciones monetarias. Las empresas industriales, que suelen depender considerablemente

del financiamiento local para sus operaciones y expansión, enfrentan mayores costos de endeudamiento cuando las tasas de interés suben. Esto puede limitar sus inversiones y, en consecuencia, afectar su rendimiento en el mercado.

Tabla 3
Análisis sectorial sin controles

VARIABLES	(1) Mining	(2) Services	(3) Financiamiento	(4) Industrial
Sorpresa	-0,0124 (0,00975)	-0,00261 (0,00297)	-0,00276 (0,0115)	-0,0109* (0,00571)
Constante	0,000539 (0,00141)	-0,00116 (0,000992)	0,000179 (0,00252)	-0,000143 (0,00146)
Observaciones	93	93	93	93

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.
Elaboración propia, 2024.

En cuanto a las estimaciones con controles sectoriales, en la tabla 4 se observa que un aumento inesperado de 100 puntos básicos (pbs) en la TR tiene efectos diferenciados en las acciones de empresas mineras e industriales. Para el sector minero, este aumento provoca una reducción promedio de 0,174 pbs en la variación del índice minero de la BVL; lo que sugiere que este sector es altamente sensible a condiciones financieras más estrictas, posiblemente debido a su alta dependencia del financiamiento para inversiones. Respecto al sector industrial, el mismo aumento inesperado de 100 pbs resulta en una reducción promedio de 0,11 pbs en la variación del índice industrial de la BVL, indicando una sensibilidad moderada, probablemente debido a la menor magnitud de las inversiones en este sector en comparación con el sector minero. Este análisis destaca la importancia de considerar la sensibilidad sectorial a las políticas monetarias, tanto para los inversionistas como para las empresas, que deben ajustar sus estrategias de inversión, los primeros, y sus estrategias de financiamiento, las segundas, para mitigar el impacto de posibles aumentos en las tasas de interés del mercado.

Tabla 4
Análisis sectorial con controles

VARIABLES	(1) Mining	(2) Services	(3) Financial	(4) Industrial
Sorpresa	-0,0174*** (0,00649)	-0,00149 (0,00396)	0,000777 (0,0142)	-0,0111** (0,00478)
Cobre	0,476*** (0,117)	-0,117 (0,0977)	0,0881 (0,155)	0,101 (0,0887)
S&P	0,175 (0,113)	-0,0292 (0,0896)	1,042*** (0,251)	0,266*** (0,0645)
LPENUSD	0,567* (0,324)	-0,579 (0,445)	0,143 (0,623)	-0,266 (0,250)
Constantes	-0,000863 (0,00122)	-0,000585 (0,00101)	-0,00180 (0,00215)	-0,000595 (0,00138)
Observaciones	93	93	93	93

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.
Elaboración propia, 2024.

3.3 Limitaciones de la investigación

El principal problema encontrado al elaborar este trabajo es la limitada disponibilidad de datos, la cual se deriva del bajo nivel de desarrollo del mercado bursátil en el Perú, que restringe la cantidad de datos comprendidos en los índices de la BVL, así como la limitada cantidad de años con datos sobre los certificados de depósito.

Ello limitó el período de análisis, ya que los datos sobre los *yields* de apertura y cierre de los CDBCRP para construir la curva de corto plazo solo se encuentran disponibles a partir de 2015 en Bloomberg. Y sobre el índice de apertura y cierre de la BVL solo se encuentran disponibles a partir de finales de 2014.

Además, es muy limitante la falta de acceso inmediato a los datos de los CDBCRP y de los índices de la BVL alrededor de cada anuncio de la TR. Idealmente, sería deseable poder evaluar ambos indicadores durante un período de dos horas antes y después del anuncio, utilizando intervalos de tiempo de 30 minutos, como sugieren Rigobon y Sack (2008). Sin embargo, ante la mencionada limitante, nos vimos obligados a basarnos en los datos de cierre y apertura de estos índices.

Finalmente, en mercados financieros avanzados, como el de Estados Unidos, se encuentran disponibles instrumentos como los «Fed Fund Futures» a

un mes, cuya tasa representa la denominada tasa *forward* instantánea. Aunque parte de la contribución de este estudio implica calcular la tasa *forward* instantánea en el Perú, el mencionado instrumento podría reflejar con mayor precisión las expectativas del mercado sobre la tasa de referencia de la política monetaria.

4. Conclusiones y recomendaciones

Nuestros resultados corroboran que existen variables diferentes a la inflación que son afectadas por la tasa de referencia (TR) anunciada en cada reunión de política monetaria (PM) del banco central. Entre ellas, las tasas de interés de los Certificados de Depósitos del Banco Central de Reserva del Perú (CDBCRP), que hemos utilizado para la estimación de las tasas *forward*. Lo cual se debe en gran parte a que esas tasas tienen una alta correlación con la TR fijada por el BCRP. De hecho, las tasas de interés de los CDBCRP actúan como una señal para los bancos comerciales, a la que estos responden ajustando sus propias tasas de interés para préstamos y depósitos. Estas decisiones influyen a su vez en las expectativas del mercado sobre la futura PM y permiten anticipar ajustes en las tasas de interés del mercado.

Nuestra metodología de estimación ha consistido principalmente en establecer una medida de sorpresa de PM. Para ello, hemos calculado, mediante interpolación lineal, las tasas *forward* a 30 días (anexo 2); las cuales son en el Perú un buen indicador de las expectativas del mercado sobre las TR de PM. Al analizar su variación alrededor de la fecha de anuncio de la TR, se obtiene el componente no esperado de la información provista por la TR; es decir, la sorpresa de PM.

Hemos estimado el efecto de la sorpresa de PM utilizando datos al cierre y a la apertura de la Bolsa de Valores de Lima (BVL), ya que ello permite reducir el rango de tiempo en el que otras variables puedan endogeneizar el estimador de sorpresa. De esta forma, hemos encontrado que un incremento no anticipado en la TR de PM tiene un efecto de signo negativo en los valores de las acciones que cotizan en la BVL, porque los reduce.

También hemos utilizado el consenso de Bloomberg como una medida alternativa de sorpresa, para evaluar si en este caso se mantiene o no el mencionado efecto negativo; sin embargo, no obtuvimos resultados estadísticamente significativos al respecto.

En general, los resultados de nuestras estimaciones proporcionan una respuesta clara a la pregunta de investigación planteada. Se ha confirmado que las sorpresas en la TR de PM tienen un efecto negativo en el mercado

bursátil peruano y que este efecto es estadísticamente significativo en el caso del índice selectivo de la BVL. Específicamente, se encontró que un aumento no esperado de 100 pbs en la TR de PM resulta en una disminución promedio de 0,936 pbs en dicho índice. Estos hallazgos están en línea con la evidencia recopilada en la literatura revisada, y apoyan la hipótesis inicial de una relación inversa entre los anuncios de política monetaria y el mercado de acciones.

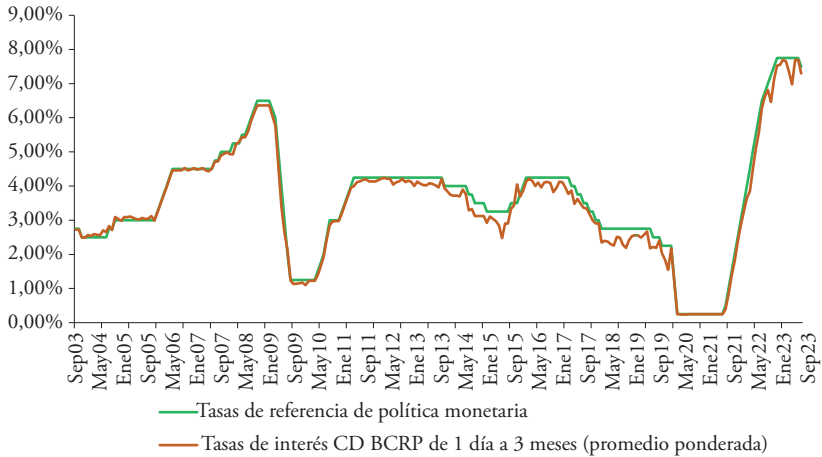
De esta forma, nuestro trabajo contribuye a la discusión sobre la efectividad de la política monetaria, al evaluar la capacidad real de intervención de la autoridad monetaria en un contexto de vulnerabilidades externas.

Referencias

- Balagobei, S. (2017). Macroeconomic variables and stock market returns in Sri Lanka. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 9(2), 206-218. doi:10.5296/ajfa.v9i2.11832
- BCRP. (2023). *Memoria 2022*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/.../Publicaciones/.../memoria-bcrp-2022.pdf>
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, money, and aggregate demand. *The American Economic Review*, 78(2), 435-439. <http://www.jstor.org/stable/1818164>
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48. doi:10.1257/jep.9.4.27
- Brainard, W. C., & Tobin, J. (1976). Asset markets and the cost of capital. *Cowles Foundation Discussion Papers*, 427. <https://ideas.repec.org/p/cwl/cwldpp/427.html>
- Carrera, C., & Vega, H. (2013). Política monetaria en un mundo con incertidumbre. *Moneda*, 153, 4-7. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Moneda/.../moneda-153-01.pdf>
- Castañeda, V., & Jiménez, G. (2022). Variación de la tasa *forward* instantánea como medida de sorpresa de política monetaria y su efecto en el mercado de bonos en el Perú. En V. F. González (Ed.), *Economía Aplicada. Ensayos de Investigación Económica 2022* (pp. 117-146). Documento de Investigación 27. Fondo Editorial. Universidad del Pacífico. doi:10.21678/978-9972-57-545-7
- Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403. <https://www.jstor.org/stable/2352710>
- Claessens, S., Coleman, N. S., & Donnelly, M. S. (2016). «Low-for-long» interest rates and net interest margins of banks in advanced foreign economies. FRB IFDP Notes 2016-04-11-1. doi:10.17016/2573-2129.20
- Cochrane, J. (2005). *Asset pricing: Revised edition*. Princeton University Press. <https://press.princeton.edu/books/hardcover/9780691121376>
- Espinoza, E. F. (2020). *Política monetaria en Chile: El efecto de la información* [Tesis de Maestría en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile]. <https://repositorio.uc.cl/handle/11534/52763>

- Frankel, J. A. (2014). Effects of speculation and interest rates in a «carry trade» model of commodity prices. *Journal of International Money and Finance*, 42(C), 88-112. doi:10.1016/j.jimonfin.2013.08.006
- Genay, H., & Podjasek, R. (2014). What is the impact of a low interest rate environment on bank profitability? *Chicago Fed Letter*, 324. <https://www.chicagofed.org/publications/chicago-fed-letter/2014/july-324>
- Gertler, M., & Karadi, P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 44-76. doi:10.1257/mac.20130329
- Gestión*. (2021, 18 de octubre). El 78% de empresarios no acelerará sus inversiones en próximos seis meses. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/...-noticia>
- Larraín, D. (2007). Sorpresas de política monetaria y la curva de rendimiento en Chile. *Economía Chilena*, 1(10), 37-50. Banco Central de Chile. <https://hdl.handle.net/20.500.12580/3489>
- Lepot, M., Aubin, J.-B., & Clemens, F. (2017). Interpolation in time series: An introductory overview of existing methods, their performance criteria and uncertainty assessment. *Water*, 9(10), 796. doi:10.3390/w9100796
- Mishkin, F. S. (1996). *The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy*. NBER Working Paper 5464. doi:10.3386/w5464
- Pereda, J. (2010). Estimación de la curva de rendimiento cupón-cero para el Perú y su uso para el análisis monetario. *Economía*, 33(65), 103-132. doi:10.18800/economia.201001.003
- Pescatori, A. (2018). *Central Bank Communication and Monetary Policy Surprises in Chile*. IMF Working Paper 2018/156. doi:10.5089/9781484363102.001
- Rigobon, R., & Sack, B. (2008). Noisy macroeconomic announcements, monetary policy, and asset prices. En J. Y. Campbell (Ed.), *Asset prices and monetary policy* (pp. 335-370). University of Chicago Press. doi:10.7208/chicago/9780226092126.003.0009
- Rocca, L. (2017). *El mercado de valores en fácil*. Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú. doi:10.18800/9786123172411
- Sanhueza, L. C. (2016). Efectos de sorpresas económicas en la estructura de tasas de interés. Evidencia para Brasil, Chile y México. *Trimestre Económico*, 83(3), 647-675. doi:10.20430/ete.v83i331.214
- Svensson, L. E. (1994). *Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*. IMF Working Papers, 1994(114). doi:10.5089/9781451853759.001
- Tarkom, A., & Ujah, N. U. (2023). Inflation, interest rate, and firm efficiency: The impact of policy uncertainty. *Journal of International Money and Finance*, 131, 102799. doi:10.1016/j.jimonfin.2022.102799
- Terranova, J. (2022, 4 de julio). Economía está estancada y crecimiento del segundo semestre sería 1.6%, dice BCP. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/...-noticia/>

Anexo 1. Tasa de referencia y tasa de interés CDBCRP, de 1 día a 3 meses



Fuente: Banco Central de Reserva de Perú. Elaboración propia, 2024.

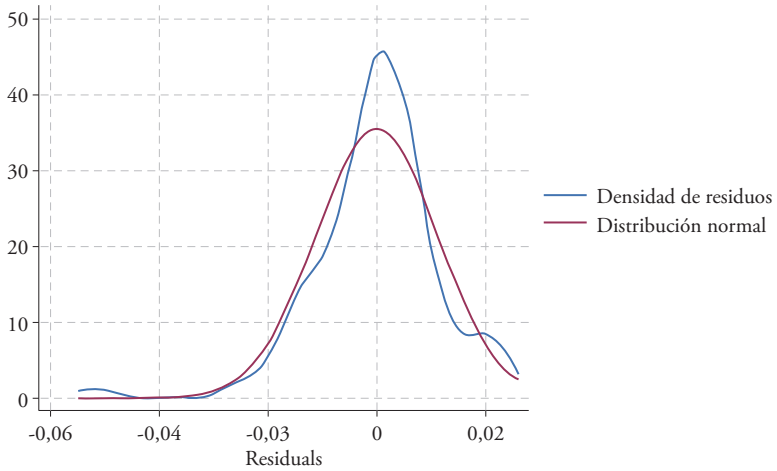
Anexo 2. Metodología de interpolación

La metodología utilizada para la interpolación de las tasas *forward* a 30 días es la interpolación lineal. Este método busca una línea recta que pase por los puntos o valores finales Y_0 y Y_1 y de esta forma aproximar un punto intermedio denotado como Y_i .

$$Y_i = Y_0 + \frac{Y_1 - Y_0}{X_1 - X_0}(X_i - X_0)$$

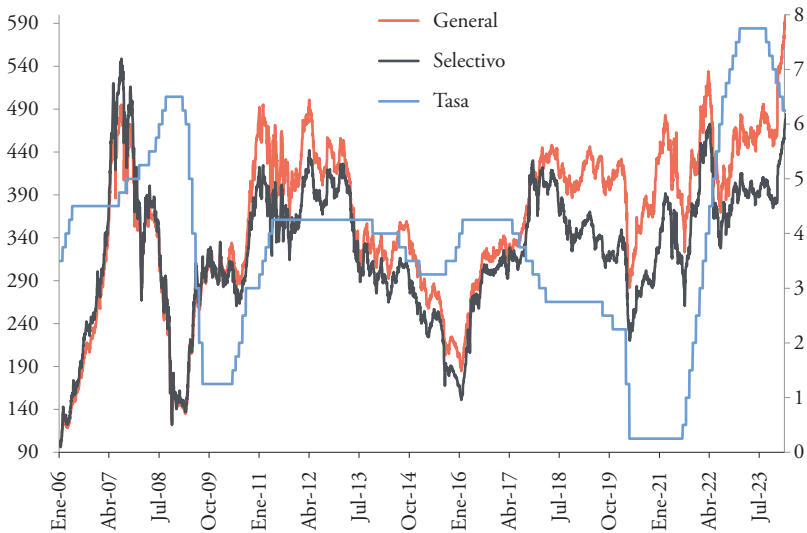
Según Lepot, Aubin y Clemens (2017), en el contexto de series de tiempo, se ha demostrado que este método es eficiente y usualmente mejor que las interpolaciones no lineales para predecir valores faltantes.

Anexo 3. Distribución de densidad de errores



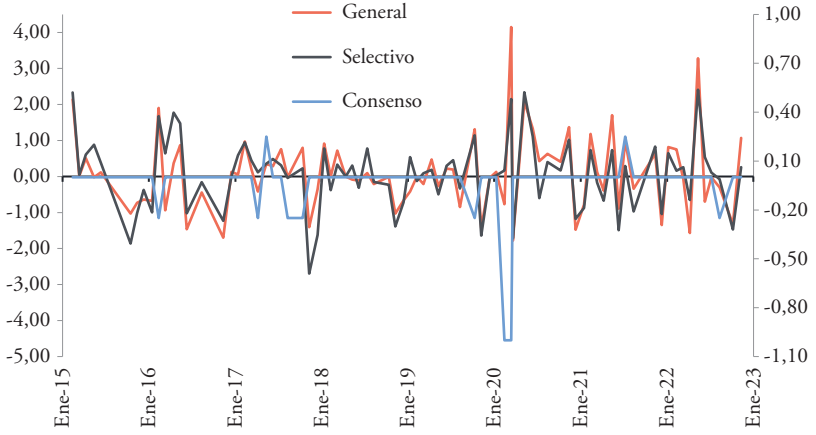
Elaboración propia, 2024.

Anexo 4. Tasa de referencia e índices de la BVL (general y selectivo)



Fuente: Bloomberg. Elaboración propia, 2024.

Anexo 5. Variación de los índices de la BVL el día de la reunión de PM vs. desviación del consenso



Fuente: Bloomberg. Elaboración propia, 2024.

Dinámica inflacionaria y no linealidades: un análisis econométrico para el caso peruano²

Kevin Omar Risco Sandoval
Samantha Gianella Picoy Cotrina

Introducción

Desde la adopción del *inflation targeting* en 2002, el Perú ha mantenido una inflación baja y estable dentro del rango meta establecido por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Sin embargo, han ocurrido episodios de mayor inflación que han interrumpido esa estabilidad, principalmente durante momentos de crisis y disrupciones globales. En efecto, durante la crisis financiera global, la inflación se elevó por encima del 6%, impulsada principalmente por el aumento de precios de los alimentos y la energía. Recientemente, en 2021, durante la pandemia de COVID-19, la inflación nuevamente superó el rango meta (véase el anexo 1), afectada por el aumento de los precios de *commodities* debido a disrupciones en las cadenas de suministro globales, a condiciones climáticas, entre otros factores. Estos episodios resaltan la vulnerabilidad del Perú a los choques externos y la forma en que las disrupciones globales afectan la estabilidad de precios en economías abiertas.

En teoría, disrupciones como las observadas pueden inducir no linealidades en la formación de precios, debido a varios factores como los costos fijos de ajuste (Golosov & Lucas, 2007) y los límites a la capacidad de producción (Boehm & Pandalái-Nayar, 2022). Estos factores hacen que las respuestas de los precios a los choques no sigan un patrón lineal, sino que dependan del

² Este ensayo es una versión resumida y editada del trabajo de investigación que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio del año 2024. Sus autores agradecen al profesor Gonzalo Llosa por su valiosa asesoría durante la elaboración de esta investigación. También agradecen al jurado, profesores Marco Ortiz y Rocío Gondo, por sus importantes contribuciones a dicho trabajo.

estado de la economía. A nivel internacional, estudios como los de Çatik y Önder (2011) y Borio y Filardo (2007) han identificado estas no linealidades, mostrando que los choques en los precios de *commodities* como el petróleo y los alimentos tienen efectos diferenciados según el contexto económico y la estructura del mercado.

La presente investigación se propone examinar empíricamente la presencia de no linealidades en la evolución de la inflación en el Perú; algo de particular relevancia para el diseño de política monetaria, pues el estado de la economía (o «régimen económico») puede ameritar respuestas más rápidas o intensas por parte de la autoridad monetaria. Utilizando un modelo *threshold* VAR (TVAR) bayesiano, buscamos identificar cómo las variaciones en los precios internacionales agrícolas y de energía (AE) afectan la inflación interna bajo diferentes regímenes económicos. Para ello, se prueban cuatro fuentes de no linealidad o variables umbral (la variación del porcentaje de rubros con inflación por encima del 3%, el valor absoluto de la variación interanual del índice de precios agrícolas y de energía, la inflación sin alimentos y energía (SAE), y el crecimiento del PBI real), y se realiza el análisis de los impulso-respuesta obtenidos. El análisis considera tanto los períodos de estabilidad como los de crisis, con la intención de evaluar cómo el estado de la economía influye en la magnitud y la persistencia de la inflación.

Nuestros resultados sugieren que, efectivamente, existen no linealidades en la dinámica inflacionaria peruana, al capturar, ante choques en los precios AE, respuestas diferenciadas según el estado de la economía. Los choques en las cotizaciones de las materias primas no solo provocan aumentos en las expectativas de inflación, sino que sus efectos en precios son más pronunciados cuando la economía está en un contexto inflacionario o de aceleración económica. Los resultados están respaldados por la literatura de formación de precios *state-dependent*, en la que la decisión de ajustar precios depende del estado actual de la economía, y en línea con estudios previos sobre no linealidad de precios en el Perú (Bigio & Salas, 2006; Rojas, 2019).

1. Revisión de literatura

En esta sección, se presentan los principales aportes empíricos y teóricos relacionados con la dinámica de la inflación, haciendo hincapié en las no linealidades presentes en este fenómeno económico ante un choque de oferta internacional. La comprensión de la evolución de la inflación ha sido objeto de una atención significativa en la literatura económica, y buscamos destacar las contribuciones que han permitido comprender las complejidades inherentes a esta dinámica.

1.1 Dinámica inflacionaria y no linealidades

El análisis empírico de la dinámica inflacionaria comenzó con Phillips (1958), quien analizó la relación entre los salarios nominales y el desempleo en el Reino Unido entre 1861 y 1957, encontrando una relación negativa y no lineal. Con tasas de desempleo menores del 3%, la relación era más pronunciada y se aplanaba a medida que el desempleo superaba ese umbral. Phillips postuló que, con bajo desempleo, los salarios aumentan rápidamente, mientras que, con alto desempleo, la reducción de salarios es gradual.

Esta relación puede adoptar formas más complejas, según estudios como el de Filardo (1998), quien planteó que la relación entre la brecha producto y la inflación podría ser cóncava o convexa, dependiendo de las características estructurales de la economía. Blanchard (2016) muestra que la relación entre desempleo y nivel de precios en los Estados Unidos aumentó en la década de 1960, luego disminuyó hasta finales de 1980 y se ha mantenido baja desde entonces. En la década de 1970, la inflación disminuía un 0,7% por cada aumento en el desempleo, mientras que actualmente este efecto es solo del 0,2%. El autor atribuye esto a que, con niveles más bajos de inflación, salarios y precios, los ajustes son menos frecuentes.

En paralelo, algunos estudios exploraron enfoques que permiten modelar rigideces de precios basadas en el estado de la economía en vez de una dependencia del tiempo, como Calvo (1983). Así, Caplin y Leahy (1991) proponen que las firmas ajustan sus precios cuando estos se desvían de ciertos umbrales relativos, lo que introduce una banda de inacción en la que los precios no responden a choques hasta que se superan ciertos límites. Esto genera una respuesta de la inflación no lineal. Adicionalmente, Caballero y Engel (2007) y Hagedorn (2023) han introducido modelos *state-dependent*, en los que la inflación depende no solo de la brecha producto, sino también de la evolución de la demanda nominal, señalando que la estructura de los choques macroeconómicos influye directamente en la dinámica inflacionaria.

Por otro lado, la incertidumbre macroeconómica induce respuestas asimétricas en los agentes, lo que genera divergencia y volatilidad en las expectativas de inflación a lo largo del tiempo. Cukierman y Wachtel (1979) sugieren que este fenómeno debe ser considerado al analizar la evolución de la inflación, ya que la incertidumbre afecta cómo los agentes perciben los futuros niveles de precios.

El análisis de la dinámica inflacionaria en economías emergentes, como es el caso del Perú, debe considerar también sus particularidades. Desde la implementación de metas de inflación en 2002, el Perú ha experimentado

períodos de estabilidad, pero también ha enfrentado episodios de quiebres estructurales, como el que señala Rojas (2019) en 2014, cuando la relación entre inflación y brecha producto cambió. Este cambio podría ser indicativo de una curva de Phillips más plana, aunque algunos estudios, como el de Bigio y Salas (2006), sugieren que la respuesta de la inflación a choques de política monetaria depende del estado de la economía. En fases de alta inflación, la relación entre brecha producto e inflación es más fuerte, lo que podría explicar la no linealidad en la curva de Phillips.

Además, dado que la economía peruana es pequeña y abierta, el impacto de choques externos, como los debidos a precios de *commodities* y al tipo de cambio, cumple un papel fundamental en la dinámica inflacionaria. Monacelli (2005) y Galí y Monacelli (2005) destacan que, en economías abiertas, la inflación se ve influenciada no solo por la brecha producto interna, sino también por la volatilidad de los términos de intercambio y las fluctuaciones en los precios internacionales. En este contexto, el *pass-through* incompleto de los precios internacionales a los precios internos puede generar efectos no lineales, tal como lo demuestra el modelo STVAR propuesto por Winkelried (2004), que incorpora umbrales macroeconómicos clave que afectan la inflación subyacente.

1.2 Choques de oferta en la dinámica inflacionaria

La respuesta de la inflación a los choques de precios del petróleo y alimentos no es constante, sino que está fuertemente influenciada por el estado de la economía global y la actividad económica local. A medida que las economías se han globalizado, las curvas de Phillips convencionales, que asumían economías cerradas, se han vuelto obsoletas. En su lugar, estudios recientes, como los de Çatik y Önder (2011) y Borio y Filardo (2007), han mostrado que el traspaso de los precios internacionales de *commodities*, como el petróleo y los alimentos, a los precios domésticos es un fenómeno dinámico que depende del contexto económico.

El Perú, como una economía pequeña y abierta, es especialmente vulnerable a estos choques, dado su alto grado de dependencia del comercio exterior y su integración en los mercados globales. Los productos importados más relevantes para la dinámica inflacionaria peruana son el petróleo, el trigo, el maíz y el aceite de soya. Estos productos tienen un impacto directo en los precios internos, ya que forman parte esencial de la canasta básica del país. Cuando estos precios suben, como en el caso del petróleo, los costos de transporte y producción aumentan, y esos incrementos se trasladan rápidamente a los

precios finales, impulsando la inflación local. Un estudio de Ye *et al.* (2023) estima que un aumento de US\$ 10 en los precios del petróleo puede elevar la inflación en Perú entre un 0,1 y un 0,6% a corto plazo, lo que refleja la fuerte sensibilidad de la economía peruana a los choques de oferta externos.

Los precios de los alimentos, de los importados en particular, también cumplen un papel crucial. Como muestran Catão y Chang (2015), los choques en los precios internacionales de alimentos tienen un impacto significativo en la inflación global, especialmente en países como el Perú, donde los alimentos representan una gran proporción del gasto de los hogares. Este efecto es aún más relevante debido a la alta dependencia peruana de las importaciones de productos alimenticios básicos.

Cornejo, Florián y Ledesma (2022) refuerzan esta idea al mostrar cómo el aumento de precios internacionales de *commodities* junto con la depreciación del tipo de cambio durante la pandemia afectaron la inflación en el Perú durante el año 2021. Utilizando un enfoque bayesiano de series de tiempo, esos autores cuantifican cómo estos factores contribuyeron al aumento de la inflación en la segunda mitad de 2021, subrayando la interconexión entre los precios internacionales y la inflación local.

2. Marco analítico

Exploraremos ahora las principales fuentes de no linealidades que pueden influir en el comportamiento de la dinámica inflacionaria. A través de un análisis detallado de variables relevantes, obtenemos una visión más completa de los mecanismos subyacentes que impulsan la inflación; lo que es fundamental para comprender su dinámica y repercusiones en el conjunto de la economía.

2.1 Costos de menú

En línea con la literatura de fijación de precios *state-dependent*, una variable que da origen a no linealidades es el nivel de inflación. Golosov y Lucas (2007) consideran que el modelo de Calvo no se ajusta al hecho de que el cambio de precios se da con mayor frecuencia en períodos de inflación alta y que las firmas que hacen los cambios son aquellas cuyos precios se encuentran más desfasados (efecto selección). Por ello, elaboran un modelo en el cual las firmas incurren en un costo fijo para cambiar los precios, también llamados costos de menú, y se centran en la decisión de las firmas resultantes de comparar el costo de cambiar precios contra el beneficio de hacerlo.

Según ese modelo, en cada momento t , las firmas enfrentan una demanda $C_t(\cdot)$, un salario nominal w_t y un parámetro de productividad determinado

estocásticamente v_t . La firma enfrenta cada período con un nivel de precios p que trae del pasado. Si la firma decide no cambiar sus precios, sus beneficios son los siguientes:

$$C_t(p)\left(p - \frac{w_t}{v_t}\right)$$

Si la firma elige un precio $q \neq p$, sus beneficios vienen dados por la siguiente expresión:

$$C_t(q)\left(q - \frac{w_t}{v_t}\right) - kw_t$$

donde k_t son las horas de trabajo necesarias para cambiar su precio, es decir, el costo de menú real.

Así, Golosov y Lucas (2007) obtienen que un choque agregado positivo, que genera un aumento de los salarios nominales, compensa choques idiosincráticos negativos y ocasiona que las firmas con los menores precios los cambien. Este cambio es de gran magnitud, pues el reajuste proviene de las empresas con un mayor desfase de precios, y el nivel de precios de la economía en general se incrementa con mayor velocidad, reflejando el choque agregado. Así, una predicción clave del modelo es que la frecuencia de revisión de precios aumenta a medida que se incrementa la inflación, pues el aumento de w_t ocasiona un aumento temporal del número de empresas que cambian sus precios, lo que contrasta con la fijación de precios a lo Calvo.

2.2 Choques de oferta de gran magnitud

Cavallo, Lippi y Miyahara (2023) examinan cómo el tamaño de los choques influye en la frecuencia con la que las empresas ajustan sus precios. Encuentran que los choques de gran magnitud llevan a las empresas a responder más rápidamente que bajo condiciones normales; lo que incrementa la frecuencia de los ajustes de precios y, consecuentemente, acelera la transmisión de los costos a los precios.

En su modelo, una firma tiene mayor probabilidad de cambiar sus precios si su margen de beneficio se aleja del nivel deseado. Un fuerte choque de costos reduce significativamente el margen de beneficios, por lo que más firmas cambian sus precios. La probabilidad de ajuste de una firma depende de la brecha de precios x , donde x hace referencia a la distancia entre el nivel

de precios actual de la firma y el nivel de precios que maximiza beneficios. Esta probabilidad se representa mediante la siguiente función:

$$\Lambda(x) = \frac{1}{\kappa} \left(\frac{v(x) - v(x^*)}{\kappa\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}}, \text{ para todo } x \in (-\infty, \infty)$$

De esta forma, la intensidad del cambio de precios depende de los beneficios de ajustarlos, $v(x) - v(x^*)$, donde x^* es la brecha de precios óptima. La función valor $v(\cdot)$ es creciente en $|x - x^*|$, ya que una distancia mayor con respecto a la distancia óptima de reajuste aumenta los incentivos para ajustar precios.

Según Cavallo *et al.* (2023), un choque de gran magnitud mueve la distribución de brechas de precios; por ello, los precios de la mayoría de las empresas se alejan de los precios deseados. En otras palabras, tras el desplazamiento, $\Lambda(x)$ es mayor en la mayoría de las firmas. Así, el mecanismo por el cual los choques de gran magnitud ocasionan un aumento en la frecuencia de ajustes de precios resulta del aumento de los costos de no ajustar, pues estos son mayores tras el choque.

2.3 Complementariedad estratégica

Lorenzoni y Werning (2023) plantean un modelo que analiza la retroalimentación entre decisiones de cambios de precios y aspiraciones salariales ajustadas ambas por la inflación esperada. La versión más avanzada de su modelo incluye aspiraciones *forward looking* utilizando expectativas racionales. Es así como estos autores descomponen la inflación en un componente de ajuste (Π_t^A) y un componente de conflicto (Π_t^C). El componente de conflicto prospectivo (Π_t^C) es proporcional a la diferencia entre las aspiraciones de precios (f_t) y los salarios ajustados (g_t) por la inflación esperada. El componente de ajuste prospectivo (Π_t^A) refleja el ajuste necesario del salario real hacia la media ponderada de las aspiraciones ajustadas por la inflación esperada.

Dichos autores proponen endogenizar f_t y g_t considerando agentes que tienen objetivos a largo plazo (ϕ_t y γ_t) para sus precios relativos en el tiempo t y la tasa de inflación promedio. Los agentes ajustan sus aspiraciones inmediatas para alcanzar estos objetivos en promedio, durante el tiempo que su salario o precio está fijado, y así ajustar sus expectativas de inflación. Las empresas y los trabajadores ajustan sus precios y salarios no solo basándose en las condiciones actuales, sino también en sus expectativas sobre la inflación futura. Las ecuaciones para los precios y salarios reajustados con expectativas prospectivas son:

$$p_t^* = (\rho + \lambda_p) E_t^p \left[\int_0^\infty e^{-(\rho+\lambda_p)s} (w_{t+s} + \phi_{t+s}) ds \right]$$

$$w_t^* = (\rho + \lambda_w) E_t^w \left[\int_0^\infty e^{-(\rho+\lambda_w)s} (p_{t+s} + \gamma_{t+s}) ds \right]$$

Las aspiraciones de precios y salarios se ajustan para tener en cuenta la inflación esperada:

$$f_t = E_t^p \left[\int_0^\infty e^{-(\rho+\lambda_p)s} ((\rho + \lambda_p) \phi_{t+s} + \pi_{t+s}^w) ds \right]$$

$$g_t = E_t^w \left[\int_0^\infty e^{-(\rho+\lambda_w)s} ((\rho + \lambda_w) \gamma_{t+s} + \pi_{t+s}) ds \right]$$

Las ecuaciones de reajuste con expectativas p_t^* y w_t^* reflejan cómo las expectativas de inflación influyen en las decisiones actuales, creando un ciclo de retroalimentación que amplifica la inflación. La inflación de ajuste tiende a ser transitoria, mientras que la inflación de conflicto es sostenida. Las ecuaciones de inflación prospectiva de precios y salarios destacan cómo las decisiones de fijación de precios y salarios están interrelacionadas y se refuerzan mutuamente.

Para ilustrar la complementariedad estratégica con aspiraciones prospectivas, consideran un escenario en el que las expectativas de inflación futura son altas. Las empresas anticipan un aumento en los precios futuros y ajustan sus precios actuales para reflejar estas expectativas, mientras que los trabajadores anticipan un aumento en los salarios futuros y ajustan sus salarios actuales de manera correspondiente. Este ajuste basado en expectativas crea un ciclo de retroalimentación que refuerza la inflación, demostrando la complementariedad estratégica entre las decisiones de fijación de precios y salarios ajustadas por la inflación esperada.

2.4 Curvas de oferta convexas

La literatura especializada también ha analizado las asimetrías en la respuesta de la inflación ante tasas bajas o altas de desempleo o de la actividad económica. Boehm y Pandalai-Nayar (2022) plantean un modelo teórico en el cual las firmas eligen su capacidad de producción de manera previa a la decisión de producir; lo que implica que la producción está sujeta a un límite superior en el corto plazo. La función de producción de las firmas viene dada por:

$$y_t = q_t \frac{v_t}{\bar{v}_t}, \text{ donde } v_t \leq \bar{v}_t$$

Así, la producción y_t es lineal en los insumos variables de corto plazo v_t , pero está sujeta a un límite superior, pues v_t no puede exceder a \bar{v}_t . Por ende, $y \leq q$ representa la restricción de capacidad.

Además, las firmas están sujetas a un choque de demanda idiosincrático (ω), el cual es la única fuente de heterogeneidad entre ellas. Así, existe un umbral ($\bar{\omega}$) a partir del cual las firmas ven limitada su producción por su capacidad y cambian la forma en la que fijan precios. Cuando operan por debajo de su límite de capacidad, establecen los precios manteniendo un margen constante sobre los costos marginales. No obstante, cuando la producción se ve restringida por la capacidad, la empresa aumenta su margen de beneficio para igualar la demanda con su capacidad de producción, lo que da origen a una curva de oferta convexa a nivel industrial y agregado. En términos formales:

$$p^y = \frac{\theta}{\theta - 1} (mc + \rho), \quad \rho = 0 \text{ cuando } y < q$$

donde ρ es el multiplicador de la restricción de capacidad.

De esa forma, dichos autores demuestran que esto genera que la respuesta a los choques dependa del estado de la economía y que la curva de Phillips sea convexa. En efecto, hallan que la elasticidad parcial de los costos marginales reales con respecto al producto es procíclica, lo que implica que un choque de demanda positivo genera menores presiones inflacionarias durante una desaceleración de la economía, en comparación con una expansión.

3. Metodología

3.1 *Threshold* VAR

En línea con la teoría económica que respalda las no linealidades, el presente trabajo usa un *threshold* VAR bayesiano (BTVAR) con dos regímenes, siguiendo la metodología empleada por Alessandri y Mumtaz (2017):

$$Y_t = \left[c_1 + \sum_{j=1}^P B_{1,j} Y_{t-j} + \Omega_1^{\frac{1}{2}} e_t \right] S_t + \left[c_2 + \sum_{j=1}^P B_{2,j} Y_{t-j} + \Omega_2^{\frac{1}{2}} e_t \right] (1 - S_t)$$

donde $S_t = 1 \Leftrightarrow z_{t-d} \leq z^*$.

En general, Y_t es un vector de dimensión N y e_t es un vector de choques. Se define al vector de variables endógenas como $Y_t = [\pi_t^e, r_t, \pi_t^{SAE}, \pi_t^{AE}, \Delta e_t, \Delta PBI_t, p_t]$

$s_b f_b, a_t]$, donde π_t^e es la inflación esperada a 12 meses, r_t es la tasa interbancaria promedio mensual en moneda nacional, π_t^{SAE} es la inflación interanual sin alimentos y energía, π_t^{AE} es la inflación interanual de alimentos y energía, Δe_t es la variación porcentual interanual del tipo de cambio USD/PEN, ΔPBI_t es la tasa de crecimiento interanual del PBI real, p_t es la variación en el porcentaje de rubros del IPC con variación interanual de precios mayor del 3%, s_t es la tasa sombra de los EE. UU. (*shadow rate*)³, f_t es la variación interanual del índice de precios de combustible elaborado por el IMF y a_t es la variación interanual del índice de precios agrícolas del IMF. Las matrices de covarianza están representadas por Ω_1 y Ω_2 . Además, el modelo permite la existencia de dos regímenes por la presencia de la variable indicador S_t .

La variable S_t toma los valores de 0 y 1 dependiendo del nivel que toma z_{t-d} en relación con un umbral z^* . Debido a que se desea probar distintas fuentes de no linealidad, se estiman diferentes modelos con la variable umbral z_{t-d} representando a π_{t-d}^{SAE} , $|a_{t-d}|$, ΔPBI_{t-d} y p_{t-d} , donde d representa el número de rezago y $|\cdot|$ hace referencia al valor absoluto de la variable. Es importante notar que tanto z^* como d son variables desconocidas que son estimadas dentro del modelo. Estas permiten determinar a la variable umbral, así como el valor bajo el cual la economía cambia de régimen, haciendo posible identificar respuestas diferenciadas a los choques de acuerdo con el estado en el que la economía se encuentre. El modelo se estima utilizando una metodología bayesiana (véase el anexo 2).

3.2 Impulsos-respuestas

La economía peruana es una economía pequeña y abierta sujeta a choques del exterior. En el presente trabajo, se estudian las respuestas de las principales variables económicas relacionadas con la inflación ante un choque externo de 5 unidades en el precio de los *commodities*, particularmente en precios agrícolas (a_t), y se analiza cómo cambia la dinámica inflacionaria bajo los diferentes regímenes identificados. Es decir, se elaboran impulsos-respuestas para el choque antes mencionado bajo los cuatro modelos estimados, que difieren por la variable umbral que utilizan para identificar los estados de la economía (π_{t-d}^{SAE} , $|a_{t-d}|$, ΔPBI_{t-d} y p_{t-d}).

En línea con Alessandri y Mumtaz (2017), las respuestas al choque se calculan utilizando la integración de Monte Carlo, tal como se describe en

³ La tasa sombra es una medida alternativa de la tasa de interés, que puede tomar valores negativos reflejando la flexibilización adicional de la Fed a través de políticas no convencionales (Gill, 2017).

Koop, Pesaran y Potter (1996). En concreto, las respuestas se basan en la siguiente definición:

$$IRF_{St} = E(Y_{t+k} | \Psi_t, Y_{t-1}^S, \mu_t) - E(Y_{t+k} | \Psi_t, Y_{t-1}^S)$$

Esta ecuación describe el cálculo de las funciones de impulso-respuesta en un modelo VAR, donde Ψ_t representa todos los parámetros e hiperparámetros del modelo, k es el horizonte considerado, $S = 0, 1$ indica los regímenes y μ_t representa las perturbaciones. La ecuación establece que estas funciones se derivan como diferencias entre dos expectativas condicionales. La primera es una previsión de las variables endógenas dada una de las perturbaciones estructurales μ_t ; mientras que la segunda es una previsión de referencia en la que todas las perturbaciones son nulas. Estas expectativas pueden aproximarse mediante una simulación estocástica del modelo, condicionando las respuestas a las observaciones en cada régimen. Por ejemplo, el impulso-respuesta correspondiente al régimen $S = 0$ se obtiene simulando el modelo para todos los valores iniciales posibles en ese régimen $y_{0,t-1}$ y luego calculando la media de las respuestas.

Para identificar las perturbaciones, adoptamos un sencillo esquema recursivo en el que las siguientes variables [$a_b, f_b, s_b, \pi_t^{AE}, \Delta PBI_b, \Delta e_b, \pi_t^e, \pi_t^{SAE}, p_b, r_t$] aparecen en este orden, reflejando la habitual transmisión de los choques externos en los precios de *commodities* hacia la dinámica inflacionaria. Este ordenamiento de las variables en un modelo econométrico no es arbitrario; refleja la estructura causal y las relaciones dinámicas entre diferentes aspectos de la economía.

Comenzamos con la tasa interbancaria, que se sitúa en la parte superior del orden. Esto se debe a que la tasa de interés interbancaria responde a la tasa de referencia, que es una herramienta fundamental de la política monetaria. Las decisiones al respecto pueden ser caracterizadas con una regla de Taylor; lo que implica que la tasa interbancaria refleja el estado agregado de la economía y se sitúa como la variable más endógena del sistema. En el ordenamiento, continuamos con el cambio en el porcentaje de rubros con inflación mayor del 3%, lo que refleja las presiones inflacionarias específicas dentro de la economía. Está posicionada como la segunda variable más endógena, debido a que refleja la decisión de las firmas de cambiar precios, que está en función de otras variables económicas del sistema, como la inflación.

Seguimos con la inflación subyacente, una medida que excluye elementos volátiles como alimentos y energía. Se coloca después del porcentaje de rubros con inflación mayor del 3% debido a su papel en revelar las tendencias

subyacentes de la inflación, lo que proporciona información valiosa para la fijación de precios y para políticas económicas. Las expectativas de inflación ocupan el cuarto lugar en el ordenamiento. Esto se debe a que las expectativas inflacionarias pueden influir significativamente en el comportamiento de los agentes económicos y en las decisiones de política monetaria. Además, las expectativas de inflación pueden afectar directamente la inflación futura, lo que justifica su posición en el orden.

Continuamos con la variación del tipo de cambio, una variable crucial en una economía emergente y abierta como la peruana. Su posición en el ordenamiento se explica por su impacto en la dinámica inflacionaria a través de los precios de los bienes importados, y su respuesta a choques de oferta y demanda, en línea con el ordenamiento propuesto por Winkelried (2004). El crecimiento del PBI, que refleja el cambio en el producto potencial y el cambio en la brecha producto, se ubica después del tipo de cambio. Su ordenamiento antes de los indicadores tendenciales de la inflación se justifica en la presencia de costos de ajuste de los factores de producción, que originan que el nivel de producción no responda tan rápidamente y se posicione como una de las variables más exógenas.

Seguidamente tenemos a la inflación de alimentos y energía. Aunque es una medida importante de la inflación, se considera menos estable que la inflación subyacente, y su dinámica está mayormente explicada por factores externos. Su posición refleja su naturaleza y su influencia en la inflación general y en la dinámica inflacionaria.

Posteriormente, se ubican las variables más exógenas para la economía peruana (la tasa sombra de los EE. UU., la variación del índice de combustible y la variación del índice de precios agrícolas). Dicha tasa sombra refleja la política monetaria de los EE. UU., que afecta las condiciones económicas globales. Debido a que el Perú es una economía emergente, observa dicha tasa como una condición preestablecida sobre la cual no tiene influencia alguna. Y posicionar como variables exógenas a las variaciones en los precios de *commodities*, como combustible y alimentos, se explica porque los precios del combustible están ampliamente determinados por el mercado global de petróleo, sobre el cual el Perú tiene poco o ningún impacto directo. Asimismo, el índice de productos agrícolas refleja fluctuaciones en los precios de alimentos a nivel mundial, que están determinados por una serie de factores externos como cambios climáticos, eventos geopolíticos, entre otros. Si bien las variaciones en los precios de estos *commodities* se transmiten a variables como la inflación peruana de alimentos y energía, su

determinación se da en los mercados globales, lo que justifica su posición al final del ordenamiento.

3.3 Datos

Para analizar el caso peruano, la tasa de interés interbancaria en moneda nacional se usa para la variable tasa de interés. Para la inflación al consumidor por alimentos y energía (AE) y sin alimentos ni energía (SAE), se utiliza el IPC de Lima Metropolitana. Para la variación del tipo de cambio, usamos el tipo de cambio bancario promedio mensual. Para el crecimiento del PBI, se utiliza la serie de PBI no real. Además, para las expectativas de inflación, utilizamos la serie del BCRP de expectativas a 12 meses. Con esta serie extraída de las notas semanales, calculamos la variación en el porcentaje de rubros con inflación mayor del 3%. Para la tasa sombra de los EE. UU. se usa el Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate, publicado por la Reserva Federal de Atlanta. Con base en los índices de precios de combustible y agrícolas elaborados por el IMF como parte de los índices de precios de *commodities*, calculamos la variación interanual incluida en el modelo.

La muestra para todas las variables va desde 2003, un año después de la adopción inicio del rango meta de inflación en el Perú, hasta 2023. Empezamos el análisis desde 2003 porque la serie de porcentaje de rubros con inflación mayor del 3% está disponible desde 2002, y en el modelo utilizamos la variación interanual.

Para evitar problemas en la estimación y poder constatar que la media *prior* por estimar caracterice correctamente a las series, realizamos pruebas de raíz unitaria bajo la metodología de Dickey-Fuller aumentada (véase el anexo 3). Se concluyó que se rechaza la hipótesis de que tienen raíz unitaria las series de expectativas de inflación, de la tasa interbancaria promedio y de la variación interanual del índice de combustible y precios agrícolas; por lo que estas variables no son transformadas. A las otras variables, a excepción de la tasa sombra, se les sacó logaritmo natural antes de realizar las pruebas de raíz unitaria; debido a que, en caso se encuentre raíz unitaria, se aplicarán diferencias interanuales. Para todas estas variables, tales pruebas aceptaron la hipótesis de raíz unitaria. Respecto a la tasa sombra, si bien esta serie presenta raíz unitaria, le imputamos una media *prior* de 1 para asumirla como una serie no estacionaria.

Respecto al PBI, después de ponerlo en términos de logaritmo natural, limpiamos la desestacionalización para posteriormente sacar las diferencias interanuales y así obtener un *proxxy* de la tasa de crecimiento del PBI. Para

el caso del IPC SAE, IPC AE, obtuvimos la variación interanual porcentual diferenciando respecto al rezago número 12, para, así, eliminar el problema de raíz unitaria. En el caso del porcentaje de rubros del IPC con variación interanual de precios mayor del 3%, se le aplica la misma transformación para obtener la variación de este porcentaje. Y al tipo de cambio también le eliminamos la raíz unitaria diferenciando respecto al rezago número 12, para que así todas estas variables estén en variaciones interanuales.

4. Análisis de resultados

4.1 Regímenes bajo diferentes variables umbral

Analizaremos aquí las características de los regímenes económicos identificados por las variables umbral: π_{t-d}^{SAF} , $|a_{t-d}|$, ΔPBI_{t-d} y p_{t-d} . Los regímenes se muestran en el anexo 5. Las zonas sombreadas representan la mediana de la estimación de $(1 - S_t)$, y así muestran las zonas donde la variable estaba por encima del umbral crítico estimado.

Se considera como variable umbral a la variación del porcentaje de rubros con inflación por encima del 3%, con el objetivo de capturar la complementariedad estratégica al ajustar precios que existe dentro de la economía. En línea con Lorenzoni y Werning (2023), al observar variaciones altas de los rubros con inflación mayor del 3% con exigencias de precios y salarios predeterminadas, las empresas buscan ajustar precios inmediatamente para contrarrestar las expectativas de mayor inflación que se tiene en la economía, sabiendo que por complementariedad estratégica los trabajadores harán lo mismo, ya que contrarrestarán esa aceleración inflacionaria en la economía exigiendo mayor salario nominal para que su salario real no se vea afectado. Entonces, con esta variable como umbral, se pretende observar qué tanto se están ajustando precios; es decir, qué tan sensibles son los agentes económicos a las exigencias de mayores precios y salarios que provienen de un entorno inflacionario.

Otra variable umbral incluida es el valor absoluto de la variación interanual del índice de precios agrícolas, con la finalidad de capturar choques de gran magnitud, en línea con Cavallo *et al.* (2023). En efecto, choques de gran escala incrementan la frecuencia de ajuste de precios, lo que incrementa la transmisión de costos a precios. Por ende, con el valor absoluto de las variaciones se pretende capturar la magnitud de las variaciones como una aproximación a choques de costos de gran tamaño.

También se incluye como variable umbral a la inflación sin alimentos y energía (SAE), con la finalidad de capturar períodos de alta inflación en los

cuales cambia la dinámica de precios. En efecto, de acuerdo con la literatura de fijación de precios *state-dependent* (Golosov & Lucas, 2007), períodos inflacionarios inducen a cambios más frecuentes y de mayor proporción en los precios.

Además, se incluyó como fuente de no linealidad al crecimiento del PBI real. Períodos de alto crecimiento pueden originar que las firmas estén operando al límite de su capacidad productiva, lo que lleva a que su forma de fijación de precios cambie. En efecto, de acuerdo con Boehm y Pandalai-Nayar (2022), cuando se encuentran cerca de su límite productivo, las empresas aumentan sus márgenes de beneficio en lugar de mantenerlos constantes, como en períodos de desaceleración, cuando tienen espacio para ampliar su producción. Así, la respuesta a los choques difiere de acuerdo con la ratio de utilización de la capacidad productiva; la cual se aproxima en el presente trabajo con el crecimiento del PBI.

Los gráficos en el anexo 5 muestran que los regímenes dependerán de la variable umbral escogida. En lo que respecta a variables que reflejan un entorno inflacionario ($|a_{t-d}|$, π_{t-1}^{SAE} , p_{t-1})⁴, se puede observar que, durante episodios caracterizados por un aumento de los precios de insumos importados, como 2007-2008 o la recuperación post-COVID-19, la economía transita hacia un régimen de frecuentes ajustes de precios y salarios. En particular, los valores de z^* para las variables umbral antes mencionadas son 9,17%, 1,90% y -3,48%, respectivamente. Además, con respecto a la variable de transición ΔPBI_{t-1} , el z^* correspondiente es 4,18%.

Cabe recalcar que existen períodos con *zero lower bound*, en los que los bancos centrales tienen capacidad limitada para estimular la economía mediante la reducción de tasas de interés (Ortiz, 2015). Estos períodos, como se puede observar, están en línea con los regímenes que superan el umbral, como por ejemplo el período de crisis financiera global después de 2008. Debido a ello, se decidió incluir a la tasa de los EE. UU. dentro del modelo para controlar que las no linealidades resulten del impacto proveniente del exterior.

En el anexo 4 se observan los valores promedios de los indicadores de inflación, bajo los diferentes estados de la economía para las cuatro variables umbral utilizadas. Esto permite notar que, para las variables umbral, el régimen 2 está caracterizado por episodios en los que el nivel de inflación de alimentos y energía fue alto (5% en promedio aproximadamente), las expectativas de

⁴ La variable d estimada en el modelo fue 1 para el valor absoluto de la variación interanual del índice de precios agrícolas, la inflación sin alimentos y energía, la variación en el porcentaje de rubros con inflación por encima del 3%, y la tasa de crecimiento del PBI, respectivamente.

inflación se encontraban cerca al límite superior del rango meta y la inflación subyacente se encontraba por encima del 2%.

4.2 Funciones impulso-respuesta bajo diferentes variables umbral

Cambio en el porcentaje de rubros de la canasta con inflación mayor del 3%

Para comenzar, analizamos los impulso-respuesta bajo el cambio en porcentaje de rubros de la canasta con inflación mayor del 3% como variable umbral (anexo 6). En el régimen 1, que se caracteriza por cambios relativamente menores en la cantidad de rubros que ajustan sus precios, las empresas esperan que los trabajadores exijan un salario nominal ligeramente mayor, pero que se ajustará en el corto plazo debido al factor inflación que reduce los salarios reales. Por ello las empresas no ajustarán precios inmediatamente, ya que no existe un conflicto mayor que les impida llegar a cubrir sus márgenes esperados. Entonces, se espera que las expectativas de inflación aumenten ante choques de precios internacionales, pero en menor magnitud y lentamente, ya que se trata de un contexto en el que no existe un conflicto en la inflación entre salarios y precios que impulse cambios persistentes en el nivel de precios.

Caso contrario es bajo el régimen 2, cuando el choque produce que los trabajadores exijan un mayor salario inmediatamente, que afectaría negativamente los márgenes de las empresas, debido a que el trabajo es un insumo productivo esencial. Entonces, las empresas ajustan sus expectativas de precios al alza y rápidamente para protegerse de ese riesgo, conduciendo a que exista el conflicto inflacionario que genera impactos persistentes en la dinámica inflacionaria. Así, se observa un rápido incremento de las expectativas inflacionarias.

Respecto a la inflación subyacente, esta muestra un aumento inicial, más pronunciado y persistente bajo el régimen 2, seguido de una gradual convergencia hacia su nivel de equilibrio. Esto se explica por el mayor aumento de las expectativas de inflación bajo dicho estado de la economía, las cuales correctamente anticipan el aumento de la inflación subyacente. El aumento de las expectativas conduce a que los trabajadores quieran un mayor salario nominal y a que este aumente en mayor magnitud, ocasionando un conflicto en la inflación. Entonces, por complementariedad estratégica, las empresas ajustarán sus precios inmediatamente y de manera más persistente para cubrir sus márgenes meta, sabiendo que los trabajadores también han incrementado su salario nominal meta. Eso hace que se tenga una inflación subyacente mayor bajo un contexto inflacionario.

Inflación sin alimentos y energía

Ahora analizamos los impulso-respuesta, con la inflación sin alimentos y energía como variable umbral (anexo 7). Bajo el régimen 1, las expectativas de inflación aumentan ligeramente, reflejando la poca preocupación de los agentes económicos por un mayor nivel de precios. Esto se puede explicar porque, en un contexto de inflación debajo del rango meta, los agentes entienden que es un choque transitorio que hace que sus expectativas casi no se muevan. Sin embargo, para el régimen 2 (alta inflación), las expectativas de inflación se incrementan pronunciadamente, lo que refleja una mayor incertidumbre y revisión al alza de las expectativas sobre la evolución futura de los precios, tanto en el sector de alimentos y energía como en la inflación subyacente.

Bajo el régimen de baja inflación, no se observa reacción alguna de la inflación ante dicho choque, porque se interioriza que este no traspasará a la inflación subyacente debido a su naturaleza. Por otro lado, en el régimen de alta inflación, esta muestra un aumento inicial, seguido de una gradual convergencia hacia su nivel de equilibrio. Sin embargo, podemos observar que, si bien el choque en teoría es transitorio, es más pronunciado bajo este otro régimen. Es decir, existe un traspaso del choque desde la inflación externa a la inflación subyacente. Asimismo, se puede observar que las expectativas anticipan bien lo que pasará después con la inflación.

Valor absoluto de la variación interanual del índice general de alimentos

Ahora analizamos las funciones impulso-respuesta con el valor absoluto de la variación interanual del índice de alimentos global como variable umbral (véase el anexo 8). Bajo el régimen 2, que indica choques de gran escala, se espera que se incremente la frecuencia de ajuste de precios, lo que incrementa la transmisión de estos costos de producción al nivel de precios. Entonces, las expectativas de inflación aumentan más anticipadamente y en mayor medida en comparación con el impulso-respuesta bajo el régimen 1. Dicho anexo muestra que se espera un mayor ajuste de precios en el corto plazo porque las firmas tienen mayor probabilidad de cambiar sus precios.

De hecho, las firmas tendrán que cambiar sus precios porque ven que su margen se va alejando del nivel deseado. Además, el choque de gran magnitud de precios externos provocará encarecimiento en los costos para las firmas. Entonces, la inflación subyacente sube después de unos cuantos períodos, dejando que las expectativas de inflación se materialicen de forma correcta ante estos grandes choques de oferta. Ante choques de menor magnitud, la

inflación subyacente responde neutralmente en señal de que se transmitió la idea de que estos choques no llevan a grandes ajustes de precios por parte de las empresas.

Crecimiento del PBI

Analicemos ahora las respuestas bajo los diferentes regímenes cuando se toma al crecimiento del PBI como la variable umbral (véase el anexo 9). Los estudios consultados señalan que las firmas cambian la forma en la que fijan precios según el nivel de su capacidad productiva. Cuando se tiene un crecimiento alto, se espera que a nivel agregado se esté llegando al límite de capacidad, lo que genera que las firmas replanteen su margen de beneficio y ajusten precios. Por ende, en dicho anexo notamos que el choque de oferta conduce a un mayor aumento de las expectativas de inflación cuando la economía se encuentra en períodos de alto crecimiento (régimen 2). Asimismo, debido al dinamismo de la demanda, las firmas pueden trasladar con mayor facilidad el aumento de los costos a los precios; por lo que, tras el choque, se espera que la inflación sea mucho mayor en comparación con un escenario con una débil demanda.

Respecto a la dinámica de la inflación sin alimentos y energía, se observa que, cuando la demanda es débil, la inflación subyacente cae; mientras que, en períodos de aceleración económica, los precios de estos bienes y servicios se mantienen constantes durante unos períodos. La explicación reside en que, durante períodos de desaceleración económica, los hogares disminuirán su demanda por otros bienes, ya que priorizarán en su canasta la adquisición de productos esenciales como alimentos y energía, cuyo precio ha aumentado. En contraposición, en períodos de alto crecimiento, los consumidores pueden absorber el aumento de los precios de alimentos y energía, por lo que no se afecta la demanda por otro tipo de bienes.

Asimismo, se puede notar que, tras unos períodos, la inflación subyacente exhibe un mayor incremento bajo el régimen 2, explicado por el aumento de las expectativas de inflación, así como por la mayor capacidad para ajustar precios que poseen las firmas. En efecto, las expectativas anticipan correctamente el aumento de la inflación subyacente y, además, las firmas elevan sus márgenes de beneficio, ya que se operan a niveles cercanos a su límite de capacidad productiva.

5. Conclusiones y recomendaciones

El presente trabajo ha explorado la existencia de no linealidades en la dinámica inflacionaria del Perú, evaluando cómo los choques externos, especialmente

en los precios de los alimentos, afectan la inflación interna bajo diferentes regímenes económicos. Para ello, se ha estimado un modelo econométrico *threshold* VAR (TVAR) utilizando cuatro variables umbral (la variación del porcentaje de rubros con inflación por encima del 3%, el valor absoluto de la variación interanual del índice general de precios de alimentos, la inflación sin alimentos y energía, y el crecimiento del PBI real). El modelo utiliza datos para el período 2003-2023 y considera variables clave como el tipo de cambio, las expectativas de inflación y los precios internacionales de alimentos y energía, con la finalidad de capturar la transmisión de los choques externos a la inflación local.

Nuestros resultados sugieren la presencia de no linealidades en la dinámica inflacionaria peruana. Las estimaciones que tienen como umbral a variables que capturan entornos inflacionarios (las tres primeras variables umbral antes mencionadas) exhiben mayores diferencias entre regímenes ante choques, de igual magnitud, en precios de alimentos, que las encontradas utilizando la tasa de crecimiento del PBI real. Las expectativas de inflación desempeñan un papel crucial en la amplificación de estos efectos. Los resultados obtenidos están en línea con la literatura sobre la formación de precios *state-dependent*, porque la respuesta de las expectativas y los precios varía significativamente según el contexto económico.

Este hallazgo se condice con el de Golosov y Lucas (2007) al mostrar que, a medida que sube la inflación, la frecuencia de cambio de precios se eleva, lo que amplifica la respuesta inflacionaria. Cavallo *et al.* (2023) refuerzan esa idea al señalar que los choques de gran escala aceleran la inflación al acelerar la transmisión de costos a precios. Esta aceleración también se explica porque las expectativas de inflación futura amplifican los ajustes de precios y salarios (Lorenzoni & Werning, 2023). Y Boehm y Pandalai-Nayar (2022) indican que, en períodos de alto crecimiento, las empresas no mantienen sus márgenes de beneficios, sino los aumentan porque operan cerca de su capacidad productiva límite y la demanda muestra dinamismo; lo que intensifica la respuesta inflacionaria a los choques.

Además, nuestros resultados complementan la evidencia previa sobre la no linealidad de precios en el Perú, encontrada por estudios como el de Bigio y Salas (2006), enfocado en choques de política monetaria, y el de Rojas (2019) sobre la estabilidad de la curva de Phillips. Estos hallazgos tienen implicancias importantes para la política monetaria en el Perú, ya que el BCRP se enfrenta a diferentes *trade-offs* según las condiciones económicas. Los choques pueden generar efectos de distinta magnitud y persistencia, lo que resalta la conve-

nencia de respuestas más o menos prontas y agresivas ante distintos regímenes económicos. La capacidad del BCRP para identificar y reaccionar rápidamente ante estas condiciones no lineales será crucial para mitigar los efectos de los choques externos y estabilizar la inflación.

Conviene que investigaciones futuras realicen pruebas de bondad de ajuste para verificar estadísticamente las diferencias entre las distribuciones de ambos regímenes, o amplíen el análisis incorporando variaciones en el signo y la magnitud de los choques. También podrían utilizar un VAR lineal evaluando su especificación a través de diversas pruebas, con el fin de determinar si ese modelo o el nuestro ofrece un mejor ajuste.

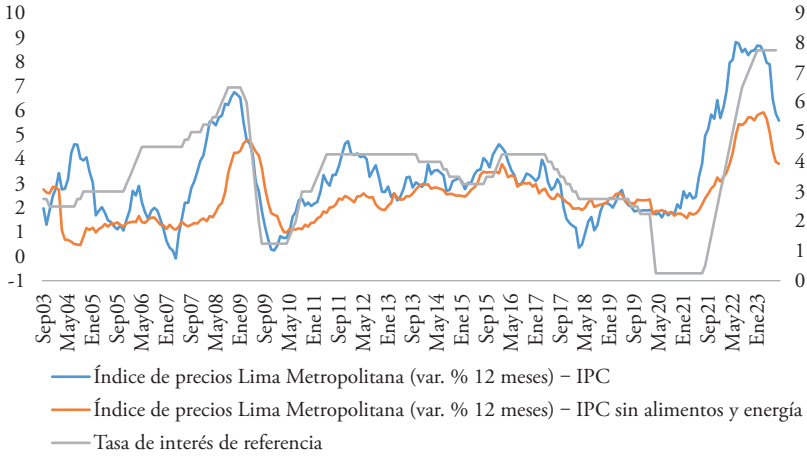
Referencias

- Alessandri, P., & Mumtaz, H. (2017). Financial conditions and density forecasts for US output and inflation. *Review of Economic Dynamics*, 24, 66-78. doi:10.1016/j.red.2017.01.003
- Banbura, M., Giannone, D., & Reichlin, L. (2010). Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 71-92. <https://doi.org/10.1002/jae.1137>
- Bigio, S., & Salas, J. (2006). *Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú*. Serie Documentos de Trabajo, DT 2006-008. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/.../Documento-Trabajo-08-2006.pdf>
- Blanchard, O. (2016). The Phillips curve: Back to the '60s? *American Economic Review*, 106(5), 31-34. doi:10.1257/aer.p20161003
- Boehm, C. E., & Pandalai-Nayar, N. (2022). Convex supply curves. *American Economic Review*, 112(12), 3941-3969. doi:10.1257/aer.20210811
- Borio, C., & Filardo, A. (2007). *Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation*. Bank for International Settlements. <https://www.bis.org/publ/work227.pdf>
- Caballero, R., & Engel, E. (2007). Price stickiness in Ss models: New interpretations of old results. *Journal of Monetary Economics*, 54(S1), 100-121. doi:10.1016/j.jmoneco.2007.06.020
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398. doi:10.1016/0304-3932(83)90060-0
- Caplin, A., & Leahy, J. (1991). State-dependent pricing and the dynamics of money and output. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(3), 683-708. doi:10.2307/2937923
- Catão, L. A. V., & Chang, R. (2015). World food prices and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 75, 69-88. doi:10.1016/j.jmoneco.2014.12.010
- Çatık, A. N., & Önder, A. Ö. (2011). Inflationary effects of oil prices in Turkey: A regime-switching approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(5), 125-140. doi:10.2753/REE1540-496X470506

- Cavallo, A., Lippi, F., & Miyahara, K. (2023). *Large shocks travel fast*. NBER Working Paper 31659. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w31659>
- Cornejo, G., Florián, D., & Ledesma, A. (2022). *La dinámica de la inflación doméstica ante cambios en cotizaciones internacionales de commodities, expectativas de inflación y tipo de cambio*. Serie Documentos de Trabajo, DT 2022-007. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../documento-de-trabajo-007-2022.pdf>
- Cukierman, A., & Wachtel, P. (1979). Differential inflationary expectations and the variability of the rate of inflation: Theory and evidence. *The American Economic Review*, 69(4), 595-609. <https://www.jstor.org/stable/1808706>
- Filardo, A. J. (1998). New evidence on the output cost of fighting inflation: Agricultural and business conditions. *Economic Review*, 83(3), 33-61. Federal Reserve Bank of Kansas City. <https://www.kansascityfed.org/documents/990/1998-...pdf>
- Galí, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734. <https://www.jstor.org/stable/3700671>
- Gill, D. (2017, 9 de febrero). The «shadow rate» can measure the effects of QE. *Chicago Booth Review*. <https://www.chicagobooth.edu/review/shadow-rate-can-measure-effects-qe>
- Golosov, M., & Lucas Jr., R. E. (2007). Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, 115(2), 171-199. doi:10.1086/512625
- Hagedorn, M. (2023). *A nominal demand-augmented Phillips curve: Theory and evidence*. CEPR Discussion Paper 17875. Center for Economic Policy Research. <https://cepr.org/publications/dp17875>
- Koop, G., Pesaran, M., & Potter, S. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147. doi:10.1016/0304-4076(95)01753-4
- Lorenzoni, G., & Werning, I. (2023). *Inflation is conflict*. NBER Working Paper 31099. National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/.../working_papers/.../w31099.pdf
- Monacelli, T. (2005). Monetary policy in a low pass-through environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), 1047-1066. <https://www.jstor.org/stable/3839027>
- Ortiz S., M. A. (2015). Choques de colas anchas y política monetaria. *Revista Estudios Económicos*, 29, 17-31. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/.../Revista-Estudios-Economicos/29/ree-29-ortiz.pdf>
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299. doi:10.2307/2550759
- Rojas, Y. (2019). Una exploración de la estabilidad de la curva de Phillips en el Perú. *Revista Estudios Económicos*, 38, 9-42. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Estudios-Economicos/.../ree-38-rojas.pdf>

- Winkelried, D. (2003). ¿Es asimétrico el *pass-through* en el Perú?: un análisis agregado. *Revista Estudios Económicos*, 10. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/.../Documento-Trabajo-06-2003.pdf>
- Ye, M., Si Mohammed, K., Tiwari, S., Raza, S. A., & Chen, L. (2023). The effect of the global supply chain and oil prices on the inflation rates in advanced economies and emerging markets. *Geological Journal*, 58(7), 2805-2817. doi:10.1002/gj.4742

Anexo 1. Índice de precios de Lima Metropolitana (var. % 12 meses)



Fuente: Banco Central del Reserva del Perú. Elaboración propia, 2024.

Anexo 2. Metodología de estimación del TVAR

La estimación del modelo se llevó a cabo mediante un enfoque bayesiano, siguiendo a Alessandri y Mumtaz (2017). Se impone un *prior* Wishart normal-inverso a los parámetros del VAR, en línea con Banbura, Giannone y Reichlin (2020). Para su implementación, se añaden observaciones *dummy*, representadas por Y_d y X_d :

$$Y_{d,1} = \begin{pmatrix} \text{diag}(\delta_1\sigma_1, \dots, \delta_n\sigma_n)/\lambda \\ \mathbf{0}_{N(P-1) \times N} \\ \dots \\ \text{diag}(\sigma_1 \dots \sigma_n) \\ \dots \\ \mathbf{0}_{1 \times N} \end{pmatrix} \quad X_{d,1} = \begin{pmatrix} J_P \otimes \text{diag}(\sigma_1 \dots \sigma_N) & \mathbf{0}_{NP \times 1} \\ \mathbf{0}_{N \times NP} & \mathbf{0}_{N \times 1} \\ \dots & \dots \\ \mathbf{0}_{1 \times NP} & c \end{pmatrix}$$

donde δ_1 representa la media *prior* para los coeficientes del primer rezago, λ controla la rigidez de la distribución *prior* acerca de los coeficientes del VAR y c es la rigidez del *prior* en los términos constantes. En el modelo, las medias *prior* se calcularon con la estimación por MCO de un AR(1) para la variable endógena, y la desviación estándar de los errores de esta regresión son los factores de escala σ_i . También se impone un *prior* no informativo para la constante y se configura $\lambda = 0, 1$.

Asimismo, se introduce un *prior* de suma de coeficientes, la cual se implementa añadiendo las siguientes observaciones *dummy*:

$$Y_{d,2} = \text{diag}(\delta_1\mu_1, \dots, \delta_N\mu_N)/\tau \quad X_{d,2} = ((1_{1 \times p}) \otimes \text{diag}(\delta_1\mu_1, \dots, \delta_N\mu_N))/\tau \quad 0_{N \times 1}$$

donde $\tau = 10\lambda$ controla el grado de restricción del *prior* y μ_i representa el promedio muestral de la variable y_{it} .

Así, las distribuciones posterior condicionales de los parámetros del VAR $B = \text{vec}([c, B_{1,1}, B_{1,2}, \dots, B_{2,1}, B_{2,2}, \dots])$ y $\Omega = \text{vec}([\Omega_1, \Omega_2])$ toman la siguiente forma:

$$G(B \mid \Omega) \sim N(B^*, \Omega \otimes (X^{*'} X^*)^{-1})$$

$$G(\Omega \mid B) \sim IW(S^*, T^*)$$

con $B^* = (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} Y^*)$ y $S^* = (Y^* - X^* \bar{B})'(Y^* - X^* \bar{B})$, donde $Y^* = [Y, Y_{d,1}, Y_{d,2}]$, $X^* = [X, X_{d,1}, X_{d,2}]$ y \bar{B} representa una muestra B reordenada para conformarla con X^* . Además, es importante resaltar que los *priors* elegidos son los mismos para ambos regímenes, con la finalidad de que los datos determinen finalmente las diferencias entre ambos regímenes.

También se asume un *prior* no informativo para d y se impone 12 como el valor máximo que puede tomar. Para el caso de z^* , se asume un *prior* normal no informativo $z^* \sim N(\bar{z}, \bar{v})$, donde $\bar{z} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_t$ y $\bar{v} = 10$. Cabe mencionar que se simulan las distribuciones posterior de los parámetros desconocidos a través de muestreo de Gibbs. Además, dada una muestra de los parámetros del VAR y un valor para d , se emplea un Random Walk Metropolis-Hastings para obtener muestras de z^* .

Anexo 3. Test de RU para las variables utilizadas en el modelo

	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	Test critical value (5% level)	t-Statistic	p-value
IPC alimentos y energía	-3,42850	-2,68462	0,24400
Tasa interbancaria promedio	-3,42805	-3,62607	0,02960
Log Porcentaje de rubros del IPC con variación interanual de precios mayor del 3%	-3,42850	-2,55770	0,30030
Log IPC sin alimentos y energía	-3,42858	-1,80728	0,69840
Log Expectativa de inflación a 12 meses	-3,42827	-4,67914	0,00090
Log Tipo de cambio – Bancario – Promedio	-3,42812	-1,79870	0,70270
Log PBI real	-3,42874	-1,58770	0,79530
Tasa sombra	-3,42842	-2,52047	0,3180
Índice de combustible (variación interanual)	-3,42890	-3,97262	0,0108
Índice de precios agrícolas (variación interanual)	-3,42890	-4,30010	0,0037

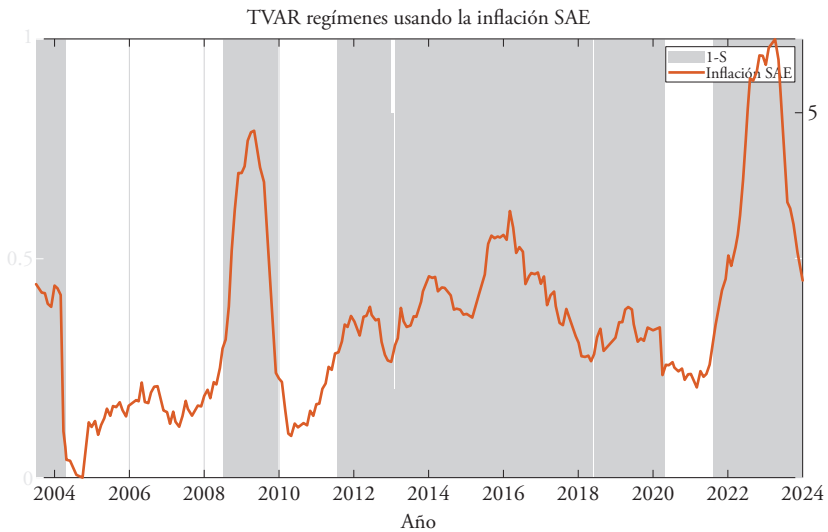
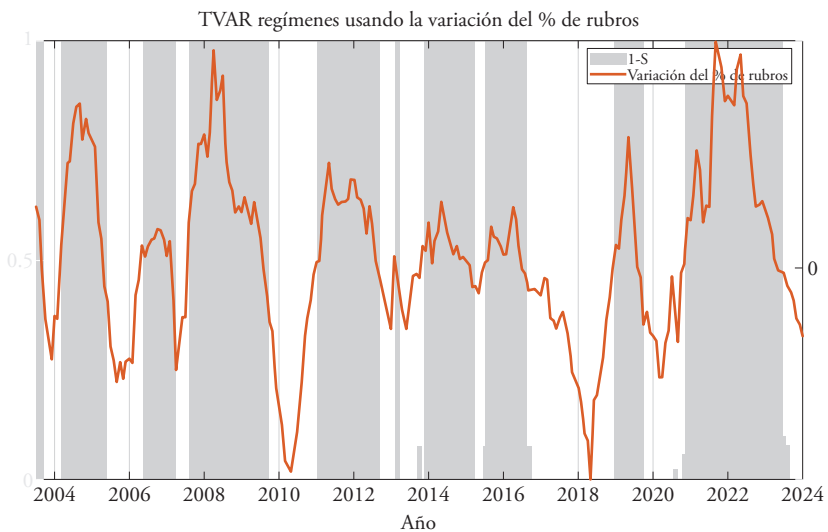
Nota. Se realizaron las diferentes pruebas bajo la hipótesis nula (H_0): Variable tiene raíz unitaria. Elaboración propia, 2024.

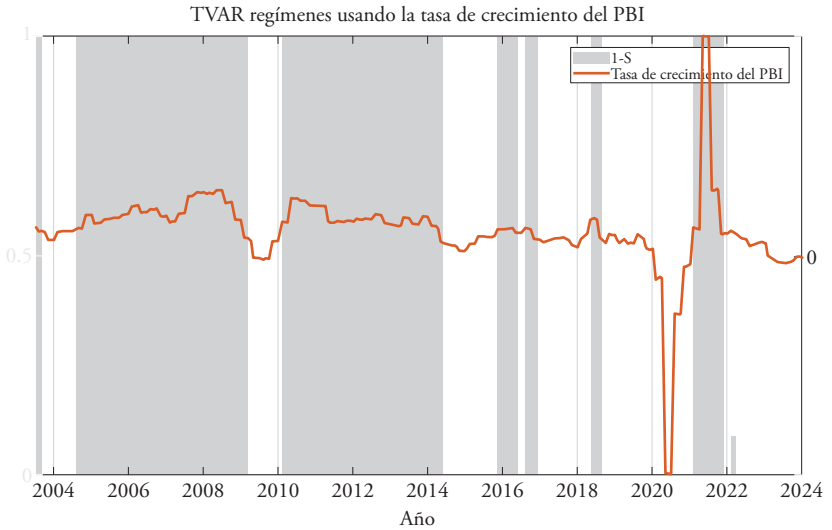
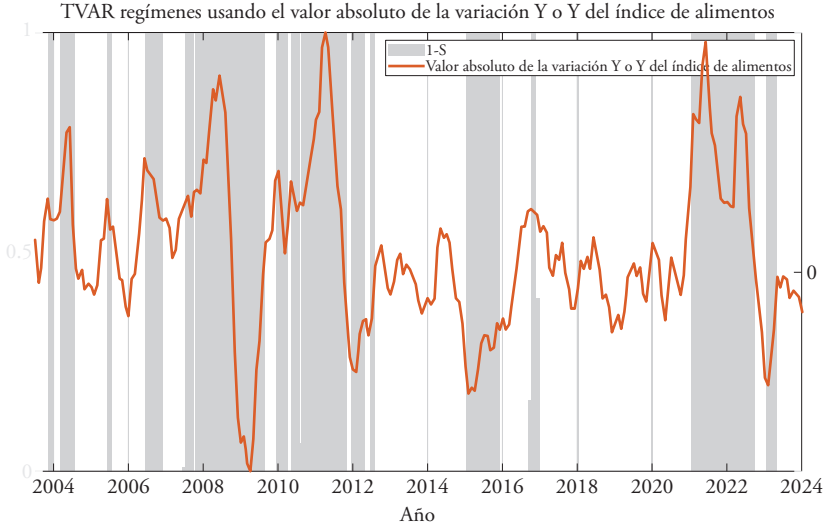
Anexo 4. Valores promedio de los indicadores de inflación bajo diferentes regímenes

Variables umbral	Indicadores de inflación	Régimen 1 $z_{t-d} \leq z^*$	Régimen 2 $z_{t-d} > z^*$
Variación del % de rubros con inflación mayor del 3%	Inflación SAE	2,08%	2,66%
	Expectativas de inflación	2,42%	3,04%
	Inflación AE	2,25%	5,41%
Inflación sin alimentos y energía	Inflación SAE	1,40%	2,99%
	Expectativas de inflación	2,46%	2,97%
	Inflación AE	3,22%	4,66%
Valor absoluto de la variación interanual del índice de precios agrícolas	Inflación SAE	2,37%	2,53%
	Expectativas de inflación	2,61%	3,10%
	Inflación AE	3,27%	5,61%
Crecimiento del PBI	Inflación SAE	2,91%	1,98%
	Expectativas de inflación	2,82%	2,77%
	Inflación AE	4,22%	4,10%

Elaboración propia, 2024.

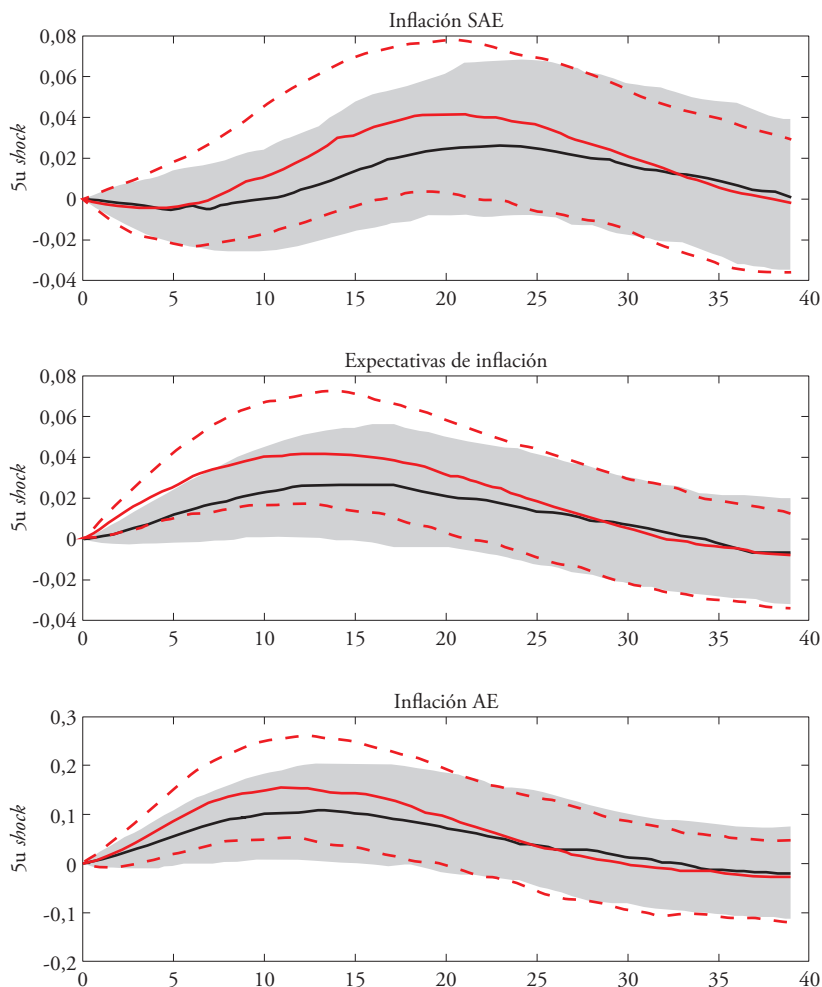
Anexo 5. Variables utilizadas como umbral





Elaboración propia, 2024.

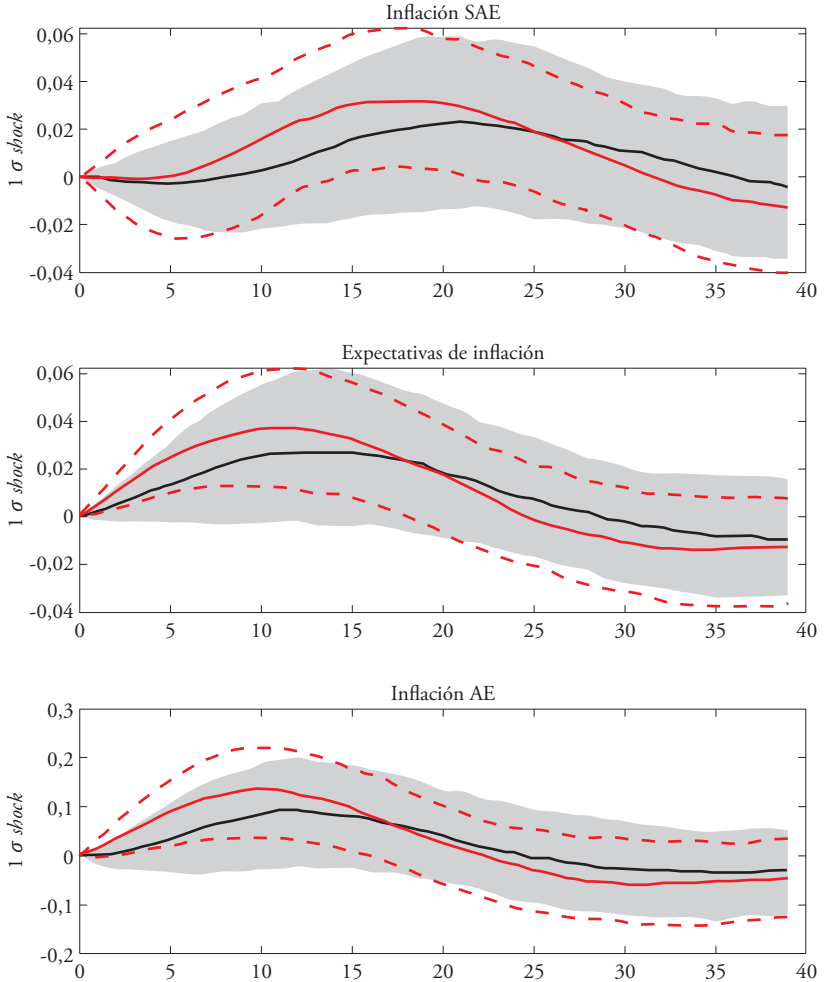
Anexo 6. Impulso-respuesta con el cambio del porcentaje en rubros con inflación mayor del 3% como umbral



Notas. Las respuestas del régimen 1 ($z_{t-d} \leq z^*$) están dadas por la línea y áreas grises. El régimen 2 viene dado por las líneas rojas.

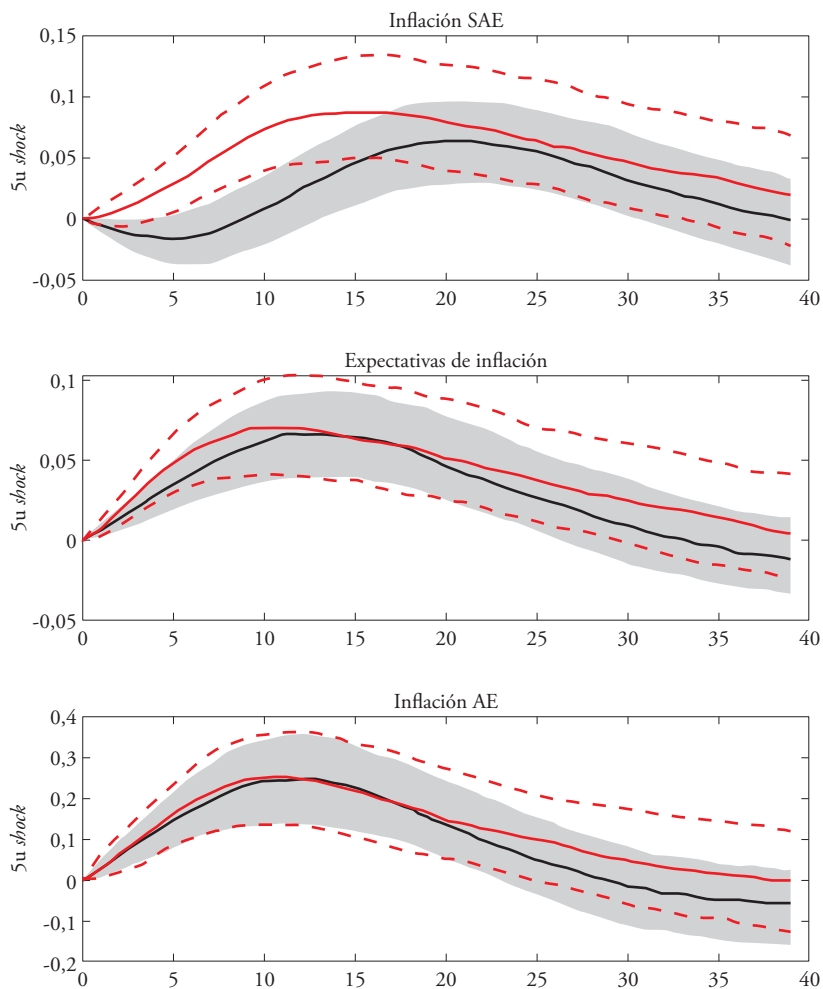
Elaboración propia, 2024.

Anexo 7. Impulso-respuesta con la inflación sin alimentos y energía (SAE) y de alimentos y energía (AE) como variables umbral



Notas. Las respuestas del régimen 1 ($z_{t-d} \leq z^*$) están dadas por la línea y áreas grises. El régimen 2 viene dado por las líneas rojas.
Elaboración propia, 2024.

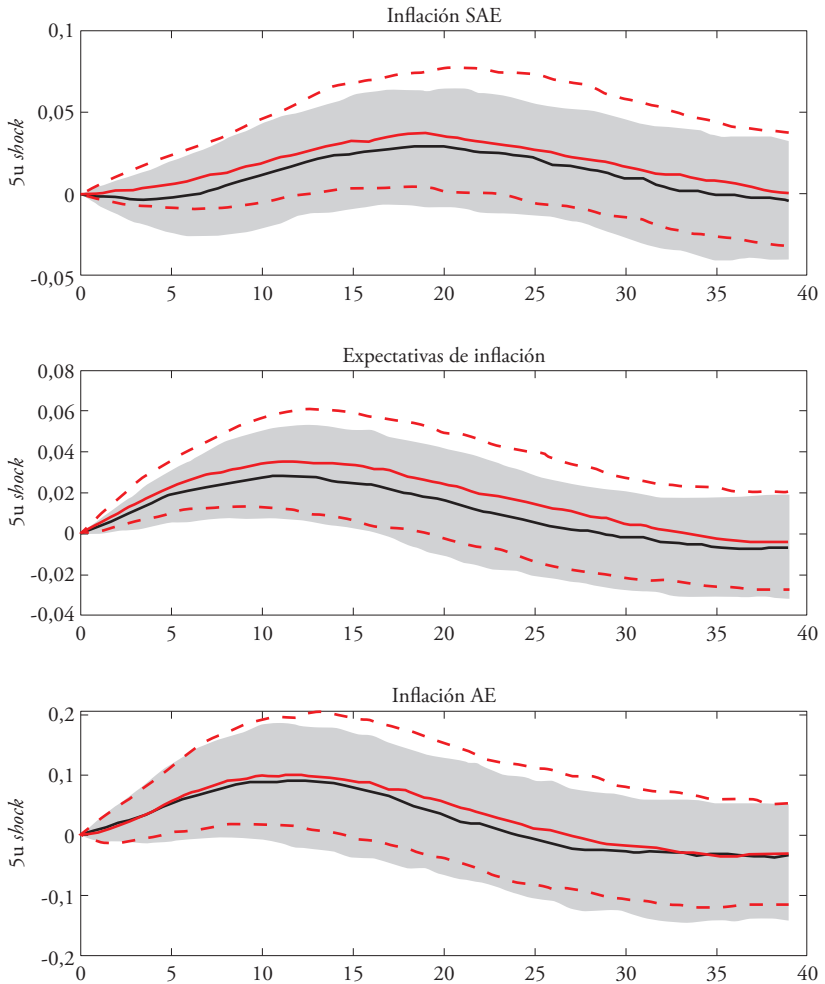
Anexo 8. Impulso-respuesta con el valor absoluto de la variación interanual del índice de alimentos



Notas. Las respuestas del régimen 1 ($z_{t-d} \leq z^*$) están dadas por la línea y áreas grises. El régimen 2 viene dado por las líneas rojas.

Elaboración propia, 2024.

Anexo 9. Impulso-respuesta con la tasa de crecimiento del PBI como variable umbral



Notas. Las respuestas del régimen 1 ($z_{t-d} \leq z^*$) están dadas por la línea y áreas grises. El régimen 2 viene dado por las líneas rojas.

Elaboración propia, 2024.

Transferencias por canon minero y pobreza monetaria en los distritos de Cajamarca⁵

Karen Maribil Arteaga Bustamante
María Gracia Del Carmen Pacheco Paredes

Introducción

Durante la década de 1990, la liberalización del sector minero redefinió la economía peruana. La privatización y el aumento de la inversión extranjera directa (IED) impulsaron su expansión, convirtiéndolo en uno de los sectores de mayor crecimiento. Entre 1995 y mediados de la segunda década del presente siglo, dicho sector creció a una tasa promedio del 7,2% anual, superando el 3,5% del crecimiento económico total (Glave & Kuramoto, 2007). Además, las políticas de atracción de capital privado extranjero y nacional consolidaron la gran participación –mayor del 75%– de la minería en el valor total de las exportaciones peruanas (Tamayo *et al.*, 2017).

En este contexto, el canon minero surgió como un mecanismo de distribución de recursos. Este representa el 50% del impuesto a la renta de las empresas mineras y se destina a los Gobiernos regionales y locales como compensación debido al componente extractivo de la actividad (Congreso de la República, 2004). De acuerdo con el *Anuario minero* (Minem, 2017, 2019), estas transferencias sumaron S/ 41 504 millones entre 2007 y 2018, o un 9% del PBI minero y un 0,7% del PBI total (BCRP, 2024a, 2024b). Estos recursos han ayudado a cumplir objetivos nacionales al reducir brechas regionales (Boadway & Shah, 2007). Su ejecución se da a través de inversiones públicas.

⁵ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en noviembre de 2024. Agradecemos la orientación del asesor del trabajo, profesor Carlos Parodi, así como a los jurados, profesores Miguel Prialé y Gonzalo Delgado. También reconocemos el gran apoyo del profesor Manuel Barrón y del investigador Luis Palomino durante todo el proceso de esta investigación.

En el caso de Cajamarca, este departamento recibió entre 2007 y 2018 aproximadamente S/ 4500 millones por canon minero (Minem, 2017, 2019). Si bien se esperaría que estos recursos redujeran la pobreza a través de inversión pública⁶, su impacto depende de una planificación, evaluación y ejecución eficientes, con capacidad técnica e incentivos adecuados (Alcázar & Jaramillo, 2022). Como resultado, pese a esas transferencias, Cajamarca sigue entre las regiones más pobres del país, ubicándose, según los años, en los grupos 1 o 2 de pobreza y registrando una pobreza monetaria del 44,5% en 2023; mientras que otras regiones mineras, con niveles de canon similares o mayores, se encuentran en los grupos 3 o 4 (INEI, 2023, 2024)⁷. En esta misma línea, Pazo y Torres (2020) señalan a Cajamarca como la región minera con mayor índice promedio de pobreza (30,9%) entre 1999 y 2019.

A partir de lo mencionado, la presente investigación busca contribuir al conocimiento del impacto de las transferencias derivadas del canon minero, a través de la inversión pública, sobre los niveles de pobreza monetaria en la región Cajamarca. La motivación surge debido a que, a pesar de recibir una cantidad significativa de transferencias de canon, Cajamarca se mantiene como una de las regiones con menor desarrollo económico. Lo cual plantea la pregunta sobre el efecto en la pobreza monetaria según tipos de inversiones públicas con fondos del canon minero.

La hipótesis central es la siguiente: las transferencias por canon minero, cuando son ejecutadas a través de ciertas carteras de inversión pública, impactan significativamente en la reducción de la pobreza. Para ello, tomamos cinco categorías de inversión pública (en telecomunicaciones, saneamiento, agropecuario, energía y transporte) trabajadas en carteras de inversión que las combinan por pares, y planteamos una hipótesis secundaria: la cartera que combina inversión en transporte y en el sector agropecuario genera, en promedio, una mayor reducción de la pobreza en comparación con otras carteras (mencionadas en el anexo 1). Y aplicamos un análisis econométrico con base en datos para el período 2007-2018 de Consulta Amigable del MEF, complementados con datos del INEI y del Registro Nacional de Municipalidades; considerando montos de inversión pública, presupuesto ejecutado y tipos de proyectos financiados.

⁶ En Cajamarca, los sectores de inversión prioritarios de canon minero son: educación, saneamiento, agropecuario, energía y transporte.

⁷ Con el fin de analizar cifras de pobreza, se realiza una prueba que agrupa a departamentos cuyos estimadores estadísticos no tienen diferencias significativas y los clasifica en quintiles según la incidencia de pobreza, siendo el grupo 1 el de mayor incidencia y el quinto el de menor incidencia.

1. Revisión de literatura

1.1 Minería y canon minero

El principal objetivo del canon minero es mejorar la calidad de vida y generar empleo en las comunidades cercanas a las actividades mineras a través de proyectos de inversión pública (Minem, 2019). Sin embargo, autores como Sachs y Warner (1995) muestran que las economías con más recursos naturales crecen más lentamente. En el Perú, Ticci y Escobal (2015) no hallaron evidencia de que mayor actividad minera mejore el acceso a servicios básicos, el empleo, las condiciones de vivienda y el gasto per cápita a nivel distrital. En Cajamarca, Del Pozo, Guzmán y Paucarmayta (2014) identificaron efectos adversos de la minería conforme aumenta su presencia. Esto podría deberse, según Casas (2024), a la mala gestión de las transferencias por canon en las municipalidades, cuyo efecto se ve reducido cuando las municipalidades no optimizan su ejecución.

Otros estudios muestran que el limitado impacto de la minería también se refleja en la distribución del empleo. Aunque genera trabajo, el bajo nivel de educación superior en zonas rurales obliga a contratar mano de obra externa, relegando a la población local a empleos de baja productividad y salarios bajos (Barrantes, Cuenca, & Morel, 2012). Si bien la mayor demanda impulsa la economía, también genera presiones inflacionarias que elevan precios y costos de vida, dificultando la reducción de la pobreza. En Cajamarca, la PEA ocupada inmigrante representa el 7% del total, con solo el 1% trabajando en minería, lo que refleja un impacto laboral mínimo (INEI, 2015). Mientras que los precios siguen tendencias similares a las nacionales o internacionales (BCRP, 2019).

1.2 Pobreza monetaria

La situación de pobreza es heterogénea y dinámica, ya que varían las características de las personas que entran o recaen en ella (Aparicio, Jaramillo, & San Román, 2011). Según el INEI (2024), una persona es pobre monetariamente si su gasto per cápita no cubre la canasta básica. Este indicador incluye compras, autoconsumo, transferencias y otros pagos. En el caso de Cajamarca, región predominantemente rural (64,6%) con limitado acceso a servicios básicos, los niveles de pobreza superan el 30% y su índice de desarrollo es inferior al promedio nacional (PCM, 2018).

1.3 Inversión

La inversión es una herramienta para el desarrollo en tanto favorece la productividad y el crecimiento (Correa & Morocho, 2013). En minería, el canon minero puede reducir la pobreza al financiar proyectos que aborden necesidades sociales. Su impacto depende de la correcta concepción e implementación de los proyectos, donde la eficacia mide el cumplimiento de objetivos y la eficiencia, el uso óptimo de recursos.

Guerra (2016) y Herrera y Francke (2009) señalan que la eficacia depende del porcentaje del presupuesto ejecutado. Guerra (2016) utiliza un indicador de eficacia basado en la Directiva de Evaluación Presupuestaria del MEF, que mide el avance en ejecución de ingresos y gastos para evaluar el cumplimiento de las metas establecidas en el Presupuesto Institucional Modificado (PIM), Herrera y Francke (2009) sostienen que un sistema eficaz debe centrarse en indicadores de gasto y ejecución presupuestal, enfocándose en el proceso de transformación de *inputs* (capital, fuerza laboral y recursos) en resultados (productos y bienestar). Por su parte, Alcázar y Jaramillo (2022) argumentan que, dado que los tipos de inversiones tienen impactos diferentes debido a la heterogeneidad entre regiones, un Presupuesto Participativo mejora la inversión pública al involucrar a los ciudadanos en la toma de decisiones, permitiendo así priorizar los proyectos de inversión según las necesidades locales.

La evidencia resultante de estudios sobre efectos de los principales tipos de proyectos muestra, en primer lugar, que las inversiones en saneamiento mitigan la falta de acceso a agua potable, aumentando la productividad del capital humano (Cuenca & Torres, 2020). Pero este tipo de proyectos muestran heterogeneidad en su impacto. Mediante MCO con efectos fijos, Aparicio *et al.* (2011) evidencian que los proyectos de desagüe impactan más en zonas rurales, mientras que el impacto del acceso a agua potable es significativo solo en zonas urbanas. Segundo, los proyectos de transporte que, al reducir los costos de accesibilidad a los mercados, benefician a la producción agropecuaria de zonas rurales e impulsan el comercio y el turismo en zonas urbanas (Alcázar & Jaramillo, 2022). Tercero, los proyectos de telecomunicaciones, que impactan significativamente en los ingresos de hogares y la pobreza, aunque más en áreas urbanas debido a la concentración de mercado (Aparicio *et al.*, 2011). Cuarto, las inversiones en agricultura, las cuales mejoran la productividad y reducen los precios⁸. Quinto, las inversiones en energía, que mejoran

⁸ Aunque este efecto precio puede no ser significativo porque en las fluctuaciones de precios no priman las tendencias locales, sino las nacionales o internacionales (Fort & Paredes, 2015).

el rendimiento del capital físico y humano, reducen la pobreza en un 0,7% y la pobreza extrema en un 1% (Cuenca & Torres, 2020).

En contraste, algunos proyectos pueden cumplir los lineamientos presupuestarios, pero no logran reducir la pobreza monetaria. Tal es el caso, por ejemplo, de ampliaciones de locales municipales, estadios o losas deportivas (Guerra, 2016).

Por último, es importante destacar dos puntos. Primero, la concreción del efecto en la pobreza monetaria depende de la categoría del proyecto. Por ejemplo, la evaluación del impacto de proyectos en educación y salud requiere más tiempo porque debe incluir tanto el corto como el largo plazo (Du Bois, 2004). Segundo, los proyectos combinados tienen un mayor impacto en la pobreza que los individuales, ya que la inversión pública en servicios básicos mejora la productividad del capital físico y humano en sectores que usan esos servicios (Alcázar & Jaramillo, 2022). Por ello, Aparicio *et al.* (2011) mencionan que proyectos no complementarios pueden generar efectos neutros o negativos en el bienestar, mientras que los complementarios reducen la probabilidad de pobreza en 20 a 25 puntos porcentuales, especialmente con proyectos de saneamiento, telefonía y electricidad. Fort y Paredes (2015), usando variables instrumentales, encontraron que la inversión simultánea en telecomunicaciones y transporte aumenta la productividad en zonas rurales y reduce la pobreza, apoyando la agricultura gracias al acceso a nuevos mercados e incrementando la productividad agrícola agregada.

1.4 Evidencia existente sobre la relación entre inversión del canon minero y pobreza

Según Gamu, Le Billon y Spiegel (2015), existen seis canales para relacionar cambios en la pobreza con la minería: (i) crecimiento económico, (ii) transferencias fiscales invertidas en la región minera, (iii) empleo directo a comunidades cercanas a las minas, (iv) trabajo en industrias relacionadas de manera directa o indirecta, (v) aportes voluntarios para obras sociales a las comunidades aledañas y (vi) demás actividades de responsabilidad social corporativa. De estos seis canales, estudiaremos el (ii), cuyas transferencias para el caso peruano son denominadas canon minero.

En Perú, Del Pozo *et al.* (2014) encontraron, con mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que el canon minero disminuye la probabilidad de pobreza en un 2,8% en distritos mineros frente a los no mineros. También identificaron efectos heterogéneos en hogares urbanos y rurales, con un aumento del ingreso per cápita de S/ 1524 y 518, respectivamente. Los autores sugieren que las

diferencias podrían deberse a mayores costos en zonas rurales y/o a la falta de capacidad pública para la gestión de inversiones en áreas vulnerables. En la misma línea, Inoñan y Quispe (2019) encontraron que, ante un aumento de un punto porcentual en el canon minero, la pobreza monetaria disminuye un 0,06% con efectos heterogéneos: una reducción del 0,077% en zonas urbanas y del 0,060% en áreas rurales. Esos autores utilizaron efectos fijos para controlar por variables no observables que podrían afectar la relación, como los precios internacionales de minerales o los conflictos sociales, sin incluirlas explícitamente en la regresión.

La relevancia de nuestra investigación radica en identificar las carteras de proyectos públicos más efectivas para reducir la pobreza monetaria en Cajamarca, ya que no hemos encontrado en la literatura existente un estudio que agrupe todas las variables relevantes. Nuestro propósito es proporcionar a los Gobiernos distritales, municipales y regionales una herramienta, con sustento conceptual y econométrico, para optimizar y priorizar la gestión de inversiones del canon minero. De esta manera, se facilitaría la toma de decisiones, el diseño de políticas públicas y la implementación de carteras más efectivas por parte de Gobiernos locales y organismos estatales.

2. Marco analítico

Sobre la base de la literatura revisada, planteamos cómo las transferencias por canon minero afectan indirectamente a la pobreza monetaria mediante proyectos municipales.

2.1 Relación entre canon minero, proyectos de inversión y pobreza monetaria

Es esencial comprender cómo la pobreza monetaria influye en los gastos municipales y particularmente en la inversión pública local enfocada en reducir la pobreza. El estudio al respecto de Fort y Paredes (2015), aunque no centrado exclusivamente en proyectos financiados con el canon minero, establece un marco analítico aplicable a nuestra investigación, resaltando los efectos de diversas carteras de inversión. Esos autores, y también Aparicio *et al.* (2011), abordan la diversificación de dichas carteras y su impacto variado según las combinaciones de categorías sectoriales que las componen.

2.2 Conceptualización del modelo

Nuestro marco analítico adapta el modelo de Correa y Morocho (2013) al objetivo específico de nuestra investigación, sirviendo de base a la metodología que aplicamos para verificar las respectivas hipótesis.

Mediante la ecuación (1), Correa y Morocho (2013) formulan la relación entre la incidencia de la pobreza (IP) expresada en el porcentaje de personas clasificadas como pobres en el Perú, como un indicador resultante de los principales factores que determinan el nivel y la variación de la pobreza monetaria:

$$IP = f(CEE, PSA, PBIPC, PSASIS, VLT) \quad (1)$$

La variable dependiente IP mantiene una relación de signo negativo con las siguientes variables explicativas: consumo de energía eléctrica (CEE), acceso a servicios de agua y saneamiento (PSA), crecimiento económico (PBIPC), acceso a salud (PSASIS) y beneficiarios del Programa Social Vaso de Leche (VLT).

Dichos autores, basándose en Aparicio *et al.* (2011), formulan la siguiente estimación logarítmica:

$$\begin{aligned} \text{Log}(IP_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(CEE) + \beta_2 \text{Log}(PSA_{it}) + \beta_3 \text{Log}(PBIPC_{it}) + \\ & \beta_4 \text{Log}(PSASIS_{it}) + \beta_5 \text{Log}(VLT_{it}) + \alpha_i + e_{it} \quad (2) \end{aligned}$$

donde α_i es la heterogeneidad no observada, asumida constante a lo largo del tiempo, y e_{it} son los errores por cruce de las variables en el tiempo.

Pero, a diferencia de esos estudios, la adaptación para nuestra investigación utiliza como variables explicativas las categorías de inversión propuestas en la hipótesis (transporte, agropecuario, saneamiento, telecomunicaciones y energía) y su interacción en combinaciones por carteras de inversión duales (anexo 1).

Aunque la literatura reconoce la importancia de la eficiencia y la eficacia, analizar la eficiencia requeriría un complejo estudio de la información detallada para cada proyecto, que está fuera del alcance de nuestra investigación. Por ello, basándonos en el estudio de Sunil y Swaroop (2008) enfocado en eficacia y su relación positiva con la calidad de gobernanza (G), analizamos las interacciones entre la eficacia (EF) y la proporción del gasto en salud pública (PESGDP):

$$\begin{aligned} \ln(EF_{it}) = & \delta_0 + \delta_1 \ln(PCGDP_{it}) + \delta_2 \ln(PESGDP_{it}) + \delta_3 G_{it} + \delta_4 G_{it} \ln(PESGDP_{it}) + \\ & BX_{it} + \omega_{it} \quad (3) \end{aligned}$$

3. Metodología

3.1 Bases de datos

Se extrajo información sobre las variables de pobreza, el nivel de participación ciudadana, la condición de urbanismo o ruralidad y el monto ejecutado de las transferencias de canon minero de acuerdo con el distrito y las categorías de inversión.

La extracción de datos sobre los montos invertidos con fondos del canon minero se realizó manualmente a través del portal Consulta Amigable del MEF, debido a la falta de bases de datos disponibles. Este proceso respecto al distrito de Cajamarca se repitió para cada año (2007-2018), obteniendo los respectivos montos de inversión por categoría. Los datos fueron consolidados en Excel, estructurados por categoría, monto, distrito y año, y luego transferidos a Stata para construir las carteras de inversión, generando variables para las combinaciones de categorías de inversión (anexo 1).

Obtuvimos las variables de pobreza de los mapas del INEI para 2009, 2013 y 2018. Para 2009, se incluyó el porcentaje de pobreza a nivel distrital; para 2013 y 2018, lo estimamos manualmente reconstruyendo el gasto per cápita por hogar⁹ y comparándolo con la línea de pobreza (INEI, 2020). Además, se categorizó la condición urbana/rural según el estrato geográfico identificado por el INEI. Los datos fueron consolidados por distrito, generando un registro con el porcentaje de pobreza por período.

Por último, construimos la variable de eficacia por distrito y período, calculando el índice de gestión del gasto (Guerra, 2016) como el monto devengado sobre el monto comprometido. E incorporamos la participación ciudadana como variable de control, utilizando datos del Renam y considerando cuatro criterios: (i) provisión de información, (ii) participación vecinal, (iii) enfoque en planes de desarrollo y (iv) enfoque en presupuesto municipal.

De esta manera, se creó una base de datos estructurada manualmente año a año y distrito por distrito, generando un conjunto de datos que no existía previamente.

Con estos datos, realizamos las regresiones según la metodología descrita en la siguiente sección. Primero estimamos una regresión para cada una de las cinco categorías individualmente. Luego combinamos dos categorías para formar carteras de inversión, considerando las tres restantes por separado. Explorando todas

⁹ Esta variable se calculó según el modelo de regresión logística aplicado al gasto per cápita de los hogares en cada mapa de pobreza utilizado.

las combinaciones posibles, se obtuvieron 10 carteras (anexo 2). Y comparamos dos carteras con la categoría individual restante. Para evitar correlaciones, cada combinación solo incluye carteras que no compartan la misma categoría. Así se obtuvieron 15 combinaciones para interpretar (anexo 3).

3.2 Modelo econométrico

Como se ha dicho antes, nuestra metodología es una versión adaptada de la utilizada por Correa y Morocho (2013) y por Aparicio *et al.* (2011), en cuya ecuación básica la pobreza monetaria está determinada por factores como ubicación, ingresos, gastos, entre otros:

$$PM = f(U, C(E), I, G, PBI, IDH, S, X) \quad (4)$$

En la adaptación para nuestra investigación, incorporamos como factor explicativo de interés a la categoría (destino sectorial) del proyecto de inversión con fondos del canon minero, y a las interacciones entre estas categorías. De modo que la variable dependiente –el porcentaje de pobreza monetaria– es calculada mediante regresiones logísticas con efectos fijos que estiman los impactos de esas categorías y sus interacciones, teniéndose en cuenta que su nivel también es influido por variables como acceso a agua e iluminación según estrato socioeconómico:

$$PM_{d,t} = \beta_0 + \sum_{i=A}^E \cdot + \sum_{j=A}^E \cdot \sum_{j=k}^E \cdot \beta_{jk} (Categoría_{j,d,t} * Categoría_{k,d,t}) \\ + \delta Participación_{d,t} + \theta OtrasInversiones_{d,t} + \gamma X_{d,t} + u_d + \theta_t + \varepsilon_{d,t} \quad (5)$$

donde $PM_{d,t}$ es el nivel de pobreza monetaria en el distrito d al año t ; β_0 es el intercepto de la ecuación; $Categoría_{i,d,t}$ es la categoría de inversión i del distrito d en el año t , donde i es una de las cinco categorías de inversiones (telecomunicaciones, energía, saneamiento, agropecuario, transporte), cuyos valores son anotados en la ecuación como A, B, C, D o E. Esta variable representa el monto presupuestado para una categoría específica, multiplicado por el índice de eficacia $E_{d,t}$ del distrito d al año t ($Categoría_{i,d,t} = Presupuestado_{i,d,t} * E_{i,d,t}$). La variable $Participación_{d,t}$ es una *dummy* que toma el valor de 1 si la población participa en la gestión administrativa de las municipalidades. La variable $OtrasInversiones_{d,t}$ representa el monto presupuestado para las categorías no incluidas entre las cinco seleccionadas, multiplicado por el índice de eficacia ($E_{d,t}$), siendo así el monto total ejecutado en las otras inversiones,

evitando correlaciones. La variable $X_{d,t}$ indica si el distrito es urbano o rural al año t , y su coeficiente γ revela el efecto que esta condición tiene sobre la pobreza monetaria en tal distrito en el período. Tanto u_d como θ_t representan efectos fijos, correspondientes al distrito y al período; específicamente, u_d son características invariables a lo largo del tiempo en cada distrito, como los rasgos culturales y geográficos; y θ_t son características invariables del período que influyen en la pobreza. Por último, $\varepsilon_{d,t}$ es la diferencia entre el valor real de la pobreza monetaria y el valor predicho por la ecuación, reflejando lo no explicado por el canon minero ejecutado ni la urbanización.

A fin de comprobar las hipótesis, hicimos un desagregado de la ecuación. Para comprobar la primera hipótesis, planteamos 11 ecuaciones. La primera ecuación incluye a las cinco categorías individualmente:

$$PM_{d,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Transporte}_{d,t} + \beta_2 \text{Agropecuaria}_{d,t} + \beta_3 \text{Saneamiento}_{d,t} + \beta_4 \text{Telecomunicaciones}_{d,t} + \beta_5 \text{Energía}_{d,t} + \beta_6 \text{Participación}_{d,t} + u_d + \theta_t + \varepsilon_{d,t} \quad (6)$$

Las siguientes ecuaciones dan lugar a regresiones con variadas combinaciones de las categorías (A a E), que incluyen la variable $\text{OtrasInversiones}_{d,t}$ para poder evaluar el efecto de otras inversiones. Esta inclusión reduce el riesgo de sesgo por omisión, asegurando que la relación entre las inversiones y la pobreza no esté distorsionada por la exclusión de otros sectores. Si es significativa, sugiere que existen otras categorías con un impacto relevante en inversiones financiadas por canon minero.

Es decir, las siguientes 10 ecuaciones se representan así¹⁰:

$$PM_{d,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{CategoríaA}_{d,t} + \beta_2 \text{CategoríaB}_{d,t} + \beta_3 \text{CategoríaA}_{d,t} * \text{CategoríaB}_{d,t} + \beta_4 \text{CategoríaC}_{d,t} + \beta_5 \text{CategoríaD}_{d,t} + \beta_6 \text{CategoríaE}_{d,t} + \vartheta \text{OtrasInversiones}_{d,t} + \delta \text{Participación}_{d,t} + \gamma X_{d,t} + u_d + \theta_t + \varepsilon_{d,t} \quad (7)$$

De modo que este modelo muestra cómo la interacción de dos categorías (A y B) combinadas impacta la pobreza en comparación con cada categoría individual (A, B, C, D y E), a través de la comparación de coeficientes. El coeficiente de interacción indica el efecto marginal de la combinación de carteras.

Y a fin de comprobar la segunda hipótesis, es importante realizar una comparación entre dos carteras sin que se traslapen entre ellas (anexo 3). De tal manera que se tendrá lo siguiente:

¹⁰ El desglose de las 10 regresiones puede verse en el anexo 2.

$$\begin{aligned}
 PM_{d,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Categoría}A_{d,t} + \beta_2 \text{Categoría}B_{d,t} + \beta_3 \text{Categoría}A_{d,t} * \\
 & \text{Categoría}B_{d,t} + \beta_4 \text{Categoría}C_{d,t} + \beta_5 \text{Categoría}D_{d,t} + \beta_6 \text{Categoría}E_{d,t} * \\
 & \text{Categoría}D_{d,t} + \beta_7 \text{Categoría}E_{d,t} + \beta_8 \text{OtrasInversiones}_{d,t} + \\
 & \beta_9 \text{Participación}_{d,t} + u_d + \theta_t + \varepsilon_{d,t} \quad (8)
 \end{aligned}$$

Este modelo compara solamente dos carteras entre sí. Incluir una tercera implicaría repetir categorías, lo que podría generar correlación entre las variables independientes.

En la regresión 8, β_3 representa el efecto adicional sobre la pobreza al invertir en la cartera (A, B); el cual es un impacto no observable al analizar una sola categoría. Similarmente, β_6 captura el efecto de la cartera (C, D), y contar con β_3 y β_6 permite comparar la influencia relativa de una y otra cartera.

Si un efecto es positivo y significativo, indicaría que la cartera incrementa la pobreza, lo que requeriría reorientar las inversiones, reduciéndolas en ella en beneficio de otra. Si un efecto es negativo y significativo, la cartera reduce la pobreza y conviene invertir en ella.

En cuanto a la medición de eficacia ($E_{d,t}$), en el modelo aplicamos el concepto propuesto por Guerra (2016): $IEGS(PIM) = \frac{\text{Monto presupuestado ejecutado}}{\text{Monto del Presupuesto Institucional Modificado}}$. Este índice varía entre 0 y 1; donde valores cercanos a 1 reflejan el cumplimiento de objetivos presupuestarios y una alta capacidad del distrito para ejecutar inversiones según lo planificado. Al respecto, cabe precisar que en la regresión 5 se muestra la abreviación de multiplicar el monto presupuestado por la eficacia con la que se ha desarrollado ($\text{MontoPresupuestado}_{j,d,t} * E_{d,t}$), lo cual equivale al monto ejecutado en el distrito j en el año t ($\text{Categoría}_{j,d,t}$). Así, β_j mostrará el efecto que tiene cada una de las 10 carteras en la pobreza monetaria.

Respecto a los períodos, trabajamos bajo tres subperíodos planteados según los mapas de pobreza disponibles. El subperíodo 1 abarca los años 2007 a 2009, el subperíodo 2 comprende de 2010 a 2013, y el subperíodo 3, de 2014 a 2018.

3.3 Verificación de hipótesis

La primera hipótesis se verifica si al menos un coeficiente β_j es negativo y estadísticamente significativo ($p\text{-value} < 0,05$). Esto indicaría que la inversión en carteras de inversión financiadas con transferencias del canon minero reduce significativamente la pobreza monetaria cuando se ejecuta eficazmente. Para la segunda hipótesis, se comparan las carteras combinadas para determinar cuál es la que tiene un mayor impacto significativo en la reducción de la pobreza. Se

examinan todas las combinaciones posibles, evitando repeticiones de categorías y minimizando la correlación entre variables. Ello evidenciaría empíricamente qué proyectos conviene priorizar porque están enfocados en combinaciones de inversión con mayor impacto reductor de la pobreza.

3.4 Análisis de robustez

También realizamos un análisis de robustez para verificar la estabilidad de los resultados en distritos rurales y urbanos. Para ello, estimamos modelos separados para cada tipo de distrito y comparamos la magnitud y significancia de los coeficientes respectivos, a fin de determinar si la relación entre las carteras de inversión y la pobreza monetaria es negativa y significativa en ambos tipos de distrito.

4. Análisis de resultados

4.1 Test de heterocedasticidad

Para validar los resultados obtenidos con la ecuación (7), verificamos su heterocedasticidad mediante la prueba de Breusch-Pagan, cuya hipótesis nula asume homocedasticidad. Tras realizarla para todas las variables, usando errores estándar robustos en todas las regresiones y manteniendo la interacción entre las categorías, se obtuvo un $\chi^2(17) = 29,36$ y $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0314$. Dado que este valor es menor de 0,05, se rechaza la hipótesis nula, confirmando heterocedasticidad.

4.2 Discusión de los resultados

La tabla 1 presenta los resultados de nuestras estimaciones con la regresión base que no contiene carteras sino cada una de las cinco categorías por separado (columna 1). Y las siguientes columnas (2 a 11) muestran los resultados con las 10 regresiones para una cartera dual cada una, según la secuencia de combinación de categorías descrita en el anexo 1. Luego presentamos, en la tabla 2, los resultados de nuestras estimaciones comparando dos carteras, que dan lugar a 15 regresiones sin correlación entre ellas.

Resultados para una cartera dual por regresión

La hipótesis central plantea que el canon minero ejecutado a través de carteras de inversión reduce la pobreza más eficazmente que las categorías individuales.

La columna (8) de la tabla 1 muestra que de esa regresión se obtiene un coeficiente de interacción agropecuario-energía (fila 14) de signo negativo

y significativo (-0,0106, $p < 0,05$), en señal de la complementariedad entre ambas categorías que maximiza su efecto conjunto de reducción de la pobreza monetaria. Específicamente, invertir un millón de soles adicionales en esa cartera reduce la pobreza en 0,0106 puntos básicos, en promedio. Wang *et al.* (2024) demostraron que los proyectos que reducen la escasez energética benefician al sector agropecuario. En contraste, no resulta significativo el efecto en la pobreza de cada una de esas categorías tomadas individualmente.

Tabla 1
Resultados para una cartera dual por regresión

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Saneamiento	0,00747 (0,0517)	0,0331 (0,0576)	-0,0991 (0,0859)	0,0161 (0,0628)	0,0350 (0,0522)	-0,0378 (0,0768)	-0,00739 (0,0517)	0,0129 (0,0496)	-0,00841 (0,0495)	0,0649 (0,0749)	0,00115 (0,0487)
Telecomunicaciones	-3,965 (2,453)	-3,988 (2,452)	-4,009 (2,515)	-4,162 (2,871)	-3,706 (2,368)	-4,112 (2,566)	-3,480 (2,554)	-3,370 (2,381)	-3,162 (2,846)	-3,673 (2,430)	-2,882 (2,472)
Energía	-0,127 (0,285)	-0,0833 (0,275)	-0,0906 (0,288)	-0,129 (0,288)	0,295 (0,373)	-0,131 (0,293)	-0,103 (0,280)	0,00150 (0,258)	-0,106 (0,280)	0,0176 (0,310)	-0,0484 (0,262)
Transporte	-0,000243 (0,0538)	-0,0565 (0,0922)	-0,0784 (0,0797)	-0,0147 (0,106)	0,0142 (0,0534)	-0,0137 (0,0601)	0,0177 (0,0629)	-0,0413 (0,0634)	0,0236 (0,0698)	-0,0128 (0,0567)	-0,0133 (0,0547)
Agropecuario	-0,0682 (0,103)	-0,196 (0,177)	-0,0212 (0,103)	-0,0404 (0,192)	0,350 (0,294)	-0,149 (0,137)	-0,0874 (0,102)	0,224 (0,188)	-0,106 (0,110)	0,0164 (0,119)	0,00204 (0,108)
OtrasInversiones	-0,0218 (0,0438)	-0,0229 (0,0435)	-0,0152 (0,0459)	-0,0247 (0,0418)	-0,0337 (0,0444)	-0,0160 (0,0454)	-0,0153 (0,0424)	-0,0199 (0,0440)	-0,0151 (0,0414)	-0,0250 (0,0438)	-0,0145 (0,0434)
participación	2,078 (3,205)	2,334 (3,217)	1,961 (3,215)	2,090 (3,203)	2,030 (3,232)	1,974 (3,225)	2,110 (3,227)	2,252 (3,213)	2,033 (3,209)	2,265 (3,237)	2,281 (3,216)
Transporte_Agropecuario	0,000417 (0,000437)										
Transporte_Saneamiento			0,000340** (0,000172)								
Transporte_				0,00174							
Telecomunicaciones											(0,00832)

Y la regresión en la columna (11) de dicha tabla muestra que las categorías telecomunicaciones y energía presentan, cada una individualmente, coeficientes de signo negativo, aunque no significativos (filas 2 y 3). Pero cuando son combinadas en una cartera, su complementariedad aporta un significativo ($p < 0,05$) efecto reductor de la pobreza (-0,232, fila 17). Ya que la electricidad facilita el uso de internet y equipos que mejoran la productividad y calidad de vida (Bacon & Kojima, 2016).

Un caso atípico aparece de la regresión en la columna (3), donde, por cada millón de soles adicionales en saneamiento y transporte por separado, la pobreza se reduciría en 0,0991 y 0,0784 puntos básicos, respectivamente (filas 1 y 4). Pero el alto error estándar impide confirmar la validez de estos resultados. En cambio, sí se verifica que su combinación en una cartera tiene un significativo efecto acrecentador de la pobreza (0,000340, fila 4). Ello sugiere que son categorías sustitutas en su impacto sobre la pobreza, probablemente debido a que el desarrollo del transporte puede incentivar la migración a áreas urbanas, reduciendo la población beneficiada por proyectos de saneamiento en áreas rurales (Qin, Wu, & Shan, 2022).

En conjunto, los resultados en la tabla 1 confirman nuestra hipótesis central: las transferencias de canon minero tienen un impacto significativamente mayor en la reducción de la pobreza cuando se destinan a carteras específicas, salvo cuando están compuestas por inversiones no complementarias entre sí. Respecto a la participación, su coeficiente positivo sugiere que la acción ciudadana en la gestión municipal podría aumentar la pobreza, aunque sin certeza porque el coeficiente no es significativo. Más adelante profundizaremos al respecto.

Resultados para dos carteras duales por regresión

El propósito de confrontar dos carteras de inversión es determinar cuál es más efectiva en reducir la pobreza monetaria, comparando su impacto en una misma regresión.

La columna (1) de la tabla 2 muestra los resultados de la regresión para comparar las carteras transporte-saneamiento y telecomunicaciones-energía. Estos confirman los encontrados con el ejercicio anterior (tabla 1). Transporte-saneamiento aumenta la pobreza en 0,000338 ($p < 0,05$) puntos básicos porcentuales por millón de soles adicionales, mientras que el impacto reductor de la pobreza de telecomunicaciones-energía es mayor (0,231 puntos básicos) y más significativo: ($p < 0,01$). La primera relación es sustitutiva, y complementaria la segunda, como antes se ha dicho.

Tabla 2
Resultados para dos carteras duales por regresión

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
Transporte	-0,0909 (0,0798)	-0,0636 (0,0817)	-0,107 (0,0833)	-0,0484 (0,0615)	-0,0323 (0,101)	-0,0463 (0,110)	-0,0105 (0,111)	-0,0795 (0,113)	-0,00550 (0,0972)	-0,0490 (0,0955)	0,0297 (0,0668)	-0,00242 (0,0587)	0,0246 (0,0608)	-0,0452 (0,107)	-0,0323 (0,110)
Saneamiento	-0,105 (0,0835)	-0,146 (0,0889)	-0,0834 (0,0823)	-0,101 (0,0790)	0,0110 (0,0586)	0,0932 (0,103)	-0,0414 (0,107)	0,0340 (0,0612)	0,0510 (0,142)	0,0622 (0,0753)	0,0224 (0,0536)	-0,0234 (0,0726)	0,0242 (0,0547)	0,0148 (0,0550)	0,0172 (0,0585)
Telecomunicaciones	-2,931 (2,550)	-3,196 (2,564)	-3,481 (2,463)	-2,738 (2,504)	-2,997 (2,548)	-4,053 (2,811)	-4,068 (2,903)	-3,795 (2,768)	-3,580 (2,629)	-3,798 (2,497)	-3,170 (2,864)	-3,878 (2,491)	-3,419 (2,567)	-3,440 (2,958)	-3,204 (2,894)
Energía	-0,0121 (0,265)	-0,0411 (0,280)	0,0192 (0,264)	-0,0225 (0,265)	-0,0402 (0,261)	0,0382 (0,318)	-0,131 (0,294)	0,00803 (0,257)	0,000898 (0,350)	-0,00410 (0,303)	0,284 (0,372)	0,335 (0,367)	0,286 (0,371)	0,00322 (0,261)	-0,0630 (0,270)
Agropecuario	0,0485 (0,0896)	-0,0442 (0,0848)	0,231 (0,174)	-0,144 (0,132)	-0,0511 (0,222)	0,0911 (0,229)	-0,158 (0,273)	0,315 (0,298)	-0,00321 (0,225)	-0,108 (0,257)	0,299 (0,328)	0,286 (0,307)	0,315 (0,318)	0,237 (0,337)	-0,231 (0,159)
OtrasInversiones	-0,00791 (0,0449)	-0,00285 (0,0450)	-0,0142 (0,0455)	0,00136 (0,0463)	-0,0156 (0,0425)	-0,0318 (0,0426)	-0,0151 (0,0441)	-0,0268 (0,0431)	-0,0226 (0,0430)	-0,0246 (0,0439)	-0,0284 (0,0425)	-0,0272 (0,0457)	-0,0290 (0,0433)	-0,0206 (0,0420)	-0,0164 (0,0411)
participación	2,163 (3,226)	1,990 (3,231)	2,126 (3,226)	2,138 (3,220)	2,353 (3,220)	2,323 (3,223)	1,967 (3,216)	2,295 (3,202)	2,243 (3,230)	2,382 (3,239)	2,002 (3,232)	1,883 (3,251)	2,052 (3,255)	2,262 (3,190)	2,286 (3,220)
Transporte_Saneamiento	0,000338** (0,000166)	0,000408** (0,000173)	0,000305* (0,000161)												
Telecomunicaciones_Energía	-0,231*** (0,0860)			-0,333*** (0,104)	-0,209 (0,127)										
Agropecuario_Telecomunicaciones		-0,0346* (0,0201)							-0,00597 (0,0465)				-0,0127 (0,0243)		

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
Agropecuario_Energía			-0,00938** (0,00471)					-0,0115* (0,00610)						-0,0110 (0,00910)	
Agropecuario_Saneamiento				0,00169** (0,000758)			0,000794 (0,000996)					0,00104 (0,000653)			
Transporte_Agropecuario					0,000151 (0,000530)					0,000303 (0,000519)					0,000410 (0,000446)
Transporte_Telecomunicaciones						0,00377 (0,00834)	-0,000433 (0,00968)	0,00418 (0,00783)							
Saneamiento_Energía						-0,00579 (0,00526)			-0,00413 (0,00899)	-0,00312 (0,00545)					
Transporte_Energía											-0,00910 (0,00622)	-0,0107* (0,00579)	-0,00913 (0,00622)		
Saneamiento_Telecomunicaciones											-0,0133 (0,0250)			0,00214 (0,0355)	-0,0189 (0,0231)
Constant	32,49*** (2,710)	32,62*** (2,763)	32,44*** (2,685)	32,33*** (2,634)	31,77*** (2,775)	31,61*** (2,701)	32,32*** (2,755)	31,78*** (2,670)	31,49*** (2,623)	31,95*** (2,858)	30,82*** (2,703)	31,33*** (2,728)	30,81*** (2,705)	31,60*** (2,616)	32,13*** (2,773)
Observations	292	292	292	292	292	292	292	292	292	292	292	292	292	292	292
R-squared	0,763	0,761	0,762	0,762	0,760	0,758	0,757	0,760	0,758	0,758	0,760	0,761	0,760	0,759	0,758

Nota. Resultados de las regresiones con combinaciones de carteras con participación. Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Elaboración propia, 2024.

La regresión (2) en dicha tabla compara las carteras transporte-saneamiento y agropecuario-telecomunicaciones. La primera aumenta la pobreza en 0,000408 puntos básicos porcentuales ($p < 0,05$) por millón de soles adicionales, mientras que la segunda reduce la pobreza en -0,0346 y muy significativamente ($p < 0,01$). La segunda es preferible, entonces, ya que, según Onyeneke *et al.* (2023), los proyectos agropecuarios complementados con proyectos de telecomunicaciones incrementan la productividad de los cultivos a mediano y largo plazo gracias a la mayor conectividad con clientes.

En la regresión (3) se observan diferencias entre las carteras transporte-saneamiento y agropecuario-energía. La primera aumenta la pobreza en 0,000305 ($p < 0,1$) puntos básicos porcentuales tras una inversión adicional de un millón de soles, en promedio; mientras que la segunda la reduce en 0,00938 y este efecto es más significativo ($p < 0,05$). Lo que indica la eficacia de la segunda cartera.

La regresión (4) compara las carteras telecomunicaciones-energía y agropecuario-saneamiento. La primera reduce la pobreza en 0,333 puntos básicos ($p < 0,01$), mientras que la segunda la aumenta en 0,00169 ($p < 0,05$), tras un millón de soles adicionales en ambos casos. Este aumento en la pobreza de la segunda cartera podría explicarse por los diferentes horizontes temporales de cada categoría. Mientras que las inversiones agropecuarias generan retornos inmediatos o a mediano plazo, las de saneamiento tienen un impacto más a largo plazo. Además, en Cajamarca, los proyectos agropecuarios incluyen trabajos como el mejoramiento de canales de riego, que por sí mismos constituyen obras de saneamiento.

En la regresión (8), que compara las carteras agropecuario-energía y transporte-telecomunicaciones, se observa que la primera cartera genera una reducción significativa de 0,0115 puntos básicos porcentuales en la pobreza ($p < 0,1$). Omoju *et al.* (2020) destacan que el acceso a electricidad mejora la productividad agropecuaria al facilitar la adopción de tecnologías y reducir ineficiencias. En cambio, la segunda cartera puede aumentar la pobreza en 0,00418 puntos básicos, aunque este efecto no es significativo.

Y la regresión (12) en la tabla 2 permite comparar el impacto de las carteras transporte-energía y agropecuario-saneamiento. Invertir en transporte-energía reduce significativamente la pobreza en 0,0107 puntos básicos porcentuales ($p < 0,1$) por un millón de soles adicionales. Ello debido a que el efecto incrementador de la pobreza por el incentivo a la migración rural-urbana de las inversiones en transporte puede mitigarse cuando estas inversiones son complementadas con mejoras en el acceso a energía. Liu *et al.* (2020) encuentran

que el acceso a redes de energía ofrece mejores oportunidades económicas locales y esto puede reducir la necesidad de migrar. Además, la inversión en transporte-energía es más efectiva que en agropecuario-saneamiento, cuyo coeficiente es positivo, aunque no significativo.

De modo que nuestra hipótesis secundaria queda rechazada por el análisis de dos carteras en una misma regresión, ya que encontramos que las carteras más efectivas para reducir la pobreza son telecomunicaciones-energía, agropecuario-telecomunicaciones, agropecuario-energía y transporte-energía.

Carteras no significativas

El análisis anterior se enfocó en las carteras de inversión con efectos significativos estadísticamente. Ahora corresponde examinar algunas con efectos no significativos y las posibles razones de ello.

Recordemos que la cartera transporte-agropecuario presenta un coeficiente de 0,0004 puntos básicos porcentuales, que por no ser significativo exige cautela al afirmar e interpretar el efecto del caso. Como ya se ha mencionado, estudios previos han encontrado que proyectos de transporte pueden aumentar la pobreza porque incentiva la migración rural-urbana, lo que genera déficit de mano de obra y reduce la productividad agrícola; pero reconocen que es difícil capturar la causalidad al respecto, debido a la dispersión de datos entre zonas rurales y urbanas, y a la falta de alineación de algunos de esos proyectos con las necesidades específicas de cada área (Shi, 2018).

Similarmente, no cabe afirmar con certeza que la cartera transporte-telecomunicaciones incrementa la pobreza, ya que no es significativo su coeficiente (0,0017 puntos básicos porcentuales). Este efecto podría explicarse por la precariedad de redes de transporte en zonas rurales, que limita las sinergias y reduce la productividad marginal de inversiones en conectividad, acentuando así el contraste con zonas urbanas, como sería el caso en Cajamarca. Estos efectos adversos pueden agravarse cuando se construye una carretera y/o se instala una antena móvil sin una adecuada interconexión entre ambas infraestructuras (Machado & Toma, 2017).

También el efecto de aumento de la pobreza sugerido por el no significativo coeficiente de 0,0004 asociado a la cartera saneamiento-telecomunicaciones puede ser atribuido a las características particulares de estos sectores en la región. Como limitaciones en su sostenibilidad y mantenimiento que aceleran la obsolescencia de la infraestructura en telecomunicaciones y el deterioro en redes de saneamiento, limitando la reducción de la pobreza y otros beneficios a largo plazo (UN-Habitat, 2011).

Y la no significancia estadística del efecto reductor de la pobreza indicado por el coeficiente de saneamiento-energía (-0,0049) puede deberse a características específicas de los proyectos, cuyo impacto varía según la zona: en áreas rurales, su efectividad depende de políticas que garanticen accesibilidad y sostenibilidad, dado que la infraestructura es precaria y de difícil mantenimiento. En áreas urbanas, su impacto benéfico es favorecido por la densidad poblacional, pero puede acentuar desigualdades en la reducción de la pobreza (IPE, 2011). Por ello, es necesario que ambos tipos de proyectos tengan un horizonte temporal que permita lograr paridades en su impacto y la reducción de brechas existentes (Mariátegui, 2019).

En general, el análisis de las carteras no significativas permite identificar que la falta de planificación de sinergias entre los proyectos de inversión limita el impacto deseado del canon minero en la pobreza monetaria. Sin una adecuada alineación con las necesidades particulares de cada distrito y contexto, las inversiones no logran contribuir de la manera esperada.

Participación ciudadana

La participación ciudadana es importante porque representa una necesidad de las personas que viven dentro de un conjunto social. La falta de participación, o una participación insatisfactoria, puede reflejar condiciones de pobreza o generar problemas sociales (Delamaza, 2019). Sin participación, los proyectos no necesariamente responden a las necesidades locales, lo que limita su eficacia e impacto en la pobreza.

La falta de significancia estadística de esta variable que hemos encontrado indica una gran dispersión de los datos, que dificulta la identificación de un patrón consistente. En Latinoamérica, la participación varía por el alto nivel de desconfianza en las instituciones y la falta de mecanismos adecuados de representación (Cazorla, Montabes-Pereira, & Hernández-Tristán, 2023). En la región Cajamarca, algunos distritos sí involucran a sus ciudadanos en la toma de decisiones; mientras que el poco interés en otros se refleja en bajas tasas de participación (Alva & Julca, 2022). Pese a las actualizaciones al Plan de Desarrollo Local para Cajamarca en 2021¹¹, no se ha encontrado una correlación significativa entre la participación ciudadana y los planes. De hecho, cuando la municipalidad organiza eventos de participación ciudadana, su efectividad suele ser mermada por la inasistencia de autoridades que los

¹¹ Dicho plan tiene como objetivo establecer lineamientos y estrategias para el desarrollo de Cajamarca. Incluye la planificación inclusiva con participación ciudadana en proyectos de infraestructura.

consideran meramente consultivos, sin peso vinculante. Estas condiciones, junto con la limitada capacidad institucional y falta de gobernabilidad en diversas municipalidades de la región, amplifican las deficiencias estructurales que aumentan la dispersión de los datos analizados (Condor, 2023). Parte de tales deficiencias son los hábitos de exclusión de grupos marginados, como mujeres e indígenas, de la toma de decisiones, que circunscriben el alcance de la participación (McNulty, 2018).

Por otra parte, la inclusión de la variable participación puede mitigar los impactos negativos de proyectos de inversión que no consideran las necesidades específicas, locales y agravan la pobreza. En la regresión (2) de la tabla 2, la cartera transporte-saneamiento sin participación incrementa más la pobreza (+0,000411 vs. +0,000408, $p < 0,05$). Y la cartera agropecuario-telecomunicaciones sin participación reduce su capacidad de disminuir la pobreza (-0,0344 vs. -0,0346, $p < 0,01$). Entonces, pese a que el coeficiente de participación ciudadana no es significativo por sí solo, la exclusión de esta variable altera los efectos sobre la pobreza, evidenciando la importancia de considerar la opinión de la población en la gestión del presupuesto. Lo cual, aunque no siempre garantiza una plena alineación de los proyectos a las necesidades locales, los hace más sostenibles porque son resultantes de una toma de decisiones menos inequitativa (Baretta *et al.*, 2023). Ello puede disminuir el impacto adverso de algunas inversiones, y amplificar el efecto positivo de aquellas que favorecen la reducción de la pobreza.

Urbanismo vs. ruralidad

Para el análisis de robustez considerando el entorno geográfico de los distritos, dividimos la muestra en dos grupos: urbanos y rurales. Y estimamos regresiones con una cartera y tres categorías. En los distritos urbanos, solo una cartera muestra un efecto en la pobreza estadísticamente significativo, las demás no. Similarmente, solo una cartera tiene un impacto significativo sobre la pobreza en los distritos rurales. Dado que las carteras y la magnitud de sus coeficientes varían entre ambos grupos, se observan efectos diferenciados en los distritos según su grado de urbanización. Sin embargo, esta variación genera una alta dispersión de errores, que complica la interpretación.

4.3 Limitaciones de la investigación

Las limitaciones de esta investigación provienen básicamente de los datos disponibles sobre las variables explicativas. La información incompleta redujo el tamaño de la muestra analizada y el número de observaciones

para algunas variables. En la prueba de robustez para distritos urbanos y rurales, las observaciones son reducidas y la variabilidad entre ellas es más grande que su efecto en sí; por lo que casi todos los coeficientes no tienen significancia estadística.

En cuanto a la fuente de información Consulta Amigable, aunque permite acceder a los montos presupuestados y ejecutados de los proyectos, no proporciona el porcentaje de avance. Lo cual impide determinar si la falta de significancia en algunas carteras se debe a que los proyectos no han concluido o a que su porcentaje de avance es bajo. Además, Consulta Amigable no ofrece un desglose claro de cómo se descomponen las categorías, lo que dificulta conocer de manera específica en qué se invierte dentro de cada distrito durante los años estudiados.

5. Conclusiones y recomendaciones

Hemos encontrado que las transferencias por canon minero, cuando son ejecutadas en ciertas carteras de proyectos que combinan inversiones complementarias entre sí, impactan significativamente en la reducción de la pobreza; lo cual confirma nuestra primera hipótesis. Pero no se verifica nuestra hipótesis secundaria, porque hemos encontrado que las carteras más efectivas para reducir la pobreza son agropecuario-telecomunicaciones, agropecuario-energía y transporte-energía. No así la de transporte-agropecuario, planteada en dicha hipótesis. Esto se debe a que algunos proyectos se refuerzan entre sí, mientras que otras combinaciones generan efectos contraproducentes.

Sobre la variable participación ciudadana, hemos mostrado que, en conjunto, su efecto no es estadísticamente significativo, pero desagregando sí amplifica la reducción de la pobreza asociada a algunas carteras y atenúa el aumento asociado a otras. Sin embargo, este es un tema que debe ser investigado con mayor profundidad, pues dicha insignificancia estadística refleja en parte las dificultades para contar con los datos necesarios para evaluar el rol de la participación ciudadana, sus fortalezas y fragilidades según los diversos factores que la determinan. Especialmente cuando la población participa y fiscaliza poco porque se ve desanimada por asimetrías de información (Márquez, 2022); y/o las desigualdades son apoyadas por exclusiones estructurales y la relación clientelista entre el Estado y la sociedad (Valdiviezo, 2013; Palumbo *et al.*, 2022). Todo ello, junto con altos índices de analfabetismo o bajo nivel educativo en varios distritos, permite que las autoridades dosifiquen y sesguen la información, sabiendo que a la población le será difícil verificar su veracidad (Banda, 2018).

Nuestros resultados motivan las siguientes recomendaciones:

- Promover programas de desarrollo que prioricen carteras de inversión con mayor reducción significativa en la pobreza, como telecomunicaciones-energía, agropecuario-telecomunicaciones y transporte-energía.
- Focalización de inversiones acorde al contexto: dado que las necesidades varían según el grado de urbanismo/ruralidad, los proyectos deben adaptarse a estas diferencias. Según nuestros hallazgos, en las zonas rurales se debe priorizar el acceso a mercados y servicios básicos que faciliten el desarrollo productivo (agropecuario-energía, agropecuario-telecomunicaciones). En las zonas urbanas, se debe fomentar el acceso a mercados más amplios y a nuevas tecnologías (telecomunicaciones-energía, transporte-energía).
- Evaluación continua de las carteras de inversión: optimizar el uso del canon minero es un proceso gradual, que requiere mejoras en la capacidad de gestión municipal y para el desarrollo de relaciones de mercado en zonas rurales o urbanas en situación de pobreza (Salas, 2010). Por ello, se debe monitorear los avances para detectar desajustes y asegurar beneficios tangibles. Manrique (2024) plantea indicadores que miden el impacto de los proyectos y que permiten realizar ajustes de políticas con base en los resultados.
- Evaluación *ex post*: también se recomienda supervisar las inversiones después de su implementación, para evaluar si se logró la reducción de pobreza esperada. La evaluación *ex post* verifica el grado de cumplimiento de los objetivos y permite ajustar las estrategias y expectativas en que se basarán el diseño y la evaluación *ex ante* de futuros proyectos (Hernández *et al.*, 2021).
- Evaluación multicriterio de proyectos con carteras: Munda (2004) señala que la evaluación de proyectos públicos debe basarse en una variedad de criterios, ya que la eficiencia no debe verse de forma unilateral. Ello exige aplicar criterios múltiples en la gestión de inversiones públicas conjuntas, para evitar, por ejemplo, impactos opuestos sobre la pobreza por falta de coordinación en los horizontes temporales de proyectos con carteras como agropecuario-saneamiento.
- Facilitar el acceso a datos públicos: una de las principales limitaciones fue la dificultad para obtener la información necesaria sobre las inversiones con fondos del canon minero. La ausencia de bases consolidadas obligó una recolección manual repetitiva. El Estado debe priorizar el desarrollo de plataformas más accesibles, completas y automatizables, que reduzcan el tiempo de extracción de los datos y permitan análisis más robustos.

- Refuerzo de la participación ciudadana informada: para esto es clave lo antes dicho respecto a la necesidad de contar con mejores datos e información sistematizada sobre cómo se da realmente la participación ciudadana en distintos distritos (incorporando a los que no reportan), a fin de que se dé una participación bien informada, a nivel de la población, sus organizaciones, y de las autoridades. Las cuales podrán así implementar políticas inclusivas, con adecuados mecanismos de monitoreo y evaluación del impacto sobre las necesidades básicas de la población, complementados con actividades de capacitación para mejorar capacidades que facilitan la participación informada en pro de la efectividad de los proyectos. Así, la ciudadanía se verá motivada a participar en acciones colectivas que la ayuden a salir de la pobreza y prosperar.

Por último, sería valioso que futuras investigaciones cuenten con el presupuesto necesario para realizar estudios como el nuestro que cubran a más distritos mineros del Perú. Ello permitiría identificar patrones regionales y definir estrategias tanto distritales como nacionales, para maximizar el impacto del canon minero en la reducción de la pobreza, optimizando la toma de decisiones y la ejecución de carteras de inversión bajo el entendimiento de las particularidades socioeconómicas de cada región.

Referencias

- Alcázar, L. & Jaramillo, M. (2022). *Inversión pública y desigualdad en América Latina*. Documento de Investigación, 124. Grupo de Análisis para el Desarrollo (Grade). <https://repositorio.grade.org.pe/bitstream/handle/20.500.12820/695/GRADEDI124.pdf>
- Alva, M. E., & Julca, J. L. (2023). *Impacto social de la utilización de la nueva plataforma virtual de Facebook de la Municipalidad Provincial de Cajamarca, para fomentar la participación ciudadana en la sistematización de la consulta pública digital, 2019* [Tesis de licenciatura, Universidad Nacional de Cajamarca]. <http://hdl.handle.net/20.500.14074/5813>
- Aparicio, C., Jaramillo, M., & San Román, C. (2011). *Desarrollo de la infraestructura y reducción de la pobreza: el caso peruano*. Consorcio de Investigación Económica y Social; Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo; Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. <https://hdl.handle.net/20.500.12799/1310>
- Bacon, R., & Kojima, M. (2016). *Energy, economic growth, and poverty reduction: A literature review (Vol. 1 of 2)*. Main Report. World Bank Working Paper 104866. <http://documents.worldbank.org/curated/en/312441468197382126/Main-report>
- Banda, P. (2018). *Ausentismo de la participación ciudadana en la gestión del desarrollo local en la municipalidad distrital de Ancohuallo (Apurímac) años 2007-2013*. [Tesis de maestría, Pontificia Universidad Católica del Perú]. <http://hdl.handle.net/20.500.12404/11978>

- Baretta, A., Cortelezzi, J., Denegri, J., León, J., Palomares, J., Pari, H., Quijano, H., Torres, J., Cornejo, J., Revoredo, V., & Arancibia, C. (2023). Efectos de la minería en el desarrollo económico y la reducción de la pobreza en la Región de Cajamarca. *Revista Cuadernos de Trabajo*, 21, 96-142. doi:10.58211/cdt.vi21.31
- Barrantes, R., Cuenca, R., & Morel, J. (2012). *Las posibilidades del desarrollo inclusivo: dos historias regionales*. Estudios sobre Desigualdad, 4. Instituto de Estudios Peruanos. <https://hdl.handle.net/20.500.14660/604>
- BCRP. (2019). *Informe económico y social Región Cajamarca. Encuentro Económico*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Encuentros-Regionales/2019/cajamarca/ies-cajamarca-2019.pdf>
- BCRP. (2024a). Estadísticas: Series anuales. Producto bruto interno y otros indicadores. Banco Central de Reserva del Perú <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/anuales/resultados/PM04860AA/html>
- BCRP. (2024b). Estadísticas: Series anuales. PBI – Minería e hidrocarburos – Minería metálica. Banco Central de Reserva del Perú <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/anuales/resultados/PM04991AA/html>
- Boadway, R., & Shah, A. (Eds.). (2007). *Intergovernmental fiscal transfers: Principles and practice*. World Bank. doi:10.1596/978-0-8213-6492-5
- Casas, C. (2024). Los desafíos del canon minero. *Tecnología Minera*, 14. <https://faculty.up.edu.pe/es/clippings/los-desaf%C3%ADos-del-canon-minero-carlos-casas-tragodara-investigador>
- Cazorla, Á., Montabes-Pereira, J., & Hernández-Tristán, M. (2023). Political disaffection and digital political participation in Latin America: A comparative analysis of the period 2008-2020. *Societies*, 13(3), article 59. doi:10.3390/soc13030059
- Condor, R. (2022). Participación ciudadana y gobernabilidad democrática en un municipio de la región Cajamarca, 2022. *Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar*, 6(6), 13110-13131. doi:10.37811/cl_rcm.v6i6.4316
- Congreso de la República del Perú. (2004). *Ley de Canon: Ley N.º 27506*. [https://www2.congreso.gob.pe/sicr/cendocbib/con3_uibd.nsf/C387C2F8DCB523ED052578C5005F4016/\\$FILE/Ley_27506.pdf](https://www2.congreso.gob.pe/sicr/cendocbib/con3_uibd.nsf/C387C2F8DCB523ED052578C5005F4016/$FILE/Ley_27506.pdf)
- Correa, H., & Morocho, J. (2013). *Infraestructura y pobreza en el Perú*. Universidad Nacional de Piura. https://danielmorocho.ruiz..._jdmr_2013_final_imprimir_08_04_2013.pdf
- Cuenca, A., & Torres, D. (2020). Impacto de la inversión en infraestructura sobre la pobreza en Latinoamérica en el período 1996-2016. *Población y Desarrollo*, 26(50), 5-18. doi:10.18004/pdfce/2076-054x/2020.026.50.005-018
- Del Pozo, C., Guzmán, E., & Paucarmayta, V. (2014). *¿Minería y bienestar en el Perú?: evaluación de impacto del esquema actual y esquemas alternativos de redistribución del canon minero. Elementos de discusión para el debate*. Serie Temas de Actualidad, N.º 12016. Centro de Estudios Regionales Andinos Bartolomé de Las Casas (CBC). <https://cies.org.pe/.../2014/02/MINERIA-Y-BIENESTAR-CESAR-DEL-POZO.pdf>

- Delamaza, G. (2019). La participación ciudadana en la superación de la pobreza. Realidad y desafíos para la democracia chilena. *Revista de Gestión Pública*, 8(2), 147-178. doi:10.22370/rgp.2019.8.2.2458
- Du Bois, F. (2004). *Programas sociales, salud y educación en el Perú: un balance de las políticas sociales*. Instituto Peruano de Economía Social de Mercado; Fundación Konrad Adenauer. https://www.mef.gob.pe/.../pol_econ/.../Un_balance_de_las_politicas_sociales.pdf
- Fort, R., & Paredes, H. (2015). *Inversión pública y descentralización: sus efectos sobre la pobreza rural en la última década*. Documento de Discusión 76. Grade. <https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/ddt76.pdf>
- Gamu, J., Le Billon, P., & Spiegel, S. (2015). Extractive industries and poverty: A review of recent findings and linkage mechanisms. *The Extractive Industries and Society*, 2(1), 162-176. doi:10.1016/j.exis.2014.11.001
- Glave, M., & Kuramoto, J. (2007). La minería peruana: lo que sabemos y lo que aún nos falta por saber. En *Investigación, políticas y desarrollo en el Perú* (pp. 135-181). Grade. <https://www.grade.org.pe/.../publicaciones/archivo/.../InvPolitDesarr-4.pdf>
- Guerra, J. (2016). *Evolución del presupuesto y eficacia en la inversión pública en el gobierno regional de Junín, periodo 2005-2015*. [Tesis de maestría, Universidad Nacional del Centro del Perú]. <http://hdl.handle.net/20.500.12894/3885>
- Hernández, S., Torres, G., Arroyo, J., Cruz, G., & González, J. (2021). *Una metodología multicriterio para la jerarquización de inversiones públicas en proyectos de caminos rurales*. Publicación Técnica 622. Instituto Mexicano del Transporte. <https://imt.mx/archivos/Publicaciones/PublicacionTecnica/pt622.pdf>
- Herrera, P., & Francke, P. (2009). Análisis de la eficiencia del gasto municipal y de sus determinantes. *Economía*, 32(63), 113-178. doi:10.18800/economia.200901.005
- INEI. (2015). *Migraciones internas en el Perú a nivel departamental*. Instituto Nacional de Estadística e Informática / Organización Internacional para las Migraciones. https://peru.iom.int/.../Documentos/20-03-2017_...Migracion...Interna...por...Departamentos...2015_OIM.pdf
- INEI. (2020). *Mapa de pobreza monetaria provincial y distrital 2018*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/.../publicaciones_digiales/.../Lib1718/...pdf
- INEI. (2023). *Evolución de la pobreza monetaria 2011-2022. Informe técnico*. https://www.inei.gob.pe/.../publicaciones_digiales/Est/.../Pobreza2022.pdf
- INEI. (2024). *Evolución de la pobreza monetaria 2014-2023. Informe técnico*. <https://cdn.www.gob.pe/.../file/6578175/5558423-...-2014-2023.pdf>
- Inoñan, L., & Quispe, V. (2019). *Impacto del canon minero en la pobreza del departamento de Cajamarca, 2004-2007* [Tesis de bachiller, Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo]. <https://hdl.handle.net/20.500.12893/4430>
- IPE. (2011). *Infraestructura y pobreza en el Perú*. Instituto Peruano de Economía. https://ipe.org.pe/.../2011_abril_...Infraestructura_y_pobreza_en_el_Peru.pdf

- Liu, J., Yin, M., Wang, K., Zou, J., & Kong, Y. (2020). Long-term impacts of urbanization through population migration on China's energy demand and CO₂ emissions. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 25(6), 1053-1071. doi:10.1007/s11027-020-09919-0
- Machado, R., & Toma, H. (2017). Crecimiento económico e infraestructura de transportes y comunicaciones en el Perú. *Economía*, 40(79), 9-46. doi:10.18800/economia.201701.001
- Manrique, C. (2024). *Impacto del canon minero en el bienestar social de la región Áncash (2013-2023)*. [Tesis de licenciatura, Universidad ESAN]. <https://hdl.handle.net/20.500.12640/4304>
- Mariátegui, R. (2019). *Efecto de la inversión pública en infraestructura económica y social sobre el índice de desarrollo humano en el Perú para el período 2007-2016*. [Tesis para optar el título profesional de economista. Universidad de Lima]. <https://hdl.handle.net/20.500.12724/9580>
- Márquez, J. (2022). *Propuesta de mejora de la participación ciudadana en el Gobierno Regional de La Libertad desde un enfoque de gobierno abierto*. [Tesis de maestría, Universidad Continental]. <https://hdl.handle.net/20.500.12394/10566>
- McNulty, S. (2018). Participatory democracy? Exploring Peru's efforts to engage civil society in local governance. *Latin American Politics and Society*, 55(3), 69-92. doi:10.1111/j.1548-2456.2013.00203.x
- Minem. (2017). *Anuario minero 2016*. Ministerio de Energía y Minas. <https://cdn.www.gob.pe/.../file/98805/Anuario%20Minero%202017.pdf>
- Minem. (2019). *Anuario minero 2018*. Ministerio de Energía y Minas. <https://cdn.www.gob.pe/.../file/1663295/Anuario%20Minero%202018.pdf>
- Munda, G. (2004). Métodos y procesos multicriterio para la evaluación social de las políticas públicas. *Revista Iberoamericana de Economía Ecológica*, 1(1), 31-45. <https://raco.cat/index.php/Revibec/article/view/38279>
- Omoju, O., Oladunjoye, O., Olanrele, I., & Lawal, A. (2020). Electricity access and agricultural productivity in Sub-Saharan Africa: Evidence from panel data. En E. S. Osabuohien (Ed.), *The Palgrave handbook of agricultural and rural development in Africa* (pp. 103-118). Palgrave Macmillan, Cham. doi:10.1007/978-3-030-41513-6_5
- Onyeneke, R., Ankrah, D., Atta-Ankomah, R., Agyarko, F., Onyeneke, C., & Nejad, J. (2023). Information and communication technologies and agricultural production: New evidence from Africa. *Applied Sciences*, 13(6), 3918. doi:10.3390/app13063918
- Palumbo, G., Tejada, G., Inche, J., & Gomero, J. (2022). Participación ciudadana y gestión pública en Lima, Perú. *Revista Venezolana de Gerencia*, 27(100), 1474-1488. doi:10.52080/rvgluz.27.100.12
- Pazo, R., & Torres, L. (2020). *Impacto de las transferencias mineras en la pobreza de las regiones Áncash, Arequipa, Apurímac, Cajamarca y La Libertad, 1999-2019* [Tesis de pregrado, Universidad Privada Antenor Orrego]. <https://hdl.handle.net/20.500.12759/6689>

- PCM. (2018). *Información territorial del Departamento de Cajamarca*. Presidencia del Consejo de Ministros Viceministerio de Gobernanza Territorial. <https://www.gob.pe/institucion/pcm/campañas/4310-cajamarca-informacion-territorial>
- Qin, X., Wu, H., & Shan, T. (2022). Rural infrastructure and poverty reduction: Evidence from China. *PLoS ONE*, 17(6), e0266528. doi:10.1371/journal.pone.0266528
- Sachs, J., & Warner, A. (1995). *Natural resource abundance and economic growth*. NBER Working Paper Series 5398. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w5398>
- Salas, G. (2010). La embriaguez del canon minero. La política distrital en San Marcos a doce años de la presencia de Antamina. *Anthropologica*, 28(28), 111-138. doi:10.18800/anthropologica.2010-sup.011
- Shi, X. (2018). Heterogeneous effects of rural-urban migration on agricultural productivity: Evidence from China. *China Agricultural Economic Review*, 10(3), 482-497. doi:10.1108/CAER-10-2017-0193
- Sunil, A., & Swaroop, V. (2008). Public spending and outcomes: Does governance matter? *Journal of Development Economics*, 86(1), 96-111. doi:10.1016/j.jdeveco.2007.08.003
- Tamayo, J., Salvador, J., Vásquez, A., & Zurita V. (Eds.). (2017). *La industria de la minería en el Perú: 20 años de contribución al crecimiento y desarrollo económico del país*. Osinermin. <https://www.gob.pe/es/i/483409>
- Ticci, E., & Escobal, J. (2015). Extractive industries and local development in the Peruvian Highlands. *Environment and Development Economics*, 20(01), 101-126. doi:10.1017/S1355770X13000685
- UN-Habitat. (2011). *Infrastructure for poverty reduction and economic development in Africa*. United Nations Human Settlements Programme. <https://unhabitat.org/infrastructure-for-poverty-reduction-and-economic-development-in-africa>
- Valdiviezo, M. (2013). La participación ciudadana en el Perú y los principales mecanismos para ejercerla. *Gestión Pública y Desarrollo*, (10), 9-12. <https://es.scribd.com/document/372766991/...-pdf>
- Wang, J., Sun, X., Zhang, S., & Zhang, X. (2024). Does addressing rural energy poverty contribute to achieving sustainable agricultural development? *Agriculture*, 14(6), article 795. doi:10.3390/agriculture14060795

Anexo 1. Carteras de inversión pública con canon minero

Cartera	Categoría 1 (i)	Categoría 2 (j)
1	Transporte	Agropecuario
2	Transporte	Saneamiento
3	Transporte	Telecomunicaciones
4	Transporte	Energía
5	Agropecuario	Saneamiento
6	Agropecuario	Telecomunicaciones
7	Agropecuario	Energía
8	Saneamiento	Telecomunicaciones
9	Saneamiento	Energía
10	Telecomunicaciones	Energía

Elaboración propia, 2024.

Anexo 2. Comparación de carteras de inversión con canon minero

Regresión	Cartera A-B	Categoría C	Categoría D	Categoría E
1	Transporte-agropecuario	Saneamiento	Telecomunicaciones	Energía
2	Transporte-saneamiento	Agropecuario	Telecomunicaciones	Energía
3	Transporte-telecomunicaciones	Agropecuario	Saneamiento	Energía
4	Transporte-energía	Agropecuario	Saneamiento	Telecomunicaciones
5	Agropecuario-saneamiento	Transporte	Telecomunicaciones	Energía
6	Agropecuario-telecomunicaciones	Transporte	Saneamiento	Energía
7	Agropecuario-energía	Transporte	Saneamiento	Telecomunicaciones
8	Saneamiento-telecomunicaciones	Transporte	Agropecuario	Energía
9	Saneamiento-energía	Transporte	Agropecuario	Telecomunicaciones
10	Telecomunicaciones-energía	Transporte	Agropecuario	Saneamiento

Elaboración propia, 2024.

Anexo 3. Comparación de carteras sin traslapes

Regresión	Cartera 1	Cartera 2	Categoría
1	Transporte-saneamiento	Telecomunicaciones-energía	Agropecuario
2	Transporte-saneamiento	Agropecuario-telecomunicaciones	Energía
3	Transporte-saneamiento	Agropecuario-energía	Telecomunicaciones
4	Telecomunicaciones-energía	Agropecuario-saneamiento	Transporte
5	Transporte-agropecuario	Telecomunicaciones-energía	Saneamiento
6	Transporte-telecomunicaciones	Saneamiento-energía	Agropecuario
7	Agropecuario-saneamiento	Transporte-telecomunicaciones	Energía
8	Agropecuario-energía	Transporte-telecomunicaciones	Saneamiento
9	Agropecuario-telecomunicaciones	Saneamiento-energía	Transporte
10	Transporte-agropecuario	Saneamiento-energía	Telecomunicaciones
11	Transporte-energía	Saneamiento-telecomunicaciones	Agropecuario
12	Agropecuario-saneamiento	Transporte-energía	Telecomunicaciones
13	Agropecuario-telecomunicaciones	Transporte-energía	Saneamiento
14	Agropecuario-energía	Saneamiento-telecomunicaciones	Transporte
15	Transporte-agropecuario	Saneamiento-telecomunicaciones	Energía

Elaboración propia, 2024.

Efecto de las compras chinas sobre el precio de la generación eléctrica¹²

Valeria Yuclin Chang Yi
Diego Alejandro Meza Menchola

Introducción

El sector eléctrico peruano ha experimentado una transformación significativa desde la década de 1990, cuando se implementaron reformas de liberalización económica que reconfiguraron su estructura y separaron la cadena de valor en mercados independientes. (Súmar & Jaramillo, 2022). Recientemente, dos grandes adquisiciones en el sector eléctrico peruano, la de Luz del Sur (LdS) por parte de China Three Gorges (CTG) en el año 2020 y la de Enel Distribución por parte de China Southern Power Grid (CSG) International en 2024, han generado cuestionamientos sobre sus posibles implicancias en la dinámica competitiva del mercado eléctrico, particularmente respecto al riesgo de concentración y sus efectos sobre la libre competencia. Ambas empresas adquirientes se encuentran bajo la State-owned Assets Supervision and Administration Commission of the State Council (Sasac), una entidad de rango ministerial del Gobierno chino. Y dado que ambas empresas adquiridas son las únicas que distribuyen energía eléctrica en Lima, surge la cuestión de un posible monopolio en manos de capital estatal extranjero.

La Comisión de Defensa de la Libre Competencia (CLC) del Indecopi evaluó el impacto potencial de dichas transacciones, aprobándolas con la imposición de ciertas condiciones específicas, aplicables hasta el año 2030. No

¹² Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en noviembre de 2024. Los autores agradecemos al profesor José Luis Bonifaz por su invaluable asesoría durante todo el proceso de elaboración de la investigación. También agradecemos los comentarios de nuestros jurados, los profesores Juan Guillermo Lazo y Silvana Huanqui.

obstante, la ausencia de un estudio de los efectos estructurales de este tipo de operaciones limita la comprensión de sus efectos a mediano y largo plazo y, por ende, la implementación de medidas que mitiguen riesgos en estos horizontes temporales. Por ello, la presente investigación plantea un modelo económico que representa, a mediano y largo plazo, cómo distintos escenarios de poder de mercado impactan en el precio de la generación de energía.

En ese sentido, considerando la estructura oligopólica del mercado eléctrico peruano, elaboramos un modelo de Cournot proyectado a 10 años, el cual se basa en trabajos previos de Stoft (2002), Molina *et al.* (2011), Arellano (2003) y Ríos (2021), adaptándolos para incluir la contratación bilateral (es decir, cuando las distribuidoras contratan directamente con los generadores) y otras estrategias de poder de mercado. Nuestro análisis considerará aspectos clave como la evolución de la demanda, la estructura de las funciones de costos marginales, y funciones de reacción de las empresas. Además, se evalúan dos escenarios: uno con licitaciones funcionales y sin coordinación entre las firmas chinas, y otro donde estas actúan colusoriamente.

Nuestra hipótesis plantea que, debido a los fuertes incentivos a coludir, el precio de la energía aumentará en el mediano a largo plazo. Para verificarla, elaboramos un modelo microeconómico del mercado eléctrico inspirado en estudios especializados consultados, cuyos resultados discutimos al final de este trabajo.

1. Revisión de literatura

1.1 El sector eléctrico peruano y su funcionamiento

El sistema eléctrico peruano, rediseñado por la Ley de Concesiones Eléctricas en 1992, supuso la desintegración vertical de la cadena productiva para incentivar la competencia, la inversión privada y el abandono del control de precios (Dammert, Molinelli, & Carbajal, 2011). Así, cada etapa de la cadena productiva (generación, transmisión y distribución) empezó a contar con su propio mercado.

La cadena productiva de electricidad comienza en el mercado de generación eléctrica, donde participan las empresas encargadas de transformar mecánicamente una fuente de energía en electricidad (Dammert *et al.*, 2011). En el Perú, las dos principales fuentes de energía son las hidráulicas y termoeléctricas, que representan alrededor del 95% de la producción eléctrica (COES, 2024). Seguidamente, las empresas del sistema de transmisión se encargan de transportar la energía eléctrica desde los centros de generación hasta los

centros de distribución para el consumo de electricidad, mediante redes de alta y muy alta tensión, subestaciones y otros equipos asociados (Contreras & Pozo, 2009). Finalmente, el sistema de distribución es el que se encarga de llevar la energía hacia los usuarios finales, quienes son regulados cuando su demanda anual es menor de 200 kW, o libres cuando su demanda anual supera los 2500 kW (Dammert *et al.*, 2011).

En el Perú, el sistema eléctrico es regulado por el Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería (Osinermin) y operado por el Comité de Operación Económica del Sistema Interconectado Nacional (COES), cuya función principal es la coordinación de la oferta y demanda de energía. Por tanto, las generadoras no pueden decidir libremente cuándo producirán energía, sino que serán llamadas a producir por el COES por orden de mérito, comenzando por la que tenga el menor costo marginal hasta que se cubra la demanda en cada período (Dammert *et al.*, 2011).

Por ello, existen distintos precios dentro del mercado de electricidad. En principio, el precio *spot* corresponde al costo marginal declarado de la última generadora que despacha energía al sistema. A este precio se transa la energía del mercado de corto plazo, y sirve como punto de referencia de las condiciones en tiempo real de la oferta y demanda (Dammert *et al.*, 2011). Por otra parte, la compra de energía por contrato se puede realizar mediante subastas o licitaciones, cuyo precio resultante se conoce como precio firme; o mediante contratos bilaterales que fijan el precio libre. Por último, se encuentra el precio en barra; el cual es el precio administrativo fijado por Osinermin cada año, valorizando los consumos esporádicos de energía mayores de los pactados en las licitaciones de largo plazo, y está conformado por el precio básico de energía y el precio básico de potencia (Ruiz, 2022). De ese modo, el precio a nivel generación (PNG) es calculado como un promedio ponderado de los precios en barra y los precios firmes (Osinermin, 2016).

Cabe mencionar que el precio básico de energía se verá afectado por distintas variables exógenas, como el precio de los combustibles, cortes de suministro de gas natural episódicos o programados que afectan principalmente a las centrales térmicas, o factores climatológicos que influyen en la operación de las centrales hidroeléctricas y de recursos energéticos renovables (RER) (Ruiz, 2022; Baca, 2021). Por ejemplo, fenómenos de sequía impiden que las centrales hidroeléctricas puedan producir a su máxima capacidad, obligando a las centrales térmicas a cubrir mayor parte de la demanda. Así, dado que estas últimas tienen mayores costos variables y a resultas del mecanismo de despacho del COES, el precio tenderá a incrementarse.

Por el lado de la distribución, la tarifa para el mercado es conocida como VAD (valor agregado de distribución), la cual considera los costos asociados al usuario, las pérdidas de energía estándar y los costos de inversión y mantenimiento (Dammert *et al.*, 2011). En este sentido, la tarifa para el cliente final se calcula como:

$$\sim 46\% * PNG + \sim 14\% * \text{Peajes de Transmisión} + \sim 41\% * VAD$$

Los usuarios regulados tienen que acatar la tarifa fijada por Osinergmin y solo pueden recibir energía de la distribuidora asignada a su zona geográfica (Dammert *et al.*, 2011).

1.2 Contextualización de la problemática

Como se ha mencionado anteriormente, dos transacciones de adquisición generaron preocupación en el mercado por sus implicancias en la competencia. La primera de ellas fue la venta de Luz del Sur (LdS), una de las principales distribuidoras eléctricas en el Perú, cuya zona de concesión abarca 65 distritos de Lima, Cañete y Huarochirí, y atiende a más de 1,3 millones de clientes (Luz del Sur, 2024). También participa en el mercado de generación eléctrica a través de su subsidiaria Inland Energy.

Desde el año 2020, LdS pertenece a China Three Gorges (CTG), una corporación estatal china que destaca a nivel mundial en el ámbito de la energía hidroeléctrica, solar y eólica (*Gestión*, 2019). Esta posee, además, algunas de las principales empresas generadoras de electricidad en el Perú, incluyendo Hydro Global Perú y Empresa de Generación Huallaga, la cual opera la segunda hidroeléctrica más grande del país. Al año 2023, CTG tiene un portafolio de futuros proyectos de generación eléctrica que ascienden a más de US\$ 1000 millones (Cóndor, 2023).

La otra transacción que motivó la presente investigación corresponde a la venta de Enel Distribución, luego renombrada Pluz Energía Perú, la cual formaba parte del Grupo Enel. Aquella es la encargada de distribuir electricidad a la zona norte de Lima Metropolitana, el Callao, Huaura, Huaral, Barranca y Oyón (Enel Distribución Perú S. A. A., 2024). En febrero de 2024, tras casi un año de evaluación por parte de la CLC de Indecopi, se aprobó su venta a la empresa estatal China Southern Power Grid International (CSGI), una subsidiaria de China Southern Power Grid (*Gestión*, 2024). En el momento de la transacción, la empresa no contaba con presencia en otro mercado de la cadena productiva eléctrica en el Perú.

Estas dos transacciones tienen en común un punto interesante: ambos compradores pertenecen al Gobierno chino. Resulta entonces relevante entender cómo funciona la economía china y la estructura de sus empresas estatales (*stated owned enterprises* o SOE, por sus siglas en inglés). Antes de 1978, la economía de China funcionaba bajo un sistema de planificación central; es decir, cada SOE era una unidad productiva que respondía a los planes establecidos por el Gobierno central o local (Lin *et al.*, 2020). Una característica importante en este sistema era que tanto la operación como las decisiones y los derechos de propiedad estaban bajo el Gobierno chino (Lin *et al.*, 2020). Y era un sistema que presentaba muy pocos incentivos para mejorar la eficiencia, por lo que eventualmente tuvo que ser reformado (Lin *et al.*, 2020).

Por ello, se diseñó un nuevo sistema que separa propiedad y administración. Mientras que el propietario de las SOE sigue siendo el Gobierno, ahora se brinda más autonomía a los gestores del negocio. Luego, hacia 2003, el Gobierno chino creó la State-owned Assets Supervision and Administration Commission (Sasac), una institución de rango ministerial a la que se transfirió la responsabilidad de supervisar y administrar a las SOE (Chen, 2017). Es decir, por analogía con una estructura corporativa convencional, Sasac sería como el accionista principal en tanto que representante del dueño de las SOE (Ramos, 2023).

Entonces, si bien la administración de CTG y CSGI son diferentes, la propiedad corresponde a la misma entidad. Esto genera preocupaciones de competencia tanto horizontal como vertical: Sasac consolida un monopolio en la distribución de energía en Lima e integra verticalmente el mercado a través de los activos de generación controlados por CTG.

Profundizando en esta premisa, en la región de Lima Metropolitana, solo LdS y Enel Distribución brindan electricidad a usuarios regulados, cada una con el 47% y el 53% del mercado, respectivamente. Entre ambas concentran más del 57% del mercado de electricidad regulado del país (Espinoza, 2023). Asimismo, en el sector generación, la integración horizontal se refleja en la participación conjunta de las empresas de CTG, que actualmente representan el 4,1% de la potencia efectiva instalada, porcentaje que puede incrementarse hasta el 14,2% hacia 2030, debido a proyectos de centrales en desarrollo (COES, 2024).

En la resolución emitida por la CLC referente a la evaluación de la transacción (014-2024/CLC-Indecopi), se identifican posibles daños a seis mercados. Entre ellos, se destaca el mercado relevante para esta investigación: el de contratos entre empresas de generación y distribución para el suministro

de electricidad a usuarios regulados. En este, LdS y Enel Distribución son las que contratan energía, mientras que Generación Huallaga, Hydro Global e Inland Energy son las que generan energía (Indecopi, 2024).

Bonifaz (2023) resaltó dos puntos importantes que podrían perjudicar a la competencia en el mercado relevante. Primero, la contratación de energía para usuarios regulados, en el área de concesión respectiva, preocupa porque las distribuidoras del grupo adquiriente podrían privilegiar la contratación de sus generadoras y asignarles toda su demanda a través de contratos bilaterales, potencialmente a precios más altos que los del mercado, y en perjuicio de las demás generadoras (Bonifaz, 2023; Indecopi, 2024). Similarmente, aún con la exigencia de licitaciones, debido al posible acceso a información privilegiada, podría ocurrir que solo las empresas del grupo participen en el proceso; lo que, nuevamente, restringe la competencia efectiva y eleva los precios (Bonifaz, 2023). Estos posibles escenarios influirían en el costo final de la tarifa para los usuarios regulados, pues solo tienen una alternativa de suministro de energía.

Ante esta situación, Indecopi decidió aprobar la transacción de Enel Distribución bajo ciertos requisitos aplicables hasta el año 2030. Cuando la compañía se quiera abastecer de energía de las empresas generadoras del grupo adquiriente, deberá hacerlo únicamente mediante licitaciones públicas y supervisadas por Osinergmin. En estas, todos los postores deberán presentar anónimamente sus ofertas, y ganará el que ofrezca el precio más bajo (Sattler, Monge, & Velarde, 2024; Alonso, 2024). Esto busca evitar alguna colusión en beneficio de las empresas del mismo grupo.

El cumplimiento de ese requisito será particularmente importante para las dinámicas del mercado eléctrico en los próximos años, ya que los contratos de distribución actuales de Enel Distribución vencen en 2026, y los de LsS en 2028. Así, se proyecta que, entre 2026 y 2030, ambas empresas representarán entre el 24% y el 75% de los requerimientos de energía para usuarios regulados (Indecopi, 2024).

1.3 Estructura y modelamiento del sector eléctrico peruano

El mercado de generación eléctrica peruano, si bien es potencialmente competitivo porque las economías de escala se agotan rápidamente y existe libre entrada regulada por el Ministerio de Energía y Minas (Minem), presenta un comportamiento oligopólico (Dammert *et al.*, 2011; Ruiz, 2022). Según datos del COES (2024), el índice de concentración de mercado (C_4) muestra que las cuatro principales generadoras (Kallpa, Enel, Engie y Electroperú) concentran el 52,14% de la oferta total.

Por otro lado, tanto el mercado de transmisión como el de distribución de energía tienen características de monopolio natural, debido a los altos costos de infraestructura y bajos costos marginales; lo que genera un gran potencial para economías de escala (Dammert *et al.*, 2011). Por tanto, dados los altos costos de producción, resulta más eficiente que produzca solo una empresa por zona.

En la literatura, existen dos grandes tipos de modelos utilizados para el mercado eléctrico: el equilibrio de Cournot y el equilibrio de curvas de oferta (*supply function equilibrium* – SFE) (Ji & Yépez-García, 2017). Aunque los SFE modelan mejor la realidad, son muy difíciles de computar matemáticamente; por lo que la mayor cantidad de literatura académica utiliza los modelos de Cournot (Ji & Yépez-García, 2017). Cabe mencionar que, dado que los precios en este mercado están regulados por las autoridades del sector eléctrico, las empresas no compiten directamente en precios. En este contexto, el principal mecanismo de ejercicio de poder de mercado es la retención de producción, lo que hace que el modelo de Cournot sea más adecuado que el de Bertrand para analizar el comportamiento de este mercado (Salarkheili, Akbari Foroud, & Keypour, 2011).

Borenstein, Bushnell y Wolack (2000) evaluaron el poder de mercado de las empresas generadoras en el mercado de electricidad de California utilizando simulaciones basadas en Cournot. Mediante iteraciones, los generadores ajustan sus producciones al nivel óptimo dada la producción fija del resto de competidores. Por su lado, Molina *et al.* (2011) utilizan un modelo de Cournot aplicado al sistema eléctrico chileno con contratos bilaterales, similar al peruano, para encontrar los precios en un mercado con abundante generación hidroeléctrica.

Arellano (2003) también enfoca al mercado eléctrico chileno para modelar el comportamiento estratégico de generadoras con poder de mercado. Y encuentra que la mayor generadora del mercado puede manipular sus recursos hídricos para ofrecer menos energía en momentos de alta demanda y más en períodos de baja demanda, aprovechando las diferencias de elasticidad precio para ejercer su poder en tal mercado.

2. Marco analítico y metodología

2.1 Justificación

Dado que el propósito de la presente investigación es hallar el impacto en el precio de energía eléctrica si se da una colusión entre las empresas del grupo económico chino, elaboramos un modelo que refleje dos puntos principales:

(i) las decisiones óptimas de una empresa en un mercado oligopólico y frente a un escenario de integración vertical; y (ii) las características principales del mercado eléctrico peruano. Es importante señalar que el objetivo no es determinar un valor preciso del precio proyectado, sino analizar la diferencia de precios en escenarios con y sin colusión, considerando distintos escenarios de sensibilidad para las variables establecidas.

Los mercados que entran en nuestro análisis son los de generación y distribución eléctrica. Por el lado de generación, a la luz de la literatura consultada, decidimos que el mejor modelo para dicho lado es el equilibrio de Cournot. En cuanto a la distribución, en un escenario de integración vertical, como la tarifa del usuario final es una función positiva del precio de generación, se van a generar incentivos para que este precio sea más alto. Por tanto, hacemos el supuesto de que el precio de distribución aumentará en la misma magnitud que el precio de generación¹³. Entonces, la labor analítica central reside en la construcción del modelo de Cournot para el mercado de generación eléctrica.

Nuestro modelo se basa en Stoft (2002), Arellano (2003), Molina *et al.* (2011) y Ríos (2021). El primero nos sirve para sentar las bases económicas y supuestos relevantes en un mercado de energía. Y en los otros tres estudios nos guiamos para la elaboración de la metodología, en cuanto a la forma de realizar el juego repetido y la construcción base de las funciones de demanda y oferta.

2.2 Metodología

Supuestos generales del modelo

Dado que buscamos evaluar un comportamiento futuro, utilizamos un modelo de Cournot simulado para un horizonte de proyección de 10 años. Este horizonte temporal considera los años en los que se eleva la demanda de contratación de energía de Enel Distribución y Luz del Sur (2026-2030). Por otro lado, se toma el precio de generación como el precio *spot*. Además, el modelo asume que las empresas eligen el nivel de producción que maximiza sus beneficios.

Entre otras consideraciones técnicas, el modelo considera las pérdidas de transmisión dentro de la proyección de demanda del COES. Y es desarrollado a nivel nacional, considerando el conjunto de generadoras del país, dado que las decisiones de producción se adoptan independientemente de la ubicación geográfica de las plantas.

¹³ Este supuesto se sostiene bajo el concepto de «*ceteris paribus*», que implica mantener todo lo demás constante, lo cual, para este caso, implica mantener las tarifas de transmisión y VAD constantes

Oferta y demanda de energía

La demanda eléctrica está compuesta por dos partes: demanda vegetativa, asociada al consumo cotidiano, y demanda de grandes proyectos, referente al consumo de energía en nuevas instalaciones o proyectos de gran magnitud (Dammert *et al.*, 2011). Su estudio y proyección es hecha por el COES en el Plan de Transmisión. Para ello, elabora un modelo econométrico de cointegración utilizando datos desde 1981 hasta 2022 para encontrar determinantes de largo plazo de las ventas vegetativas de electricidad. Así, incluye como variables explicativas al PBI real, la tarifa promedio anual de electricidad, número de habitantes, entre otros coeficientes y rezagos. Entre los resultados, se encontró un coeficiente de $-0,08$ para la variable de tarifa eléctrica: si la tarifa de electricidad aumenta en un 10%, la demanda vegetativa solo cae en un 0,8%. Como tal, podemos clasificarla como una demanda inelástica.

Dado que la demanda vegetativa de electricidad es relativamente inelástica respecto a las tarifas, nuestro modelo adopta la demanda oficial proyectada por el COES. No se modelará una demanda dependiente del precio en esta ocasión para simplificar el análisis.

Por otro lado, para modelar la oferta de energía, se parte distinguiendo entre los tipos de participantes. Siguiendo a Arellano (2003), las empresas generadoras pueden clasificarse en dos grupos: *price-setters* (PS) y *price-takers* (PT). Aquellas cuya participación de mercado supera un determinado umbral se consideran PS y participan en el juego de Cournot, ejerciendo estrategias de poder de mercado para influir en el precio. Por su parte, las PT enfrentan la demanda residual, es decir, aquella no cubierta por las PS, al precio resultante de las decisiones de estas últimas. Se plantea:

$$D_{tot} = S_{tot} = S_{PS} + S_{PT} \dots (1)$$

D_{tot} es la demanda total estimada por el COES, S_{tot} es la oferta que la satisface, mientras que S_{PS} es la porción de oferta que cubrirán las PS y S_{PT} es la que cubrirán las PT.

Curva de costos marginales y precio de la energía

Para obtener el precio *spot*, se utilizarán curvas de costos marginales. Se ordenan las potencias efectivas de las centrales según la que tiene menor costo marginal para construir una curva, la cual se utilizará para encontrar el precio correspondiente a cada cantidad de potencia elegida. Nótese que, durante época de estiaje, se limitará la potencia efectiva de las centrales hidroeléctricas, lo que ayuda a reflejar la estacionalidad por el ciclo de lluvias. También añadimos

las potencias de nuevas centrales. De ese modo, se tendrán curvas de precio distintas según como se modifique la potencia de cada central.

Funciones de costos

El *mix* energético del país está compuesto, principalmente, por energía hidroeléctrica (+50%) y termoeléctrica (~30%). El resto corresponde a fuentes de energía RER, como eólica y solar. Así, las funciones de costos deben incluir los costos variables para cada tipo de energía.

Se define una función de costo total como la suma de los costos fijos (CF) y los costos variables (CV): $CT_i = CF_i + CV_i \dots (2)$. En esta, el costo fijo incluye la inversión e instalación de la tecnología utilizada, mientras que el costo variable indica el costo adicional por la generación de una unidad más de energía (Dammert *et al.*, 2011). En este sentido, el costo variable de las centrales termoeléctricas está compuesto principalmente por el costo del combustible utilizado, y otros costos referidos a agregados al proceso de combustión (Dammert *et al.*, 2011). Para la proyección de los costos combustibles se proyectan los precios del gas natural y del petróleo, para lo cual se utilizan las variaciones del índice Henry Hub¹⁴ y el WTI¹⁵, respectivamente.

Por otro lado, respecto a las centrales hidroeléctricas y de RER, se considera un costo variable de cero, puesto que las fuentes naturales (agua, viento, sol) no son bienes transables. Cabe aclarar que, aunque los costos variables de operación son casi nulos, la infraestructura de este tipo de centrales suele ser bastante costosa (Dammert *et al.*, 2011). No obstante, para efectos de nuestra investigación, que busca determinar la decisión de producción de las empresas, el costo relevante solo es el costo variable. Se asume que el costo de inversión o costo fijo ya fue incluido en el análisis de rentabilidad al decidir la implementación de un nuevo proyecto de generación.

De este modo, se define la función de costo total para la empresa *i* en tiempo *t* (CT_{it}) como:

$$CT_{it} = \sum_{m=1}^M CV_{termo,mt} + CF \dots (3)$$

¹⁴ El indicador de precios Henry Hub es ampliamente utilizado como punto de referencia para la comercialización de gas natural, tanto en los Estados Unidos como internacionalmente. Los precios son definidos por interacción entre oferta y demanda en el sistema de gaseoductos Henry Hub ubicado en Louisiana, Estados Unidos (Osinegmin, 2021).

¹⁵ El índice WTI, o West Texas Intermediate, es un tipo de crudo de referencia usado para fijar precios de petróleo en el mercado, principalmente en los Estados Unidos.

Esta ecuación representa la suma del costo variable de cada central termoelectrónica m de la empresa i , siendo M el número total de este tipo de centrales. Los costos fijos (CF) abarcan los costos de inversión para todas las tecnologías utilizadas por la empresa i ; sin embargo, no se profundizará en su estructura porque escapa del alcance de este análisis.

2.3 Modelo de Cournot: determinación de cantidad y precio de la energía

Funciones de oferta individual

La oferta individual dependerá de la clasificación del jugador como PT o PS. Basándonos en el trabajo de Arellano (2003) y Ríos (2021), se define la oferta de las PT como:

$$S_{PT} = \sum_{i=1}^n s_{i,t} \dots (4)$$

$$s_{i,t} = \begin{cases} 0, & P < cmg_{i,t} \\ PE_{i,t}, & P \geq cmg_{i,t} \end{cases} \dots (5)$$

La ecuación (4) representa la suma de las ofertas individuales de cada una de las n centrales PT. Por otro lado, la ecuación (5) define dicha oferta individual como una función por partes, tal que una central i producirá toda su potencia efectiva ($PE_{i,t}$) si es que el precio es mayor o igual que su costo marginal ($cmg_{i,t}$), para cada tiempo t .

Por otra parte, si la empresa es una PS porque pertenece al grupo de k empresas que sobrepasan cierto límite de participación de mercado, participará en el juego de Cournot y ofertará la cantidad de potencia que maximice su función de beneficios. Se define la función de beneficios de la empresa i en el tiempo t como:

$$\pi_{i,t} = P(q_{hidro,i,t} + q_{termo,i,t} + q_{RER,it}) - CT(q_{hidro,it}) - CT(q_{termo,it}) - CT(q_{RER,it}) \dots (6)$$

donde la función de costos totales (CT) es la que se definió en la ecuación (3). Y la función de beneficios será maximizada sujeta a la siguiente restricción:

$$q_{m,it} \leq PE_{m,it} \dots (7)$$

donde m representa el número de centrales de la empresa i . Es decir, la ecuación (7) indica que la decisión de producción de cada central no podrá ser mayor que la potencia efectiva que puede ofrecer en tiempo t .

Se procede a hallar las funciones de reacción y a construir la oferta individual de cada empresa PS. La cual se define así:

$$PS_{it} = D_{tot,t} - S_{PT,t} - \sum_{k=1}^n q_{k \neq i,t} \dots \quad (8)$$

Es decir, la oferta de la empresa con poder de mercado i (PS_{it}) equivale a la demanda total del SEIN menos lo que ofertan las PT ($S_{PT,t}$) y las demás empresas PS, para cada tiempo t .

Decisión de las empresas mediante un proceso iterativo

La decisión de las empresas se realizará mediante un proceso iterativo. El orden de elección está definido según la que tiene el menor costo variable. Una empresa PT seguirá como criterio la ecuación (5), mientras que una PS seguirá el proceso de maximización de beneficios explicado previamente.

Así, la decisión de producción de cada PS tiene que considerar las decisiones de producción de las demás PS y PT, como fue establecido en (8). Entonces, en la primera iteración, la primera empresa PS elegirá su cantidad producida asumiendo que las demás PS producen 0. Es decir, su q_1^* es la cantidad óptima de monopolista. Asimismo, implícitamente, en su decisión de producción está considerando la producción de las PT en conjunto, con la cual se completará la cobertura de la demanda del mercado.

Luego, la segunda empresa PS elegirá su cantidad óptima introduciendo q_1^* en su función de reacción y asumiendo que las demás PS producen 0. Entonces, $PS_{2,t} = D_{tot,t} - S_{PT,t} - q_1^*$. La clave está en entender que, al evaluar cada posible q , una empresa está alterando la curva de costos marginales comentada anteriormente, lo que altera a su vez el precio y, con eso, los beneficios.

Se realizará el mismo procedimiento hasta culminar con todas las PS participantes en el juego. Tras concluir esta primera ronda de decisiones, comienza la segunda iteración. En esta, $i = 1$ decide su producción considerando las cantidades que produjeron las demás empresas en la ronda previa. Similarmente, $i = 2$ realiza el mismo procedimiento considerando lo que $i = 1$ produjo en la ronda 2 y lo que las empresas $i > 2$ produjeron en la ronda 1. Este procedimiento se realiza para las n empresas y en tantas rondas como sean necesarias hasta que la cantidad óptima de la central i en la ronda $j+1$ sea

igual a la cantidad óptima en la ronda j . En este momento se llega al equilibrio. Así obtenemos la oferta de las PS, que equivale a $S_{PS} = \sum_{i=1}^n q_{it}^*$, donde q_{it}^* es la cantidad óptima de cada empresa PS. Nótese que, en todo momento, las empresas PT, en conjunto, están ofreciendo energía hasta completar la demanda del mercado, sin que se altere el orden de despacho.

Escenarios: colusión y no colusión

El juego a la Cournot antes descrito es el escenario base de competencia oligopolista, en el cual cada empresa maximiza sus beneficios, siempre que tenga poder de mercado y no esté influenciada por la integración vertical. La curva de precios en función del tiempo obtenida a través de este mecanismo será la base de comparación para encontrar el efecto de la adquisición de LdS y Enel Distribución por parte de CTG.

Pero también hay un segundo escenario: el caso de colusión. Una de las principales preocupaciones de esas adquisiciones en estudio es que las distribuidoras de Lima orienten toda su demanda hacia las generadoras del mismo grupo. La metodología considera que, entre 2026 y 2030, ambas empresas vuelven a contratar energía, momento en el cual puede producirse una desviación del precio respecto al modelo base.

Para evaluar la desviación del precio, el mecanismo es el siguiente: las generadoras del grupo chino tienen prioridad para abastecer la demanda de las distribuidoras del mismo grupo. En este sentido:

$$S_{CH} = \begin{cases} D_{CH}, D_{CH} < \sum_{i=1}^k PE_i \\ \sum_{i=1}^k PE_i, D_{CH} \geq \sum_{i=1}^k PE_i \end{cases} \dots (9)$$

donde D_{CH} representa la demanda de las distribuidoras del grupo chino (LdS y Enel), y PE es la potencia efectiva de cada una de las i centrales de generación correspondientes a dicho grupo económico. Así, la idea es determinar cuál es la porción de la demanda que efectivamente será satisfecha por las generadoras del grupo chino, la cual sería vendida a un precio máximo (P_{MAX}), puesto que se trata de un mercado regulado.

Volvemos entonces a ejecutar el juego de Cournot antes descrito, pero con las siguientes condiciones: se ajusta la demanda del mercado eliminando la porción que fue satisfecha por las empresas del grupo chino y, de manera similar, se ajusta la oferta de potencia retirando la capacidad de las centrales que cubrieron dicha demanda que, debido al supuesto de colusión, serían las

pertenecientes al mismo grupo chino. El precio final en este escenario se calcula como un promedio ponderado entre el *P_{MAX}* y el precio de competencia oligopolista obtenido en el modelo de Cournot.

3. Análisis de resultados

3.1 Sección empírica

Es fundamental el manejo adecuado de datos históricos y el establecimiento de supuestos para proyectar las variables involucradas. En cuanto a la información histórica, las principales fuentes utilizadas provienen de bases de datos públicas, como las del COES, Osinergmin e instituciones internacionales relevantes. A continuación, se expondrán los *inputs* del modelo, sus formas de proyección, así como sus limitaciones.

Demanda de energía

La demanda utilizada para el modelo serán las proyecciones oficiales presentadas por el COES en el Plan de Transmisión 2025-2034, que contemplan cinco escenarios de crecimiento. Asimismo, aunque las proyecciones disponibles son anuales, estas fueron adaptadas al modelo asumiendo una demanda constante a lo largo de los meses del año. Este supuesto se sustenta en el análisis de la participación mensual en la producción de energía de las empresas registradas en el COES, cuya participación mensual sobre el total anual representa entre el 7 y el 8% del total anual. Dicha estabilidad justifica una asignación equitativa de la demanda anual entre los 12 meses.

Por otro lado, para el escenario de colusión, se debe proyectar la demanda de LdS y Enel Distribución. Para ello, se tomaron las proyecciones oficiales de cada empresa, presentadas en sus respectivos reportes corporativos. Ambas empresas presentan sus proyecciones de forma anual, por lo que fueron mensualizadas equitativamente a lo largo del año.

Siguiendo esta línea, por simplicidad asumimos que las negociaciones de precio e inicio de consumo de energía se realizarán simultáneamente. Así, se toma como supuesto que Enel Distribución comenzará a contratar energía en 2026 y Luz del Sur en 2028.

Oferta de energía

Centrales actuales y potencia considerada

Para construir la oferta de energía, se consideran todas las centrales operativas actuales que pertenecen al COES. Para calcular la potencia efectiva de las

centrales hidroeléctricas y de fuentes de energía renovable (RER), se parte de la información de potencia efectiva de cada central, obtenida del portal del COES con datos actualizados a julio de 2024. Es importante tener en cuenta que las centrales hidroeléctricas no siempre pueden operar al 100% de su capacidad debido a restricciones climáticas. En particular, en épocas de estiaje, la escasez de lluvias reduce el caudal de los ríos, lo que limita la cantidad de energía que pueden producir.

Esta dinámica es clave porque, en épocas de estiaje, las termoeléctricas deben entrar a suplir la menor producción hidroeléctrica; lo que tiende a elevar el precio de la energía. Para modelar este comportamiento hidrológico, se optó por definir un porcentaje de restricción de potencia. Para calcularlo, se analizaron los volúmenes turbinados de todo el sistema hidroeléctrico, obtenidos mensualmente desde el año 2017. Estos representan la cantidad de agua que pasa por las turbinas de una central hidroeléctrica para generar electricidad.

Con estos datos, construimos un índice que mide la relación entre el volumen turbinado de cada mes y el volumen turbinado máximo del año:

$$\text{Índice de Estiaje} = \frac{\text{Volumen turbinado del mes}}{\text{Volumen turbinado máximo del año}}$$

Este índice permite medir el efecto del estiaje como la reducción en la producción de energía anual debido a la menor disponibilidad de agua. Este enfoque permite reducir los sesgos anuales, considerando que algunos años pueden haber sido más húmedos que otros, y, por lo tanto, permite una comparación más precisa entre diferentes períodos climáticos. Luego, a partir de esta distinción, separamos dos series: una de estiaje y otra de precipitaciones. Según Dammert, García y Molinelli (2008), el período de estiaje en el Perú ocurre entre mayo y noviembre, mientras que las lluvias intensas se concentran de diciembre a abril. Por lo tanto, para la serie de estiaje, se tomaron los valores del índice correspondientes a los meses de mayo a noviembre; y para la serie de precipitaciones, se usaron los valores del resto de los meses.

Con esta información, realizamos una simulación de Monte Carlo para predecir los valores futuros de estiaje, utilizando la distribución gamma para la serie de estiaje y la beta para la serie de precipitaciones. Otra consideración relevante es la limitación en la construcción de estas series, ya que solo desde 2017 se cuenta con datos disponibles públicamente.

Se realizaron 10 000 simulaciones por serie para obtener las distribuciones de probabilidad utilizadas en las proyecciones mensualizadas del modelo. A partir de estas, se tomaron valores aleatorios entre los percentiles 5 y 95, cap-

turando así el 90% de las observaciones más representativas, y se asignaron a los meses de cada período proyectado.

Por último, para las centrales RER y termoeléctricas, se considera como potencia disponible la potencia efectiva para cada central, proporcionada por el COES sin aplicar ninguna restricción en el tiempo.

Costos variables

Los costos marginales de las centrales hidroeléctricas y de RER se asumen nulos, al no existir costos asociados al uso de recursos hídricos, solares o eólicos. En contraste, los costos variables de las termoeléctricas se estiman a partir de información histórica reportada por el COES, según sus distintos modos de operación, definidos por la configuración tecnológica y la combinación de turbinas y generadores. Estos costos, publicados semanalmente en el Programa de Operaciones, se componen del costo variable combustible (CVC) y del no combustible (CVNC), asociados al uso de combustible y al mantenimiento, respectivamente. Se consideran únicamente los modos de operación cuya potencia efectiva suma la capacidad total de la central, lo que implica una simplificación al incluir solo las más eficientes. No obstante, esta aproximación responde a limitaciones de información y disponibilidad técnica.

Para proyectar estos costos, nos basamos en los últimos valores publicados por el COES en agosto de 2024. En el caso de los costos variables no combustibles (CVNC), que pueden considerarse como fijos, asumimos que estos crecerán a la tasa de inflación estimada por Focus Economics. Dado que los CVNC están relacionados con los gastos de mantenimiento de las centrales, es razonable asumir que, *ceteris paribus*, la inflación será el único factor que influya en su valor.

Para proyectar los costos variables de combustible (CVC), se sigue la metodología empleada por el COES en su Plan de Transmisión, basada en el *Energy Outlook 2023* de la U.S. Energy Information Administration (EIA). Este documento utiliza los índices WTI para el petróleo y Henry Hub para el gas natural, bajo el supuesto de que las variaciones en los precios de estos combustibles estarán determinadas por las variaciones de dichos índices. Las proyecciones de estos índices se elaboran mediante el modelo National Energy Modeling System (NEMS), el cual simula el equilibrio futuro entre oferta y demanda considerando factores como producción, comercio, consumo e indicadores macroeconómicos, proporcionando así una referencia más estable y de largo plazo que los precios de futuros. Esta fuente también brinda sensibilizaciones de las proyecciones para un escenario alto y bajo en precios de combustible.

Nuevos proyectos de generación

La incorporación de nuevos proyectos de generación incrementa la oferta de energía, lo que impacta en los precios del mercado. En particular, el aumento de centrales hidroeléctricas, cuyo costo marginal es casi nulo, amplía la base hídrica disponible, retrasando el uso de termoeeléctricas en el orden de despacho y, en consecuencia, disminuyendo los precios. En el Plan de Transmisión 2025-2034, se presentan los proyectos de generación futuros, aunque su ejecución depende de factores como la obtención de permisos y financiamiento (COES, 2024). Asimismo, el plan clasifica los posibles proyectos según tres criterios: (i) capacidad financiera del concesionario, (ii) nivel de desarrollo del estudio y (iii) posición socioambiental, asignándoles un puntaje conjunto entre 0 y 12.

También analizamos la entrada histórica de potencia al SEIN para evitar escenarios extremos, como un ingreso mínimo o excesivo de potencia, los cuales tienen baja probabilidad de ocurrencia. Si bien no es posible crear una distribución detallada con solo 10 años de datos, se busca que los escenarios proyectados giren en torno al promedio de estos valores.

En este contexto, establecimos cuatro escenarios para la proyección de potencia al SEIN. En el primer escenario, se considera que solo ingresan al sistema las empresas del grupo chino entre 2025 y 2030, coincidiendo con el período de contratación de Luz del Sur y Enel. En el segundo escenario, estas mismas empresas ingresan al sistema, pero después del período de contratación, es decir, a partir de 2030. El tercer escenario, de carácter semioptimista, incluye proyectos calificados con puntajes entre 10 y 12. Dado que estos proyectos carecen de una fecha específica de inicio, se les asignó un año aleatorio, con una entrada promedio de 250 MW anuales, ligeramente por debajo del promedio histórico. Finalmente, el cuarto escenario, más optimista, abarca proyectos con puntajes de 8 o superiores.

Empresas con poder de mercado

Para definir el listado de empresas con poder de mercado, obtuvimos la producción de energía de cada empresa generadora y calculamos su cuota de mercado mensual para el período de 2021 a 2023, sobre el cual se calculó un promedio. A la luz de lo cual, para el primer escenario, consideramos como *price-setter* (PS) a cualquier empresa cuya cuota de mercado promedio a nivel individual supere el 2%; mientras que en el segundo escenario incluimos a todas aquellas que superen el umbral del 1%. La única excepción se aplicó a las empresas del grupo chino, para las cuales se calculó la cuota de mercado

conjunta. En este sentido, la cuota de CTG es actualmente cercana al 5% del mercado, la que podría aumentar al 14% si se incorporan todas las centrales en proyecto. Así, todas estas empresas se califican como PS en ambos escenarios.

Precio máximo en escenario de colusión

El precio a nivel generación se define como $PNG = PB * SC + PF * CC$; donde PB es el precio en barra, SC es el % de energía retirado sin contrato, PF es el precio firme y CC es el % de energía retirado por contratos o licitaciones (Dammert *et al.*, 2011). Este es un precio que calcula Osinergmin para enviar señales al mercado sobre el precio de la energía al consumidor final. Por tanto, siguiendo la misma lógica, obtenemos el precio final del modelo como un ponderado entre los precios ofrecidos a las distribuidoras de Lima y el precio en el juego de Cournot, siendo los pesos la energía abastecida por cada uno de los grupos.

Por simplicidad, asumimos que el precio máximo (PMAX) al cual las generadoras chinas pueden vender a las distribuidoras del grupo se define como un *factor * precio de no colusión*. Este factor se interpreta como una medida del poder de mercado, ya que representa un margen adicional sobre el precio de competencia. Para esta oportunidad, se tomó un factor de 1.1. De la misma forma, es importante realizar un análisis de sensibilidad del porcentaje de demanda que las generadoras podrían efectivamente colocar a las distribuidoras. Para ello, observamos sus contratos actuales. Así, se encontró que, por ejemplo, Luz del Sur, a 2021, tenía asignada a solo cinco empresas el 73% de su energía contratada (SMV, 2021). Así, si asumimos una distribución pareja, correspondería aproximadamente el 15% a cada empresa. Por ello, para los dos escenarios principales tomamos como uno en el que no se licita el 15% de la demanda y otro en el que no se licita el 100% de la demanda.

3.2 Discusión de los resultados principales

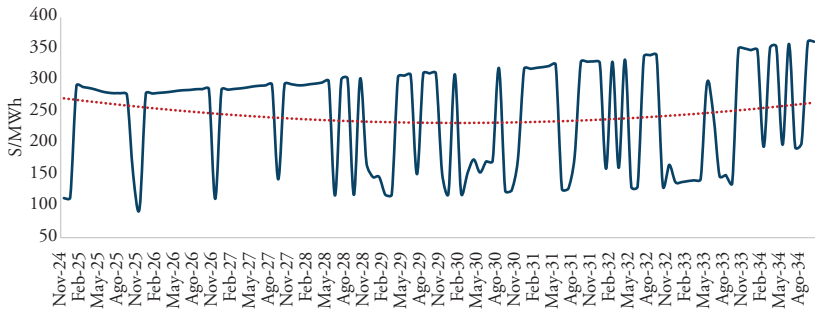
Nuestro modelo fue implementado utilizando el lenguaje de programación Python, integrando las bases de datos trabajadas como *inputs* para obtener una serie temporal del precio proyectado.

3.2.1 Escenarios sin colusión

Se parte de un escenario base que funcione como referencia para las sensibilizaciones. En este escenario, todas las variables se consideran en su configuración inicial o de referencia: se toma el costo de combustible y la demanda en su

nivel base, se incluyen como *price-setters* solo a las empresas con una cuota de mercado superior al 2%, y no se incorpora nueva potencia al SEIN. Así, se obtiene la figura 1.

Figura 1
Curva de precios de energía en el escenario base



Elaboración propia, 2024.

En esa figura se observa que la serie de precios refleja claramente la estacionalidad hidrológica, lo que se manifiesta en los picos de precio. Además, al analizar la tendencia general, se percibe un leve incremento en los precios hacia finales de la proyección, lo que puede ser atribuible al aumento en los costos de combustibles. Sin embargo, a esta altura del análisis aún no es posible extraer conclusiones significativas hasta realizar las comparaciones con otros escenarios.

De ahí que un aspecto fundamental en esta investigación sean los análisis de sensibilidad de variables. Para ello, se tomaron distintos escenarios para las principales variables del modelo, a fin de obtener curvas de precio comparables entre sí. Así, se realizó una matriz cruzada con los escenarios de los costos de combustible (alto, base y bajo) y el ingreso de nueva potencia. Para esta última variable, se identificaron cinco escenarios: (i) sin ingreso de potencia, (ii) entrada solo de las centrales chinas desde 2025 (caso 1), (iii) entrada solo de las centrales chinas luego de 2030 (caso 2), (iv) el escenario semioptimista como caso 3 y (v) el escenario optimista como caso 4. En total, se corrió 15 veces el modelo. Con ello, se calcularon las desviaciones promedio de precio respecto al escenario base, obteniendo los resultados en la tabla 1.

Tabla 1
Desviación promedio del precio respecto al escenario base

		Costo de combustible			
		Alto (1)	Base (2)	Bajo (3)	
Entrada de nuevas centrales	Sin entrada	Estiaje	62,7%		28,3%
		Lluvia	58,1%		23,4%
		Total	60,8%		26,2%
	Caso 1	Estiaje	86,8%	62,8%	49,6%
		Lluvia	74,8%	58,8%	37,8%
		Total	81,8%	61,1%	44,7%
	Caso 2	Estiaje	56,3%	21,6%	17,1%
		Lluvia	36,4%	3,7%	1,8%
		Total	48,0%	14,1%	10,7%
	Caso 3	Estiaje	86,4%	60,8%	46,6%
		Lluvia	66,3%	45,5%	31,0%
		Total	78,0%	54,5%	40,1%
	Caso 4	Estiaje	70,8%	54,2%	44,4%
		Lluvia	57,7%	42,4%	28,8%
		Total	65,4%	49,3%	37,9%

Notas. Los valores reflejan la desviación promedio del precio respecto al escenario base sin incorporación de nueva potencia. Por ejemplo, la primera celda indica que, bajo un escenario de altos costos de combustible y sin ingreso de nuevas centrales, el precio se incrementa en promedio en un 62,7% durante el período de estiaje. Elaboración propia, 2024.

Allí se observa que el escenario con entrada de potencia donde el precio se incrementa menos es en el caso 2; es decir, cuando hay un fuerte ingreso de potencia de los proyectos de generación chinos, después de que Enel Distribución y Luz del Sur comiencen la contratación de energía. Y, al comparar las desviaciones en cada uno de los escenarios de costo de combustible, se observa que el mayor incremento en el precio ocurre cuando solo se incorpora potencia del grupo chino al sistema a partir de 2025, lo que podría estar relacionado con el incremento en su poder de mercado.

Cabe recordar que la optimización se realiza por empresa, y en este caso el grupo chino posee no solo hidroeléctricas, sino también una central termoeléctrica relevante; lo que podría influir en su estrategia de restricción de producción y, por ende, en el precio. No obstante, en un escenario semiop-

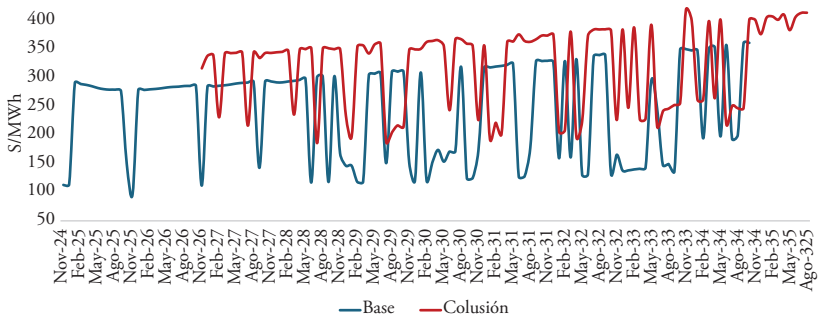
timista, con una entrada promedio anual de ~ 200 MW al SEIN, incluyendo las empresas del grupo chino, la desviación promedio se reduce; lo que sugiere que el efecto del poder de mercado disminuye conforme ingresan más competidores. Esta tendencia es aún más clara en el escenario optimista, con una entrada anual de ~ 400 MW de nueva potencia.

Entonces, como primera conclusión, se observa una relación entre el ingreso de nueva potencia al sistema y la influencia del poder de mercado del grupo chino en el precio. A medida que ingresan más proyectos ajenos a dicho grupo, el impacto de su poder de mercado sobre los precios disminuye, con una variación en la desviación que oscila entre el 6,8% y el 16,4% (diferencias de desviación entre el caso 4 y el caso 1), dependiendo del escenario de costo de combustible. No obstante, los resultados del caso 2 muestran que la entrada de potencia del grupo chino también puede ser favorable, siempre que no interfiera con la contratación de energía de las distribuidoras. En el escenario base de costos de combustible, la diferencia en precios durante la temporada de lluvias puede ser incluso mínima, con menos del 4% de desviación del escenario *benchmark*.

3.2.2 Escenarios de colusión

Para iniciar este análisis, presentamos un ejemplo ilustrativo que compara el escenario base sin colusión con un escenario de colusión, vertical y horizontal, en el que no se incorpora nueva potencia al sistema, pero el 100% de la demanda de las distribuidoras se asigna prioritariamente a las generadoras del grupo chino. A continuación, se muestra la figura 2, que ilustra este análisis comparativo.

Figura 2
Curva de precios de energía en un escenario de colusión



Elaboración propia, 2024.

En esta instancia, las variables clave por examinar aplicando la metodología de sensibilización de variables son: (i) la incorporación de nueva potencia al SEIN y (ii) el porcentaje de energía no licitada, es decir, el porcentaje de la demanda de las distribuidoras asignada directamente a las generadoras del grupo chino. Esto conlleva 10 escenarios, todos ellos bajo los supuestos del escenario base respecto a costos de combustible y demanda. La tabla 2 presenta los respectivos resultados:

Tabla 2
Desviación promedio del precio respecto a un escenario de colusión

			Energía no licitada	
			100% (1)	15% (2)
Entrada de nuevas centrales	Sin entrada de nueva potencia	Estiaje	39,8%	32,1%
		Lluvia	35,6%	36,3%
		Total	38,0%	33,8%
	Caso 1	Estiaje	105,9%	72,3%
		Lluvia	81,2%	72,9%
		Total	95,6%	72,5%
	Caso 2	Estiaje	63,4%	52,1%
		Lluvia	48,6%	43,4%
		Total	57,2%	48,5%
	Caso 3	Estiaje	91,3%	66,1%
		Lluvia	72,7%	53,7%
		Total	83,5%	60,9%

Elaboración propia, 2024.

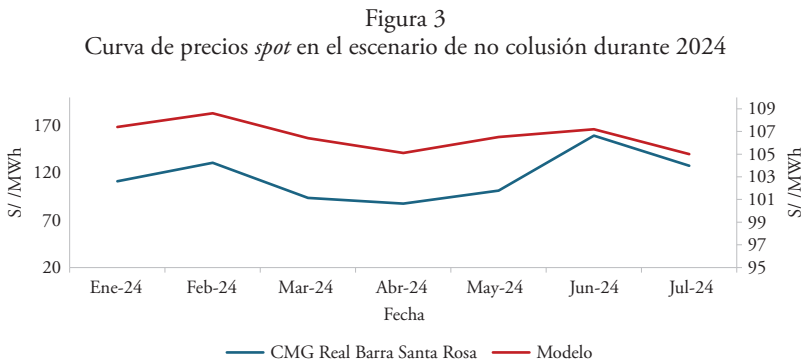
Dados los mencionados supuestos, es posible comparar los resultados en la tabla 2 con los de la columna (2) de la tabla 1. Así, en promedio, cuando se contrata el 15% de energía sin licitaciones, la desviación tiende a ser un 17,7% mayor que en el caso de no colusión. Además, si se coloca el 100% de la demanda de las distribuidoras a las generadoras chinas, el precio suele ser un 35,2% mayor que en dicho caso. También se observa que el patrón del escenario de colusión se repite: a medida que se integre más potencia al SEIN que no sea del grupo chino, el efecto del poder de mercado ocasionado por la colusión disminuye. Esto puede observarse al comparar los escenarios 1 vs. 3.

Siguiendo esta línea de análisis, se observa que la diferencia promedio en desviaciones, entre el caso del 100% de energía no licitada y el caso del 15% no licitado, es de aproximadamente un 17,4%. Esto evidencia la importancia de mantener un control riguroso sobre la contratación de energía de las distribuidoras en Lima. Así, una segunda conclusión clave de este estudio es que la venta de Enel Distribución y Luz del Sur a empresas del grupo económico chino efectivamente podría generar un impacto considerable en el precio de la electricidad.

Al analizar las tablas de sensibilidad, es posible identificar que, en un escenario altamente desfavorable –caracterizado por elevados costos de combustible, una gran proporción de demanda no licitada de las distribuidoras y el ingreso exclusivo de proyectos del grupo chino–, el precio de la electricidad podría llegar a incrementarse en más del 150%. Este escenario, aunque extremo, no es del todo improbable, dado que el grupo chino cuenta con una sólida base económica para respaldar estos proyectos.

3.3 Backtesting

Para verificar el correcto funcionamiento y ajuste del modelo a los datos reales, realizamos un procedimiento de *backtesting*, consistente en evaluar el modelo utilizando datos históricos. Se emplearon datos del período de enero a julio de 2024, obteniéndose la figura 3. Allí se observa que la tendencia de precios seguida por nuestro modelo y la de los precios reales son bastante similares; lo que indica que la construcción del modelo es muy cercana a la realidad y brinda una base realista de comparación.



Nota. Comparativo de precios entre precios reales y simulados.
Elaboración propia, 2024.

4. Conclusiones y recomendaciones

El objetivo principal del modelo microeconómico que hemos utilizado para este estudio es analizar el comportamiento estratégico de las empresas del sector electricidad en escenarios de colusión e integración vertical, con el fin de identificar y cuantificar su impacto sobre los precios. Para ello, se han aplicado diversas simplificaciones teóricas y técnicas del funcionamiento del mercado eléctrico. En consecuencia, el modelo no pretende estimar un precio exacto de la energía, sino aproximar el efecto que sobre este pueden generar ciertas dinámicas en dicho mercado. Si el objetivo fuese lograr una estimación precisa del precio de la electricidad, sería necesario un análisis más exhaustivo que incorpore una mayor cantidad de factores del sistema eléctrico y con mayores precisiones técnicas.

Sin embargo, la relevancia de esta investigación radica en cuantificar los efectos de la colusión, tanto horizontal como vertical, en el mercado eléctrico peruano. Así, el modelo utilizado nos ha permitido hallar que, en términos generales, la probable entrada al SEIN de nuevos proyectos de generación eléctrica por parte del grupo chino CTG constituye una fuente relevante de poder de mercado, con potencial de elevar los precios hasta en un 90% cuando tales proyectos coinciden con los períodos de contratación de energía de las distribuidoras del grupo, beneficiando así a sus propias generadoras. Pero este efecto puede atenuarse con el ingreso de proyectos de generación no vinculados al grupo, especialmente aquellos basados en fuentes hidroeléctricas y renovables no convencionales (RER); los cuales, al contar con costos marginales nulos, podrían desplazar a las termoeléctricas en el despacho de energía.

Actualmente, varios proyectos de generación se encuentran paralizados por trámites burocráticos; lo que evidencia la necesidad de políticas que agilicen los procesos e incentiven la inversión en nueva capacidad instalada, con el objetivo de diversificar la oferta y reducir la concentración en manos de pocos actores. En tal sentido, si bien el respaldo de Luz del Sur y Enel Distribución por parte de un grupo económico sólido (como es CTG) podría facilitar nuevas inversiones, es clave contar con una regulación clara y efectiva en los procesos de contratación de potencia, de modo que se minimicen los riesgos de integración vertical con efectos anticompetitivos y se asegure un desarrollo eficiente del mercado eléctrico.

Así, el Decreto Legislativo 1034 (Ley de Represión de Conductas Anticompetitivas) establece los procedimientos y criterios para intervenir y proteger la competencia en el mercado, abarcando tanto las prácticas

colusorias verticales como horizontales. La autoridad puede imponer sanciones administrativas, que incluyen multas a las empresas y/o funcionarios, medidas correctivas, cautelares y acciones de indemnización, entre otras. Por ejemplo, las sanciones monetarias pueden alcanzar hasta el 12% de las ventas del año anterior al de la sanción.

En tal perspectiva, el aporte de nuestra investigación, al haber cuantificado el impacto negativo de las empresas que incurren en prácticas colusorias, permite que las sanciones y remedios impuestos a estas empresas estén efectivamente acordes con el daño que causan a los mercados. Entonces, nuestro modelo puede adaptarse para evaluar otros casos de colusión en el mercado. Esto se debe a que el modelo se enfoca en proyectar variaciones de precios dentro de un marco de competencia oligopólica, proporcionando así una herramienta valiosa para analizar y detectar prácticas anticompetitivas en distintos contextos del mercado.

Sin mengua de lo anterior, corresponde señalar las limitaciones del presente estudio. El modelo presenta restricciones derivadas tanto de simplificaciones necesarias como de limitaciones computacionales. Por ejemplo, se asume que las empresas determinan su nivel de producción maximizando utilidades, en línea con la teoría económica. No obstante, dado que los compradores pertenecen al Estado chino, sus decisiones podrían estar influenciadas no solo por criterios económicos, sino también por objetivos políticos.

Y, respecto al precio, aunque el modelo considera la estacionalidad hídrica en las proyecciones mensuales, no puede capturar eventos meteorológicos imprevistos que podrían afectar significativamente los precios. De la misma manera, la estacionalidad de las hidroeléctricas se modela mediante un factor de restricción de potencia, lo que simplifica la realidad. Alternativamente, algunos estudios como Arellano (2003) incorporan reservas hídricas por planta para permitir decisiones dinámicas en estiaje. No obstante, esta opción fue descartada por limitaciones informáticas.

Finalmente, para futuras investigaciones, sería recomendable ampliar la cantidad de variables analizadas, a fin de capturar un espectro más completo de los factores que inciden en la toma de decisiones de una empresa en un mercado oligopólico. Asimismo, un mayor acceso a información permitiría complementar las bases de datos utilizadas y mejorar la precisión del análisis. Por último, una línea de investigación relevante sería evaluar cómo las variaciones de precio modeladas impactan en el bienestar del consumidor y en la eficiencia del sistema desde una perspectiva social.

Referencias

- Alonso, I. (2024, 4 de agosto). La compra de Enel Distribución. *El Comercio*. <https://elcomercio.pe/opinion/columnistas/indecopi-electricidad-la-compra-de-enel-distribucion-por-ivan-alonso-noticia/>
- Arellano, M. (2003). *Diagnosing and mitigating market power in Chile's electricity industry*. CEEPR Working Paper 03-010. Center for Energy and Environmental Policy Research, MIT. <https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/45003/2003-010.pdf>
- Baca, V. (2021, 10 de mayo). *Perú: Se establecen parámetros para determinar el precio del gas natural para generación de energía eléctrica*. Garrigues. https://www.garrigues.com/es_ES/noticia/peru-establecen-parametros-determinar-precio-gas-natural-generacion-energia-electrica
- Bonifaz, J. (2023, 4 de octubre). *Indecopi inicia Fase II en la fusión del mercado eléctrico peruano*. Centro Competencia. <https://centrocompetencia.com/indecopi-fase-ii-fusion-mercado-electrico-peruano/>
- Borenstein, S., Bushnell J., & Wolack F. (2000). *Diagnosing market power in California's deregulate wholesale electricity market*. Power Working Papers Series, 064. University of California Energy Institute. Berkeley. <https://haas.berkeley.edu/wp-content/uploads/pwp064.pdf>
- Chen, Z. (2017). *Governing through the market: Sasac and the resurgence of central state-owned enterprises in China*. [Tesis doctoral, University of Birmingham]. University of Birmingham E-Theses Repository. <http://etheses.bham.ac.uk/id/eprint/8381>
- COES. (2024). *COES Indicadores BI*. Comité de Operación Económica del Sistema Interconectado Nacional. Recuperado el 3 de noviembre de 2024. <https://www.coes.org.pe/Portal/portalinformacion/VisorPowerBI>
- Cóndor, J. (2023, 5 de diciembre). Luz del Sur y los proyectos del 2024 en una batería total de US\$ 1,000 mllns. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/empresas/sector-electrico-centrales-electricas-distribucion-electrica-luz-del-sur-y-los-proyectos-del-2024-en-una-bateria-total-de-us-1000-mllns-noticia/>
- Contreras, J., & Pozo, D. (2009). Short- and long-term Nash equilibria in electricity markets. En *2009 IEEE Power and Energy Society General Meeting, PES '09*. doi:10.1109/PES.2009.5275951
- Dammert, A., García C. R., & Molinelli, F. (2008). *Regulación y supervisión del sector eléctrico*. Fondo Editorial. Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://hdl.handle.net/20.500.14657/46599>
- Dammert, A., Molinelli, F., & Carbajal, M. (2011). *Fundamentos técnicos y económicos del sector eléctrico peruano*. Osinergmin. <https://www.gob.pe/.../osinergmin/informes-publicaciones/483428-fundamentos->
- Enel Distribución Perú S. A. A. (2024, 26 de febrero). *Memoria anual integrada 2023*. <https://www.pluz.pe/content/dam/enel-pe/inversores/junta-de-accionistas/junta-general-de-accionistas/-enel-dx-per%C3%BA-/26-de-febrero-de-2024/3%20Memoria%202023%20ED%20Peru.pdf>

- Espinoza Q, L. (2023, 19 de junio). ¿Cuál es la situación de la energía eléctrica en el Perú? *Conexión ESAN*. <https://www.esan.edu.pe/conexion-esan/cual-es-la-situacion-de-la-energia-electrica-en-el-peru>
- Gestión*. (2019, 30 de septiembre). Luz del Sur se vende a China Yangtze Power Co. por US\$ 3 590 millones. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/empresas/sempra-luz-del-sur-se-vendio-a-china-yangtze-power-co-noticial/>
- Gestión*. (2024, 12 de junio). Enel concreta venta de acciones en Enel Distribución a CSGI: ¿qué cambios involucra? *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/empresas/enel-peru-concreta-venta-de-participacion-mayoritaria-en-enel-distribucion-a-csgi-que-cambios-involucra-empresas-china-southern-power-grid-energia-noticia/>
- Hakam, D. F. (2018). Market power modelling in electricity market: A critical review. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(5), 347-356. <https://www.econjournals.com/index.php/ijee/article/.../6748>
- Indecopi. (2024, 23 de enero). Resolución 14-2024/2024/CLC-Indecopi. Comisión de Defensa de la Libre Competencia. <https://centrocompetencia.com/.../uploads/2024/12/33-Resolucion-014-2024-CLC-F2-vp.pdf>
- Ji, Y., & Yépez-García, A. (2017). *Market power in electricity generation sector: A review of methods and applications*. Policy Brief IDB-PB-265. Inter-American Development Bank, Energy Division. <https://webimages.iadb.org/publications/.../Market-Power-in-Electricity-Generation-Sector-A-Review-of-Methods-and-Applications.pdf>
- Lin, K., Lu, X., Zhang, J., & Zheng, Y. (2020). State-owned enterprises in China: A review of 40 years of research and practice. *China Journal of Accounting Research*, 13(1), 31-55. doi: 10.1016/j.cjar.2019.12.001
- Luz del Sur. (2024, 27 de marzo). *Memoria anual 2023*. https://cdn.luzdelsur.com.pe/weblds/nuestraempresa/memoria_anual.pdf
- Molina, J. P., Saavedra, O., Carrasco, J. M., & Román, T. G. S. (2011). Nash-Cournot equilibria in hydrothermal electricity markets. *IEEE Transactions on Power Systems*, 26(3), 1089-1101. doi:10.1109/TPWRS.2010.2077313
- Osinermin. (2016). *La industria de la electricidad en el Perú: 25 años de aportes al crecimiento económico del país*. <https://www.osinermin.gob.pe/.../Libros/Osinermin-Industria-Electricidad-Peru-25anios.pdf>
- Osinermin. (2021). *Boletín Estadístico de Gas Natural: trimestre 2021-I*. <http://gasnatural.osinermin.gob.pe/contenidos/uploads/GFGN/Osinermin-boletin-estadistico-gas-natural-2021-I.pdf>
- Ramos, M. (2023, 11 de noviembre). *Empresas estatales chinas en Perú: Competencia, seguridad nacional y relaciones complejas*. Centro Competencia. <https://centrocompetencia.com/empresas-estatales-chinas-peru-competencia-seguridad-nacional-relaciones-complejas/>
- Ríos, C. (2021, noviembre). *El efecto de la regulación en el mercado de generación eléctrica sobre el precio de la energía eléctrica*. [Trabajo de Investigación Económica]. Universidad del Pacífico, Departamento Académico de Economía. [No publicado].

- Ruiz, M. (2022). ¿Cómo se forman las tarifas eléctricas residenciales? *Moneda*, 190, 31-35. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/moneda-190/moneda-190-06.pdf3>
- Salarkheili, S., Akbari Foroud, A., & Keypour, R. (2011). Analyzing capacity withholding in oligopoly electricity markets considering forward contracts and demand elasticity. *Iranian Journal of Electrical and Electronic Engineering*, 7(4), 292-301. <https://ijeee.iust.ac.ir/article-1-393-en.pdf>
- Sattler, V., Monge, F., & Velarde, S. (2024). Gestión Regulatoria | Indecopi aprueba la operación de Enel y CSGI. *Blog REM*. Estudio Rodrigo, Elías & Medrano. <https://www.estudiorodrigo.com/gestion-regulatoria-indecopi-aprueba-la-operacion-de-enel-y-csgi/>
- SMV. (2021). *Fundamentos de la clasificación de riesgo Luz del Sur S. A. A.* Superintendencia del Mercado de Valores. <https://www.smv.gob.pe/ConsultasP8/temp/CLASS%20DIC21.pdf>
- Stoft, S. (2002). *Power system economics: Designing markets for electricity*. IEEE Press & Wiley-Interscience. <https://es.scribd.com/doc/66440034/Power-System-Economics-Designing-Markets-for-Electricity>
- Súmar, L. & Jaramillo, A. (2022). Historia de la industria eléctrica en Perú. *Revista Peruana de Energía*, 9, 10-27. <https://santivanez.com.pe/wp-content/uploads/2024/08/1.-Sumar-P.-y-Jaramillo-F.-Historia-de-la-industria-electrica-en-el-Peru.pdf>