

Fernando González Vigil (editor)

29

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2023

Martha Sofía Aredo Jacinto
Abdón Cárdenas Pérez
Nicolás Sebastián Claverías Cisneros
Camila Andrea Cuba Jara
Renato Paul Florián Cabello
Johann Andrew Lázaro Silva
Sebastián Steve Portocarrero Polanco
Mauricio Nash Rebaza Gilio
Gonzalo Gabriel Suzuki Cósser
Matías Gabriel Villalba Ortega

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2023

Martha Sofía Aredo Jacinto
Abdón Cárdenas Pérez
Nicolás Sebastián Claverías Cisneros
Camila Andrea Cuba Jara
Renato Paul Florián Cabello
Johann Andrew Lázaro Silva
Sebastián Steve Portocarrero Polanco
Mauricio Nash Rebaza Gilio
Gonzalo Gabriel Suzuki Cósser
Matías Gabriel Villalba Ortega

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

© Fernando González Vigil, editor, 2025

De esta edición:

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

Economía aplicada. Ensayos de investigación económica 2023

Fernando González Vigil (editor)

1.^a edición digital: abril de 2025

Diseño de la carátula: Icono Comunicadores

ISBN ebook: 978-9972-57-553-2

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2025-03031

doi: <http://dx.doi.org/10.21678/978-9972-57-553-2>

BUP

Economía aplicada: ensayos de investigación económica 2023 / Fernando González Vigil (editor). -- 1a edición digital. -- Lima : Universidad del Pacífico, 2025.

215 p. -- (Documento de investigación ; 29)

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 infraestructura escolar sobre el rendimiento académico de los alumnos del Perú: implementación de laboratorios en las instituciones educativas <i>Gonzalo Gabriel Suzuki Cósser</i>	19
2. ¿Puede un programa de alimentación escolar reducir el trabajo infantil? El caso de Qali Warma <i>Martha Sofía Aredo Jacinto y Camila Andrea Cuba Jara</i>	47
3. <i>Shocks</i> de noticias en los términos de intercambio y el canal de portafolio: un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta <i>Mauricio Nash Rebaza Gilio y Johann Andrew Lázaro Silva</i>	87
4. El efecto de la flexibilización de la contratación pública sobre su eficiencia: evidencia del caso peruano durante la pandemia <i>Matías Gabriel Villalba Ortega</i>	129
5. Asistencia técnica y asociatividad: un efecto conjunto sobre la productividad del sector agropecuario peruano <i>Renato Paul Florian Cabello y Sebastián Steve Portocarrero Polanco</i>	157
6. Inclusión financiera y determinantes del acceso al crédito en la pequeña y mediana agricultura: un análisis del caso peruano <i>Nicolás Sebastián Claverías Cisneros y Abdón Cárdenas Pérez</i>	187

Presentación

Este volumen de la serie Ensayos de Economía Aplicada contiene las versiones resumidas y editadas de seis de los mejores trabajos de investigación económica elaborados por alumnos y aprobados en el año 2023. Estos se suman 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 o 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 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.

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 asesor, escogido 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 métodos cuantitativos y cualitativos de investigación académica, que, junto con otros talleres sobre redacción, recursos bibliotecarios 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 incentivan la realización de investigaciones económicas de alta calidad, hay una referida a la posibilidad de que el Fondo Editorial de la UP publique las 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 seis de los mejores TIE del año 2023, que reúnen los dos requisitos antes mencionados y a cuyos respectivos autores les fue posible resumirlos y presentarlos en una versión ensayo (al estilo de un *journal paper*) dentro de los límites de extensión y plazos de entrega fijados para la preparación de este volumen.

La siguiente tabla lista esos seis excelentes TIE del año 2023, 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 2023 y cuatro, en noviembre del mismo año. Además, la tabla identifica

a los autores respectivos, ordenándolos alfabéticamente según el apellido paterno del primer autor (seguido por su apellido materno y nombres, de entre los cuales cada autor elige los que menciona al entregar su ensayo para publicación), así como según el ciclo académico de 2023 en que completaron con honores la elaboración de su TIE. La tabla también menciona al docente que asesoró la investigación y, 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 2023 (Ciclo Académico 2023-I)		
Cárdenas Pérez, Abdón Claverías Cisneros, Nicolás Sebastián	Inclusión financiera y determinantes del acceso al crédito en la pequeña y mediana agricultura: un análisis del caso peruano	José Gonzales Quijano
Rebaza Gilio, Mauricio Nash Lázaro Silva, Johann Andrew	<i>Shocks</i> de noticias en los términos de intercambio y el canal de portafolio: un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta	Marco Ortiz
Aprobados en noviembre del 2023 (Ciclo Académico 2023-II)		
Aredo Jacinto, Martha Sofía Cuba Jara, Camila Andrea	¿Puede un programa de alimentación escolar reducir el trabajo infantil? El caso de Qali Warma	Manuel Barrón
Portocarrero Polanco, Sebastián Steve Florián Cabello, Renato Paul	Asistencia técnica y asociatividad: un efecto conjunto sobre la productividad del sector agropecuario peruano	Joanna Kámiche
Suzuki Cósser, Gonzalo Gabriel	Impacto de la infraestructura escolar sobre el rendimiento académico de los alumnos del Perú: implementación de laboratorios en las instituciones educativas	Julio Aguirre
Villalba Ortega, Matías Gabriel	El efecto de la flexibilización de la contratación pública sobre su eficiencia: evidencia del caso peruano durante la pandemia	Alberto Chong

A los mencionados propósitos identificatorios que motivan esa tabla se suma el propósito, reflejado en el índice de este volumen, de ordenar los trabajos según el tipo de temas que abordan. Este es el orden adoptado para lo que sigue de esta presentación, porque esclarece la comprensión de los respectivos aportes académicos y sus implicaciones de políticas públicas.

* * * * *

Las dos primeras investigaciones en el índice de este volumen tienen en común las repercusiones favorables para la formación del capital humano de la población en edad escolar del Perú, que emergen de sus respectivos hallazgos sobre sendos efectos de un par de programas gubernamentales. En un caso, de los laboratorios de ciencias en instituciones educativas a nivel de secundaria, cuya instalación formó parte del Programa Nacional de Infraestructura Educativa (Pronied). Y, en el otro caso, del desincentivo al trabajo infantil que conlleva el estímulo a la escolaridad resultante del Programa Nacional de Alimentación Escolar Qali Warma.

En ese orden, la hipótesis de la investigación de Suzuki –asesorada por el profesor Julio Aguirre– plantea la existencia de un impacto positivo de los laboratorios de ciencias (comprendidos en la infraestructura escolar prevista por el Pronied) sobre el puntaje en la prueba de CTA (ciencia, tecnología y ambiente) obtenido por alumnos del segundo grado de secundaria, en los años que esta prueba fue incluida en la Evaluación Censal de Estudiantes (ECE): 2018 y 2019. Para ello, Suzuki utiliza datos de la ECE y del Censo Escolar para cada uno de esos dos años, diferenciando según la escuela tenga o no un laboratorio de ciencias. Por tratarse de datos de corte transversal, aplica estimaciones de MCO a regresiones formuladas como funciones de producción educativa, donde: la variable dependiente es el puntaje obtenido en la prueba de CTA (que la ECE reporta con base en el puntaje en ciencias); las principales variables explicativas son la dotación de un laboratorio de ciencias y su interacción con la dotación de docentes del área curricular de CTA que usan el laboratorio; complementadas por variables de control referidas a características del alumno, de su hogar (nivel socioeconómico) y de su escuela (gestión pública o privada, ubicación geográfica, y asociados servicios de infraestructura escolar básica como agua y electricidad). Con esta metodología, dicho autor halla que, a nivel agregado (nacional), en los años 2018-2019, los alumnos de segundo grado de secundaria con acceso a un laboratorio de ciencias en su escuela: (1) obtuvieron puntajes en la prueba CTA (de ciencias, en particular) mayores que los de alumnos sin tal acceso; (2) la diferencia entre ambos puntajes crece

cuando la implementación del laboratorio de ciencias es completa, porque incluye la disponibilidad de materiales y servicios básicos (agua, electricidad) necesarios para su funcionamiento; y (3) también crece esa diferencia cuando se incorpora la interacción entre un laboratorio bien implementado y docentes capaces de usarlo en el proceso de enseñanza-aprendizaje. Los resultados (1) y (2) aportan novedosa evidencia en línea con la hipótesis de esta investigación; mientras que el (3) agrega más evidencia a favor de la sinergia entre capital físico y capital humano. Y los tres efectos, que a nivel nacional muestran coeficientes significativos estadísticamente, también emergen, en líneas generales, de las estimaciones desagregadas por ubicación geográfica o regiones, aunque la significancia estadística y/o magnitud de los respectivos coeficientes varía reflejando las brechas estructurales e institucionales en la materia. Sin mengua de lo cual, Suzuki reconoce las limitaciones de su estudio impuestas por la disponibilidad de datos sobre la prueba CTA para dos años solamente, junto con las inherentes a su análisis basado en una función de producción que reduce el proceso educativo a algunos de sus aspectos cuantitativos. Y por ello, concluye recomendando que futuras investigaciones utilicen datos de varios censos escolares para evaluar intertemporalmente el impacto detectado por su estudio y/o analicen aspectos cualitativos del proceso educativo.

La investigación de Aredo y Cuba, asesorada por el profesor Manuel Barrón, aminora la escasez de estudios académicos sobre el impacto de un programa de alimentación escolar (PAE) sobre el trabajo infantil. Lo hacen enfocándose en Qali Warma, con la hipótesis de que este PAE peruano reduce el trabajo infantil, al incentivar la opción educación a favor de niños de hogares pobres cuyos ingresos se benefician con la transferencia monetaria que representa el servicio gratuito de alimentación en el centro escolar. Para evaluar este efecto, que sería mayor en el caso de beneficiarios del servicio completo que incluye almuerzos, los mencionados autores aplican, basados en datos al año 2015 de la Encuesta Nacional Especializada de Trabajo Infantil (ETI) y de Qali Warma, complementados con información del mapa de pobreza distrital del INEI, un modelo analítico de generaciones solapadas con negociación intrahogar inspirador de la regresión discontinua (RD) que diseñan para su estimación empírica. La cual, pese a ser una RD parcialmente «borrosa» (porque en el año de la ETI no fue total la cobertura de Qali Warma, debido a restricciones presupuestarias), resulta validada por pruebas pertinentes que les permiten estimar rigurosamente la probabilidad de trabajo infantil en los beneficiarios que reciben almuerzos (grupo tratado), a diferencia de tal probabilidad para los beneficiarios con características similares pero que solo

reciben desayunos (grupo no tratado). Con esta metodología, Aredo y Cuba encuentran que: (1) cuando los niños reciben el servicio completo de Qali Warma que incluye almuerzos es menor la probabilidad de que trabajen o es mayor la probabilidad de que trabajen menos horas a la semana; aunque en la RD agregada no resultan estadísticamente significativos los coeficientes de ese efecto reductor del trabajo infantil; y (2) sin embargo, sí son estadísticamente significativos los coeficientes de dicho efecto reductor en las RD por cortes según edad y ubicación geográfica, especialmente para los niños de entre 5 y 9 años de edad, en áreas rurales y la zona centro del país. Dado que allí son mayores los porcentajes de trabajo infantil en el Perú, tiene singular relevancia la verificación de la hipótesis de esta investigación para dichos cortes en la RD. Los autores interpretan sus resultados haciendo un cálculo numérico para mostrar que el servicio gratuito de alimentación brindado por Qali Warma incentiva la escolaridad y, por ende, reduce el trabajo infantil porque este genera al hogar un ingreso menor que el gasto ahorrado por dicho servicio. Y concluyen recomendando que se mejore la recolección de datos sobre trabajo infantil (ya que la ETI se hizo una vez nomás y la Enaho solo contiene cuatro preguntas al respecto) y que se hagan mejoras al servicio de Qali Warma para que cubra eficazmente a todos los centros escolares que lo necesitan a la luz de los niveles de pobreza y vulnerabilidad en la respectiva zona de influencia, entre otras mejoras.

* * * * *

Los dos trabajos que siguen en el índice de este volumen obtienen resultados proveedores de evidencia a favor del manejo resiliente de políticas para hacerlas capaces de adaptarse a choques estructurales o a situaciones de emergencia. Mediante la intervención cambiaria ante choques en términos de intercambio, para facilitar el subsiguiente ajuste en las principales variables macro de una economía como la peruana: rica en *commodities* y con fricciones en su segmentado mercado financiero. O mediante la contratación directa, para mejorar la eficiencia en compras públicas urgentes ante catástrofes sanitarias como la sufrida por el Perú durante la pandemia de COVID-19.

En efecto, Rebaza y Lázaro completan su investigación, asesorada por el profesor Marco Ortiz, demostrando que las compras/ventas de dólares en operaciones de mercado abierto enfocadas en estabilizar el tipo de cambio (TC) son, en el caso peruano, la regla óptima de intervención cambiaria ante choques en los términos de intercambio (TDI), porque mejoran el bienestar al lograr que la dinámica del TC y otras variables macro sea menos desestabilizada por

tales choques, cuyo impacto es amplificado por *noise tradings* desencadenados por cambios cortoplacistas en el portafolio de *currency dealers* adversos al riesgo. A este resultado arriban dichos autores al cabo de haber identificado el rol específico de esas fricciones financieras en su análisis de la dinámica subóptima del ajuste, ante choques de TDI, en una economía exportadora de *commodities* y dolarizada como es la peruana. Ellos realizan este análisis distinguiendo entre el caso en que dichos choques no son anticipados por los agentes económicos y el caso en que sí los anticipan influenciados por noticias que los pronostican (*news shocks*). Cuyo impacto en las principales variables macro de la economía peruana evalúan empíricamente, mediante una estimación BVAR utilizando el BEAR *toolbox* del Banco Central Europeo, con base en datos trimestrales del BCRP cubriendo el período del 2013-1T al 2021-4T. Luego desarrollan su análisis de la dinámica de tales variables durante el mencionado período, en los términos de un modelo neokeynesiano de equilibrio general que hace explícito al sector *commodities*; a cuya configuración Rebaza y Lázaro aportan al incluir el canal de portafolio, para poder identificar las fricciones financieras asociadas al accionar de *currency dealers* y *noise traders*. Con tal paquete metodológico obtienen tres resultados principales: (1) de su estimación BVAR, que, ante un incremento en el precio futuro del cobre (*news shock* en TDI positivo), aumentan el consumo, la producción e inversión minera, y el endeudamiento en dólares; (2) del análisis con su modelo, que, ante un choque en TDI debido a mayores precios de *commodities*, las principales variables macro se desvían poco o nada de su senda de equilibrio cuando dicho choque no es anticipado, mientras que se desvían mucho cuando es anticipado a raíz de un *news shock* e incluso cuando el choque anunciado no llega a materializarse; y (3) el resultado sobre la intervención cambiaria mencionado al inicio de este párrafo. Los autores concluyen reconociendo las limitaciones del modelo que utilizan, donde el único rol del Gobierno es la tasa impositiva a las ganancias del sector exportador, y se asumen elasticidades de sustitución iguales a 1. Por ello, recomiendan que futuras investigaciones utilicen modelos menos simplificados respecto al rol del Gobierno y a esas elasticidades.

Y la investigación de Villalba, asesorada por el profesor Alberto Chong, comparte el enfoque balanceado de los estudios que sostienen que el efecto neto de la flexibilización de normas de contratación pública, para facilitar la negociación directa con potenciales proveedores, es *ex ante* ambiguo; y aporta en la materia al encontrar evidencia de que, en situaciones de alta emergencia como las sufridas durante la pandemia de COVID-19, dicho efecto puede ser positivo *ex post* incluso en países con débil institucionalidad como es el

Perú. Con datos en el portal web del OSCE, sobre contratos, procesos de adjudicación y códigos de productos según el Cubso, Villalba arma una base integrada de datos específicos a nivel producto (bien o servicio) adquirido por contrato para los años 2018 a 2023. Esta le permite distinguir entre los años prepandemia y los de la pandemia, cuando se decretó la flexibilización de normas para facilitar la contratación directa (CD), así como entre los contratos adjudicados por CD y los resultantes de procesos de contratación competitivos (CC), al analizarla econométricamente mediante estimaciones de datos de panel con efectos fijos y dos especificaciones dando cuenta de sendas métricas de eficiencia. En una, la variable dependiente es la métrica usual de eficiencia dada por el precio unitario de los productos (bienes o servicios) materia de los contratos, que el autor calcula a partir de los montos totales de adquisición referidos a productos estandarizados y homogéneos (para evitar problemas de agregación), en una muestra aleatoria de 5000 contratos generadora de 7199 observaciones. Y, en la otra, la variable dependiente es una *dummy* que indica si el contrato reporta o no precios unitarios claramente definidos; la cual es una métrica innovadora, no solo de eficiencia sino también de transparencia, que da lugar a una submuestra conformada solamente por contratos para adquirir bienes reportando precios unitarios y generadora de 2557 observaciones. A fin de construir cada una de esas dos variables dependientes, el autor utilizó un *web scraping* para descargar los archivos de contratos en el portal del OSCE y extrajo los respectivos textos y precios unitarios valiéndose de un sistema OCR y de un LLM. Con tal estrategia empírica, Villalba halla que, por comparación con los años prepandemia en su muestra, durante los años de la pandemia en que se flexibilizaron las normas de contratación pública para facilitar la CD: (1) la probabilidad de reporte de precios unitarios subió en los contratos adjudicados por CD, mientras que bajó en los adjudicados por CC; y (2) no aumentaron los precios de contratación en promedio, pese a ser la CD más cara que la CC. A la luz de estos resultados que verifican la hipótesis de esta investigación, su autor concluye interpretándolos en los términos mencionados al inicio de este párrafo; y, por ello, recomienda la adopción de flexibilidades similares durante futuras crisis severas, aunque cuidando que las adquisiciones más urgentes no se hagan a costa de la transparencia ni de la atención de otras necesidades básicas.

* * * * *

Este volumen se cierra con un par de investigaciones cuyos respectivos hallazgos tienen implicaciones relevantes para el sector agropecuario peruano,

especialmente para los pequeños productores de este sector. Porque una de las dos encuentra que la productividad de esos productores aumenta más cuando los beneficios de la asistencia técnica que reciben son reforzados por los beneficios de la asociatividad, resultantes de su pertenencia a una asociación de productores agrarios. Y porque la otra confirma la necesidad de ampliar el análisis empírico de los factores determinantes de la probabilidad de que tales productores estén o no incluidos en el acceso al crédito formal agrario, al detectar indicios de los roles de factores no o poco observables en las estadísticas al respecto.

El aporte central de la investigación de Florián y Portocarrero, asesorada por la profesora Joanna Kamiche, consiste en haber evaluado rigurosamente un efecto no analizado cabalmente en estudios consultados por ellos, a saber: el efecto conjunto, sobre la productividad agropecuaria, de la asistencia técnica y de la asociatividad; es decir, del apoyo con conocimientos prácticos para mejorar métodos de producción y/o comercialización destinado por el Estado a pequeños productores de este sector, cuando estos lo reciben perteneciendo a una asociación de productores que facilita el intercambio de conocimientos y la adopción de mejores prácticas. Los mencionados autores realizan esta evaluación con datos obtenidos de las ENA anuales durante el trienio 2017-2019, que les permiten armar un balanceado *pool* de datos en cortes transversales para alrededor de 26 000 unidades agropecuarias (UA) en cada uno de esos tres años. Con base en los cuales, formulan una regresión que estiman por MCO con efectos fijos, donde la variable dependiente productividad es medida por el VBP de la UA; las variables explicativas son asistencia técnica (si recibida por la UA, en cuántos rubros) y asociatividad (una *dummy* de pertenencia o no del jefe de la UA a una asociación agraria), consideradas ambas tanto en conjunto como por separado; más una serie de controles para efectos fijos de tiempo, a nivel departamental, y relacionados con características del productor. Luego, a fin de controlar el sesgo de selección por variables observables omitidas que conlleva esa estimación por no basada en un panel de datos (que la ENA no permite armar), aplican un PSM con el algoritmo de emparejamiento *radius matching* y un *caliper* estricto, comparando entre dos grupos de productores con características similares, en uno estando los que reportan tanto asistencia técnica como asociatividad (grupo de tratamiento) y en el otro los que reportan una de esas dos variables pero no ambas en conjunto (grupo de control). También controlan el sesgo por factores no observables, utilizando los Rosembaum *bounds*. Y comprueban la robustez de sus resultados variando el algoritmo de emparejamiento y el

caliper. Con este paquete metodológico, Florián y Portocarrero: (1) verifican su hipótesis, al hallar que la asociatividad y la asistencia técnica tienen en conjunto un significativo efecto positivo sobre la productividad agropecuaria, que incrementa el efecto de cada una por separado; y (2) corroboran que, en el caso peruano, también se da lo encontrado por estudios para otros países: que la asociatividad y la asistencia técnica tienen, cada una por separado, significativos efectos positivos sobre la productividad agropecuaria, siendo mayor el de la asociatividad. Dichos autores concluyen recomendando que futuras investigaciones profundicen el análisis de los canales de transmisión de la sinergia entre asistencia técnica y asociatividad agraria, y que su desarrollo sea promovido por las políticas públicas en la materia.

Mientras que la investigación realizada por Claverías y Cárdenas, contando con la asesoría del profesor José Gonzales Quijano, sobre los factores del mercado (demanda y oferta) de crédito agrario formal en el Perú, está motivada por la baja proporción de pequeños productores agropecuarios incluidos en el acceso a este crédito y por estudios e informes al respecto que enfatizan el rol de factores no o poco observables en las bases de datos disponibles. Como son: la desconfianza de tales productores en entidades financieras del sector formal; cómo perciben los trámites y tasas de interés que involucran la solicitud y obtención del crédito formal; y el rol financiero de la asociatividad entre productores agrarios. Esto explica el método de casos empleado por dichos autores, realizando entrevistas a pequeños productores en los departamentos de Arequipa, Ayacucho y Loreto, así como a otros actores conocedores del sector agropecuario, a fin de detectar patrones empíricos en sus testimonios referidos a los mencionados factores. Y, respecto a los factores sí observables, recurren a la ENA 2019 para dotarse de una base de datos sobre 230 169 pequeños productores en esos tres departamentos. Los cuales analizan econométricamente, a nivel tanto de los tres departamentos en conjunto como de cada departamento, aplicando la metodología de VDL en un modelo *probit* estimado por máxima verosimilitud, donde la variable dependiente es un *dummy* que indica si el jefe de la UA solicitó o no un crédito formal, cuyas características (nivel educativo, acceso a internet, edad, sexo) figuran como variables explicativas, junto con características de su UA (tamaño, productividad) y la distancia (medida por el tiempo que toma el desplazamiento) hasta una entidad financiera formal. De modo que Florián y Portocarrero: (1) mediante las entrevistas que realizaron, obtienen indicios de que la decisión del pequeño productor agropecuario de solicitar un crédito formal está condicionada negativamente por los altos costos (tasas de interés, trámites) de obtenerlo y por su desconfianza en las entidades

que lo ofrecen, mientras que puede ser facilitada por su asociatividad; y (2) mediante sus estimaciones econométricas verifican sus hipótesis, al hallar, con su regresión para los tres departamentos en conjunto, que la probabilidad de que el pequeño productor agropecuario solicite un crédito formal es impactada positivamente por su nivel educativo y por el tamaño y la productividad de la UA que posee, mientras que es impactada negativamente por la distancia. Y, con sus regresiones para cada uno de los tres departamentos por separado, encuentran que los mayores efectos marginales corresponden a las variables nivel educativo y productividad de la UA en Arequipa y Ayacucho, y a la variable internet en Loreto. Ante ello, los autores recomiendan que futuras investigaciones evalúen el rol de la digitalización de trámites crediticios en la inclusión financiera de pequeños productores agropecuarios.

* * * * *

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) 2023. Este reconocimiento se extiende a todos los: alumnos de esa asignatura, profesores que actuaron como asesores y/o jurados, y especialistas de otras entidades que aportaron información y experiencia. También a los docentes y profesionales de la UP que brindaron a los alumnos talleres metodológicos o de orientación sobre estándares para el 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, José Luis Bonifaz, Carlos Casas, Juan Francisco Castro, Francisco Galarza, Joanna Kamiche, Pablo Lavado, Santiago Medina, Miguel Robles, Dante Solano, Jorge Wiesse y Diego Winkelried; así como de Eva Flores (coordinadora 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 2023 (los profesores Juan Francisco Castro y José Luis Bonifaz, 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 2023, por su invaluable labor durante dicho año y su apoyo administrativo para la preparación de este volumen.

Fernando González Vigil
Coordinador de Investigación Económica 2023

Impacto de la infraestructura escolar sobre el rendimiento académico de los alumnos del Perú: implementación de laboratorios en las instituciones educativas¹

Gonzalo Gabriel Suzuki Cósser

Introducción

El servicio educativo es crucial para el desarrollo de un país, porque mejora su capital humano (Campana *et al.*, 2014) y su acumulación a lo largo del tiempo (Cardona *et al.*, 2007). Esta acumulación incrementa la competitividad del individuo al mejorar sus habilidades y su productividad laboral. El impacto económico de la educación ha sido evaluado desde diversas perspectivas, sea como un componente de un proceso amplio con objetivos macroeconómicos y de crecimiento, o desde una perspectiva micro que examina la interacción entre varios factores condicionantes de la oferta del servicio educativo y su resultado, reflejado en el rendimiento académico de los alumnos. Según Campana *et al.* (2014), esta interacción puede ser influenciada por factores como la infraestructura escolar implementada para ofrecer tal servicio. La cual incluye elementos como las instalaciones y el entorno físico de la escuela, entre otros (Beltrán & Seinfeld, 2013). Es muy importante destacar que los servicios educativos deben incluir medidas de seguridad y salubridad en la infraestructura escolar, debido a que los alumnos son una población vulnerable que necesita condiciones salubres y seguras en su escuela para desarrollar sus potencialidades y lograr un buen rendimiento académico (Arcia, Porta, & Laguna, 2004; Minedu, 2022).

¹ 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 2023. Su autor agradece en especial al asesor de este trabajo, el profesor Julio Aguirre, así como a los miembros del jurado, profesores César Guadalupe y Miguel Prialé, por sus valiosas observaciones.

La infraestructura escolar incluye a todas las instalaciones materiales empleadas en el entorno educativo, como edificios, laboratorios, bibliotecas, gimnasios, aulas, entre otras, con el fin de proporcionar un espacio ideal y propicio para el desarrollo del aprendizaje (Minedu, 2017a). El censo de infraestructura escolar de 2013 evaluó el estado físico de 49 516 locales escolares. Se reveló que más de la mitad de las estructuras mostraban alta vulnerabilidad ante sismos, más de un tercio de los terrenos presentaban dificultades de saneamiento físico o legal, y cerca del 80% de las escuelas rurales no tenían buen acceso a servicios de agua y desagüe. Por ello, el Minedu estableció metas prioritarias: abordar inmediatamente las escuelas en situación de riesgo, incrementar el acceso a dichos servicios y mejorar su calidad en colegios rurales, y resolver la problemática de propiedad pendiente de regularización. Según el Minedu (2016), se formuló un plan basado en necesidades de infraestructura y seguridad estudiantil. Seguidamente, se fortaleció y dio autonomía ejecutora financiera al Programa Nacional de Infraestructura Educativa (Pronied). Y, mediante este programa, se transfirieron más de S/ 1800 millones para el mantenimiento de 51 513 locales (techos, muros, ventanas, instalaciones sanitarias y eléctricas, entre otros).

Por otro lado, la matrícula de alumnos a Educación Básica Regular (EBR) aumentó un 1,9% en 2020, llegando a casi 8,2 millones de estudiantes, el 77% de ellos en instituciones educativas públicas (ComexPerú, 2021). La EBR comprende tres niveles: inicial (primeros 5 años), primaria (6-11 años) y secundaria (12-16 años); este último dividido en ciclo VI (primer y segundo año) y ciclo VII (tercero, cuarto y quinto año) (INEI, 2015).

La presente investigación se basa en la Evaluación Censal de Estudiantes (ECE), que evalúa el aprendizaje de los estudiantes en cada escuela con más de cinco estudiantes matriculados en el grado escolar evaluado (Minedu, 2017b). Específicamente, se basa en los resultados de las ECE de 2018 y 2019 para alumnos del segundo grado de secundaria (ciclo VI), que incluyeron una evaluación en CTA (ciencia, tecnología y ambiente). El análisis de las pruebas ECE se basa en el modelo probabilístico Rasch². Sus resultados agregados a nivel nacional mostraron que, entre los años 2018 y 2019, mejoraron los porcentajes de estudiantes con un nivel «satisfactorio» en matemáticas (del

² El modelo Rasch permite evaluar la probabilidad de que un alumno responda acertadamente a preguntas (ítems) con diversos niveles de dificultad. Dado que esta probabilidad depende no solo de la dificultad de la pregunta sino también de la aptitud (conocimientos, habilidades) del alumno, la escala Rasch mide esta última. Así, a medida que aumenta el valor de la aptitud medida en la escala Rasch, se espera un mejor desempeño del alumno porque mayor será la probabilidad de que responda correctamente a más ítems (Minedu, 2018).

14,1 al 17,7%) y CTA (del 8,5 al 9,7%), mientras que empeoraron en lectura (del 16,2 al 14,5%) (Minedu, 2020). Y sus resultados desagregados mostraron porcentajes heterogéneos en rendimiento académico entre áreas rurales y urbanas, o según la gestión educativa del colegio, que resaltan la necesidad de abordar las brechas estructurales e institucionales en la materia.

Por ello, la presente investigación analiza la relación específica entre un componente de la infraestructura escolar –los laboratorios de ciencias– y el puntaje obtenido en la prueba de CTA por estudiantes del segundo grado de secundaria para los años 2018 y 2019, en que la ECE incluyó dicha prueba. Para ello, se utiliza la ecuación de producción educativa a nivel micro, enfocada en comprender la relación entre los factores que la componen (la infraestructura escolar incluida) y el rendimiento académico (Hanushek, 1979). La infraestructura escolar, como parte de estos factores, es entendida y medida en función a los laboratorios de ciencias implementados en cada escuela, y también incluye otras características del local escolar que se detallarán más adelante.

La pregunta por resolver es: ¿cuál es el impacto de los laboratorios de ciencias en las instituciones educativas sobre el rendimiento académico de los alumnos de segundo de secundaria del Perú en 2018 y 2019? La hipótesis plantea que los laboratorios de ciencias en las escuelas secundarias tienen un impacto significativo en el rendimiento académico de los estudiantes de segundo de secundaria. Esta afirmación se basa en la idea de que estos laboratorios, al permitir la práctica y el desarrollo de habilidades relacionadas con el currículo, pueden mejorar la capacidad de respuesta correcta en las pruebas de CTA en comparación con estudiantes sin acceso a estos laboratorios. Tal hipótesis es verificada mediante una investigación cuantitativa para establecer si se rechaza la hipótesis nula (H_0) de que no hay evidencia para concluir que existe asociación entre las variables, y considerar la retención de la hipótesis alternativa (H_A) de que existe un impacto distinto de cero. El uso de esta prueba de significancia será justificado en la sección de metodología.

Los objetivos específicos de la presente investigación son: (i) analizar los efectos heterogéneos entre la calidad de enseñanza de los docentes (*proxy*: docentes a cargo del área curricular de CTA) y el uso de los laboratorios de ciencias sobre el rendimiento académico de los alumnos; y (ii) analizar la existencia de efectos heterogéneos entre la existencia de laboratorios de ciencias y los niveles de rendimiento académico reportados por la ECE según dominio geográfico (INEI, 2022). Este estudio es relevante porque aborda una brecha en el conocimiento, al investigar el impacto de los laboratorios de ciencias en el rendimiento académico de estudiantes de secundaria en el Perú. Los resultados

pueden orientar decisiones educativas y mejorar las prácticas escolares, además de contribuir al debate académico sobre la influencia de la infraestructura.

1. Revisión de literatura

Como antes dicho, el impacto económico de la educación ha sido evaluado desde diversas perspectivas, considerándolo como un componente de un proceso amplio con objetivos macroeconómicos y de crecimiento, y también desde una perspectiva micro que examina la interacción entre varios factores condicionantes de la oferta del servicio educativo y su resultado reflejado en el rendimiento académico de los alumnos. Estos factores incluyen la infraestructura escolar implementada para ofrecer tal servicio (Campana *et al.*, 2014).

El análisis microeconómico suele emplear una función de producción educativa para evaluar los factores (o insumos) determinantes del producto final, que es el aprendizaje medido por el rendimiento académico del estudiante. Según Pritchett y Filmer (1999), esta función implica que las instituciones educativas buscan maximizar el rendimiento académico sujeto a restricciones presupuestarias.

Uno de los primeros autores en estimar una función de producción educativa fue Hanushek (1979), quien propuso medir el rendimiento académico utilizando pruebas estandarizadas como variable dependiente. Modeló una ecuación en la que el rendimiento académico es el resultado de una función de producción con insumos explicativos identificados a través de descubrimientos empíricos; y utilizó mínimos cuadrados ordinarios (OLS, por su sigla en inglés) para estas estimaciones, una práctica común cuando la información está limitada a un único período. Formalmente:

$$A_{it} = f(Q_{it} C_{it} H_{it} I_{it}) \dots (1)$$

Donde el producto A_{it} representa el rendimiento educativo logrado por el estudiante; Q_{it} , el vector de características propias del colegio, sus docentes e insumos escolares; C_{it} , el vector de características del alumno; H_{it} , el vector de características familiares del alumno y su entorno; e I_{it} , el vector de características relacionadas con la infraestructura educativa. La ecuación incorpora así un conjunto de factores tanto de oferta educativa como de demanda educativa.

Este modelo supone que el indicador de logro educativo es el rendimiento académico del alumno y que para cuantificarlo es necesario recurrir a pruebas estandarizadas (Hanushek, 1979). También supone que los vectores no simplifican los factores explicativos por el afán de agruparlos, ni omiten factores validados por expertos en educación y áreas adyacentes.

En el ámbito internacional, varios estudios han evaluado los efectos de la infraestructura escolar, y algunos de sus componentes, en el rendimiento académico de los alumnos. Por ejemplo, la investigación de Duarte, Gargiulo y Moreno (2011), basada en datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (Serce), examina cómo el estado de las instalaciones de las escuelas de educación básica afecta el rendimiento escolar. Sus autores concluyen que la inversión en infraestructura que respalda el proceso de aprendizaje, como la disponibilidad de bibliotecas y laboratorios, junto con el acceso a servicios de agua potable y saneamiento y la cantidad de baños, son los factores que más influyen en el desempeño escolar. Similarmente, Barret *et al.* (2019) centran su análisis en características de la escuela, como su tamaño y ubicación, la seguridad y sanidad de su infraestructura, y sus espacios para el aprendizaje. Y encuentran evidencia de que el tamaño de –y la distancia a– la escuela y su dotación de servicios sanitarios impactan significativamente en el rendimiento escolar.

Cabe resaltar que las necesidades de aprendizaje y las brechas infraestructurales dependen grandemente del contexto sociogeográfico del país o región en evaluación. Así, los respectivos requerimientos principales para una nación o región desarrollada difieren de los pertinentes para un país emergente como el Perú, y para las distintas regiones peruanas. En tal sentido, Beltrán y Seinfeld (2013) señalan que la educación en el Perú está limitada por la baja calidad de la oferta y la demanda educativa a nivel inicial. Dicha limitación prevalece en zonas rurales, las cuales no siempre cuentan con escuelas, y las existentes suelen ser de baja calidad y transmisoras de modelos educacionales que no consideran los contextos sociogeográficos.

En efecto, un estudio previo de dichas autoras (Beltrán & Seinfeld, 2011) halla que la ubicación del colegio y su gestión educativa influyen significativamente en el rendimiento escolar. Lo cual demuestran mediante una estimación con datos panel de una función de productiva educativa que perfecciona la propuesta por Hanushek (1979) incorporando una serie de variables socioeconómicas y familiares (como el sexo y la lengua materna del alumno, el grado de instrucción de su apoderado, los ingresos de su hogar, entre otras), y una serie de variables enfocadas en las características de su centro educativo (disponibilidad y estado de espacios para el aprendizaje, y de servicios básicos) y de sus profesores (título o años de experiencia, idioma y calidad de su dictado).

Esos hallazgos corroboran y amplían el alcance de lo previamente encontrado por Benavides (2002) respecto a la influencia de la ubicación geográfica

de la institución educativa. Este estudio evaluó a estudiantes de primaria y secundaria en matemáticas, encontrando consistentes disparidades en los resultados según la región. Se observó que los estudiantes que residen en zonas costeras tienden a tener un mejor rendimiento en comparación con aquellos en la sierra, mientras que estos últimos superan a los estudiantes de la selva.

También es importante considerar que los elementos del proceso de aprendizaje no tienen un efecto uniforme en el rendimiento académico, ya que este efecto puede variar según la variable específica analizada. Por ejemplo, Jacoby, Cueto y Pollitt (1999) determinaron, estudiando el caso de alumnos de habla quecha en Huaraz, que el rendimiento en lectura está más influenciado por factores asociados al entorno familiar, mientras que en matemáticas está más relacionado con la infraestructura escolar. Además, se ha identificado que las características socioeconómicas y el idioma materno tienen un impacto positivo mayor en los resultados de lectura que en los de matemáticas, en el Perú y otros países latinoamericanos (Vélez, Schifeldin, & Valenzuela, 1994).

Impacto educativo de los laboratorios de ciencias

Hodson (1994) resalta que la enseñanza de ciencias busca generar diferentes tipos de aprendizaje en los estudiantes, incluyendo contenidos teóricos, procedimentales y actitudinales. Esto implica fomentar la colaboración y el trabajo en equipo para desarrollar el conocimiento científico a través de la práctica en laboratorio. Se sugiere que estas prácticas en el laboratorio de ciencias pueden ayudar a los alumnos a comprender que la ciencia no es inaccesible (Lunetta, 1998). El uso de laboratorios en la enseñanza de ciencias y tecnología tiene como objetivo motivar e interesar a los alumnos antes, durante y después de las actividades prácticas, así como mejorar la adquisición de habilidades y conocimientos científicos (Guzmán, 2016; Barberá & Valdés, 1996).

Esos planteamientos consideran que los estudiantes, al participar en prácticas de laboratorio, afinan sus opiniones, ponen a prueba su capacidad de reflexión y explicación, y cuestionan sus propios conocimientos, promoviendo así la exploración, el desarrollo y la discusión de sus ideas a través de la comparación con las experiencias de otros participantes (Hodson, 1994; López & Tamayo, 2012). De este modo, los alumnos comienzan a adoptar actitudes favorables al trabajo científico (Keys, 1987). Sin embargo, es posible que algunos alumnos perciban el trabajo práctico en el laboratorio como una tarea de seguir procedimientos y rescatar respuestas correctas, centrándose más en la manipulación de instrumentos que en la comprensión de conceptos (Hofstein & Lunetta, 2004).

El estudio realizado por Hodson en escuelas de Auckland (Nueva Zelanda) resalta que un considerable porcentaje de los estudiantes integrantes de la muestra expresaron su entusiasmo hacia las actividades de laboratorio, con comentarios tales como «disfruto cuando comprendo lo que estamos haciendo», «me gusta cuando realizamos nuestros propios experimentos» y «no me agrada cuando las cosas no salen como esperaba» (Hodson, 1990). En muchas ocasiones, lo que resulta atractivo para los estudiantes es la oportunidad de llevar a cabo procesos de aprendizaje más participativos, interactuando fluidamente con el profesor y con sus compañeros, así como la posibilidad de organizar el trabajo práctico según sus preferencias, en lugar de simplemente realizar experimentos o procedimientos de laboratorio por sí solos (Hodson, 1994). Por ello, el papel de los docentes resulta fundamental, ya que deben entender que las prácticas de laboratorio no se limitan a ser simples recetas para aplicar las lecciones en clase, sino que facilitan la comprensión de conceptos científicos por parte de los alumnos, siempre y cuando se establezcan claros objetivos educativos más allá de la mera experimentación (López & Tamayo, 2012).

En tal sentido, el rol del docente está determinado en principio por los objetivos específicos del currículo escolar, que en la educación secundaria incluyen el fortalecimiento de la formación científica y humanística, así como la orientación vocacional y la capacitación en diversas áreas con enfoques teóricos y prácticos (INEI, 2015). El docente también debe saber aprovechar las capacidades del equipamiento del laboratorio para llevar a cabo experimentos sobre procesos biológicos, físicos y/o químicos, relacionados con los contenidos del currículo escolar. Además, las autoridades educativas deben considerar la existencia de otros elementos que influyen en la mejora del proceso de aprendizaje de ciencia y tecnología (u otras asignaturas) en los estudiantes. Por ejemplo, si las instalaciones del laboratorio y otras de la propia escuela cuentan con acceso a fuentes de agua y electricidad necesarias para el desarrollo de actividades educativas en el laboratorio. Los estudios antes citados brindan luces sobre el amplio y complejo grupo de variables involucradas en el proceso educativo y su impacto en el rendimiento de los alumnos.

2. Marco analítico

2.1 La ecuación de producción educativa

A la luz de los estudios consultados, la noción de la escuela como entidad proveedora de servicios educativos nos lleva a examinar una función de producción educativa, que busca maximizar el rendimiento académico de

los alumnos (Pritchett & Filmer, 1999). Empleamos la función formulada por Hanushek (1979), donde un insumo clave es la infraestructura escolar concretada en instalaciones materiales para el proceso de enseñanza-aprendizaje (como aulas y laboratorios, entre otras). Y aproximamos la variable por maximizar mediante puntajes en pruebas estandarizadas.

Varios autores han propuesto ecuaciones de producción educativa con diferentes especificaciones según los objetivos del estudio y la disponibilidad de datos sobre las variables involucradas. Harbinson y Hanushek (1992) clasifican los factores explicativos desde la perspectiva de la oferta educativa, incluyendo la infraestructura física de la institución, los recursos utilizados durante la enseñanza y el capital humano involucrado en esta; complementando así la propuesta inicial de Hanushek (1979), quien también considera un vector de características del alumno y su entorno familiar. Por otro lado, Glewwe y Miguel (2008) proponen una alternativa que considera factores como la salud de los estudiantes, el apoyo parental, las características de la institución educativa y la duración de la educación del estudiante.

Para la presente investigación, optamos por emplear la formulación estilo Hanushek (1979) detallada en la ecuación (1), debido a la analogía que establece entre el proceso educativo y el de producción de bienes, donde el resultado final es el rendimiento académico. Esta aproximación se adapta a la disponibilidad de datos para nuestro estudio, clasificándolos en cuatro grupos de variables según los factores establecidos por Hanushek (1979). Aunque este enfoque tiene limitaciones porque no abarca las múltiples dimensiones del complejo proceso de enseñanza-aprendizaje, la función de producción adoptada cubre factores muy significativos y permite modelar el proceso. Además, esta formulación es respaldada por la investigación de Beltrán y Seinfeld (2011), quienes refuerzan la selección de los factores identificados por Hanushek (1979). Por todo lo cual, aquí se utiliza la versión lineal de la ecuación de producción educativa, ya que facilita la evaluación individual de la relación entre cada factor y el rendimiento académico, lo que permite identificar posibles problemas de multicolinealidad entre las variables independientes. El anexo 1 describe los detalles específicos de la siguiente ecuación:

$$A_{it} = \beta_0 + \sum \beta_{Qit}Q_{it} + \sum \beta_{Cit}C_{it} + \sum \beta_{Hit}H_{it} + \sum \beta_{Lit}L_{it} + \varepsilon_{Ait} \quad (2)$$

2.2 Elementos de la ecuación de producción educativa

Según Hanushek (1979), los elementos involucrados en el proceso de enseñanza-aprendizaje que explican el rendimiento académico de los alumnos son:

los insumos escolares « Q_{it} » e « I_{it} », los insumos familiares « H_{it} » y la contribución del alumno « C_{it} » (ecuación (1)). El primer grupo de variables aborda las características del docente, la gestión administrativa del centro educativo, la infraestructura escolar y el acceso a servicios básicos, entre otros elementos. El segundo grupo considera las características socioeconómicas del hogar del alumno y las características de la ubicación geográfica. El tercer grupo se refiere a las características individuales del alumno.

3. Metodología

3.1 Diseño de la investigación

Este estudio no se basa en una investigación experimental controlada con asignación aleatoria de tratamientos. En lugar de ello, utiliza datos del Censo Escolar 2018 y 2019 sobre la presencia de laboratorios de ciencias implementados en instituciones que ofrecen educación secundaria, así como los puntajes obtenidos en la prueba de CTA de las ECE para dichos años. La población del estudio consiste en alumnos de segundo grado de secundaria, diferenciando entre el grupo de alumnos en colegios que tienen laboratorios de ciencias y el grupo en colegios que no los tienen.

Los datos utilizados son de corte transversal para los años 2018 y 2019. Para evitar posibles problemas relacionados con la exogeneidad condicional, fue necesario justificar que la presencia de laboratorios de ciencias no está influenciada por factores no observables que puedan afectar los resultados de la estimación. Si esto no se justifica adecuadamente, las variables podrían correlacionarse, lo que pondría en duda la base para atribuir a una variable el efecto o diferencia encontrada entre los grupos analizados. En efecto, la presencia de laboratorios de ciencias está influenciada por diversos factores, como los recursos disponibles en la institución, la ubicación geográfica y el acceso a servicios básicos como agua, electricidad y desagüe. Por ejemplo, es menos probable que un colegio en lugares remotos tenga un laboratorio implementado en comparación con uno en la capital, lo que podría afectar el rendimiento en las evaluaciones.

Para abordar este problema, aquí se utilizan variables de control relevantes para ajustar posibles sesgos en la relación entre la variable independiente principal y la variable dependiente. Esto permite aislar el efecto específico de interés y mejorar la precisión de las estimaciones. También se analiza aquí la presencia de laboratorios según dominios geográficos (INEI, 2022), para controlar la heterogeneidad de las instituciones educativas en

cuanto al acceso a servicios básicos, recursos disponibles y características del centro poblado.

3.2 Descripción de las fuentes de información

La Evaluación Censal de Estudiantes (ECE) 2018 y 2019 constituye una sólida fuente de información sobre los resultados de los alumnos de segundo de secundaria en la prueba de CTA del Minedu, necesaria para la construcción de la variable dependiente. Estos resultados son reportados según el puntaje obtenido en la prueba de ciencias y representan una posición con base en el modelo probabilístico Rasch. Esa fuente también permite identificar características del alumno y la institución educativa, como el sexo e índice socioeconómico del alumno, la ubicación geográfica de la institución y el tipo de su gestión educativa. Cabe mencionar que se justifica usar aquí dicho índice, presentado en los resultados de las ECE, porque es construido minuciosamente considerando la complejidad de la heterogeneidad social (por ejemplo, diferencias culturales entre estratos poblacionales) y económica en el contexto educativo (Minedu, 2018).

Mientras que del Censo Escolar 2018 y 2019 se obtuvo información sobre la presencia de laboratorios de ciencias en las instituciones educativas, cuyo equipamiento permite el desarrollo del currículo de segundo de secundaria. Esos censos también proveen información completa y detallada respecto al acceso a servicios básicos, otras variables de infraestructura escolar, y a la cantidad de docentes por cada institución educativa. Mediante el uso del código modular de cada dato, se pudo identificar con precisión la institución educativa de los alumnos, los laboratorios implementados y las características de los docentes y la infraestructura escolar.

3.3 Estrategia empírica y supuestos de estimación

La especificación hecha aquí del impacto de la implementación de laboratorios de ciencias sobre el rendimiento académico de los alumnos durante el período 2018-2019 se basa en la ecuación propuesta por Hanushek (1979) y perfeccionada por Beltrán y Seinfeld (2011), cuya formulación considera la descomposición de los factores explicativos (descritos en el anexo 1), que permite evaluar la magnitud y dirección del efecto esperado. Con tal fin, se utilizan estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) como base para las comparaciones entre los años seleccionados. Las regresiones se justifican siguiendo el enfoque de Yamada, Lavado y Montenegro (2015), quienes muestran las variables en su escala original para facilitar el análisis e interpretación de resultados.

Para verificar la hipótesis sobre la significancia de la presencia de laboratorios de ciencias en el rendimiento de los alumnos, se plantea la siguiente regresión con las variables sin interacciones para cada año:

$$\begin{aligned} \text{PuntajeCTA}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{Lab}_i + \beta_2 \text{LabApt}_i + \beta_3 \text{Mujer}_i + \beta_4 \text{ISE}_i + \beta_5 \text{GES_DEP}_i \\ & + \beta_6 \text{Serv_Elec}_i + \beta_7 \text{Serv_Agu}_i + \beta_8 \text{Serv_Desa}_i \\ & + \beta_9 \text{DocenteAreaCTA}_i + \beta_{10} \text{Area}_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Donde la variable PuntajeCTA_i representa las calificaciones obtenidas en la prueba de CTA y LabApt_i es una variable dicotómica que indica si la institución educativa cuenta o no con un laboratorio de ciencias implementado para el currículo de segundo de secundaria. La regresión incluye variables de control que representan características del alumno, su hogar e institución educativa. Por ejemplo, la variable GES_DEP_i es una *dummy* que toma el valor de 1 para escuelas públicas y 0 para las privadas. Se excluyen otros tipos de escuelas que representan aproximadamente el 5% restante de la matrícula. La variable binaria Area_i indica si la escuela se encuentra en una zona rural (1) o urbana (0). El índice socioeconómico ISE_i se utiliza para ajustar factores no medibles relacionados con las características del hogar del alumno y el tipo de escuela y aula donde estudia. Y la variable Mujer_i toma el valor 1 si el alumno es mujer y 0 si es hombre. También incluye la variable DocenteAreaCTA_i como una aproximación a la calidad del servicio educativo medida con la cantidad de docentes a cargo del área curricular de ciencia, tecnología y ambiente.

Además, dado que el impacto de los laboratorios depende de la capacidad de los docentes para usarlos y aprovechar cabalmente su aporte al proceso de enseñanza-aprendizaje, también se ha estimado la siguiente regresión:

$$\begin{aligned} \text{PuntajeCTA}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{Lab}_i + \beta_2 \text{LabApt}_i + \beta_3 \text{Mujer}_i + \beta_4 \text{ISE}_i + \beta_5 \text{GES_DEP}_i \\ & + \beta_6 \text{Serv_Elec}_i + \beta_7 \text{Serv_Agu}_i + \beta_8 \text{Serv_Desa}_i + \beta_9 \text{DocenteAreaCTA}_i \\ & + \beta_{10} \text{Area}_i + \beta_{11} \text{DocenteAreaCTA}_i * \text{LabApt}_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Donde se agrega la interacción $\text{DocenteAreaCTA}_i * \text{LabApt}_i$, cuyo propósito es evaluar si existe una relación entre el capital físico representado por los laboratorios de ciencias y el capital humano de los docentes a cargo del área curricular de ciencia, tecnología y ambiente.

Adicionalmente, dadas las grandes disparidades entre regiones en términos de niveles de pobreza y acceso a servicios básicos, entre otros aspectos (INEI, 2022), también desagregamos la especificación inicial del modelo para realizar estimaciones separadas por año para cada uno de los ocho dominios geográficos establecidos según el INEI (2022), a fin de evaluar

los posibles efectos heterogéneos presentes según la ubicación geográfica de la institución educativa.

Los coeficientes de las regresiones mencionadas son estimados por MCO, debido a que se dispuso de información de corte transversal para cada uno de los dos años en que por primera vez se aplicó una prueba de CTA en segundo de secundaria, y a que son diferentes los alumnos que la rindieron en cada año. Ello implicó no disponer del panel de datos necesario para estimaciones con efectos fijos que controlen las características únicas de cada institución educativa a lo largo del tiempo, como las realizadas por Beltrán y Castro (2010).

Sin embargo, el presente estudio ha tomado las precauciones necesarias para que los coeficientes obtenidos por MCO sean insesgados y consistentes. Así, se ha velado por que los parámetros de la regresión lineal no presenten multicolinealidad perfecta, excluyendo variables como *Hombre_i* para evitar problemas de combinación lineal, y se ha realizado un análisis de colinealidad para depurar la relación existente entre las variables que componen el modelo. En vista de que un alumno no puede haber obtenido varias calificaciones en una prueba tomada una sola vez, se puede asumir que las variables son idéntica e independientemente distribuidas. También se ha considerado la exogeneidad condicional, incorporando variables de control relevantes para ajustar por factores no observables ocultos en el término de perturbación; pese a lo cual, en rigor, no se puede concluir que el efecto hallado es con certeza atribuible, sino probablemente atribuible.

Además, la robustez de los resultados aquí encontrados ha sido examinada mediante una combinación de pruebas pertinentes. Al respecto, realicé pruebas de significancia de los coeficientes en cada ecuación de regresión, aplicando pruebas t y F para evaluar si tales coeficientes son diferentes de cero. La especificación del modelo empírico estimado estuvo así basada en que cada una de las variables que la componen tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la variable dependiente, representada por el puntaje obtenido en la evaluación CTA. Adicionalmente, para el análisis de sensibilidad ante la inclusión/exclusión de variables, opté por considerar el coeficiente de determinación (R^2) ajustado. Este coeficiente se incrementa conforme se incluyen variables relevantes para la ecuación, es decir, las que sean capaces de explicar una gran parte de la variabilidad observada en la variable dependiente; lo que sugiere una buena solidez del modelo. Y, como antes dicho, realicé pruebas de multicolinealidad para verificar si no existe alta correlación entre las variables independientes que pueda afectar la precisión de los coeficientes estimados.

4. Análisis de resultados

4.1 Análisis a nivel nacional

La tabla 1 muestra los resultados de la regresión para cada año (2018 y 2019) en que se tomó la prueba de CTA como parte de la ECE a alumnos de segundo grado de secundaria, aplicada para conocer qué y cuánto están aprendiendo del respectivo currículo escolar (Minedu, 2022). La regresión evalúa el impacto de la variable laboratorios de ciencias implementados (es decir, contando con los materiales necesarios para el adecuado uso pedagógico del laboratorio en el desarrollo del currículo) sobre la variable puntaje obtenido por alumnos en la mencionada prueba de CTA.

En esa tabla se observa que contar con laboratorios de ciencias implementados tuvo un muy significativo (al 99% de confianza) efecto positivo en el puntaje obtenido en la prueba de CTA. Específicamente: los alumnos del segundo grado de secundaria que accedieron a un laboratorio de ciencias implementado en su escuela (para el desarrollo del currículo correspondiente) lograron obtener, en la prueba CTA, puntajes en promedio 5,81 y 6,53 mayores que los alumnos sin tal acceso, en los años 2018 y 2019 respectivamente. Incluso cuando la variable explicativa es la sola presencia de laboratorios de ciencias, sin considerar su estado o nivel de implementación, el efecto positivo y muy significativo persiste, aunque con una magnitud algo menor: 5,2 y 6,3 respectivamente. De modo que ambos resultados muestran que la existencia de dichos laboratorios está relacionada con mejores puntajes, como propuso Asencios (2016). En consecuencia, queda rechazada la hipótesis nula (H_0) de que no hay evidencia para concluir que existe asociación entre ambas variables, y se retiene la hipótesis alternativa (H_A) en línea con la de la presente investigación.

Respecto a las variables de control, resaltan los hechos de que, en promedio, los estudiantes cuyos colegios se encuentran en zonas rurales y cuya gestión es pública obtienen puntajes menores en la prueba; obtienen puntajes mayores los estudiantes cuyos hogares tienen mejores índices de nivel socioeconómico (ISE); y las mujeres obtienen calificaciones menores que los hombres. Sobre la incidencia del acceso a servicios básicos, se encuentran efectos positivos cuyas magnitudes varían según el servicio; salvo en el caso del acceso a agua potable para el año 2019, cuyo coeficiente positivo tiene un *p-value* bajo (0,52) y por ello es omitido en la especificación.

Y al analizar el aporte del docente, se encuentra que, en promedio, la calificación lograda por los alumnos se incrementa en 1,3 y 1,4 puntos (para

2018 y 2019 respectivamente) por cada docente adicional a cargo del rubro curricular de CTA.

Tabla 1
Efecto de la presencia e implementación de laboratorios de ciencias sobre el puntaje obtenido en la prueba de ciencia, tecnología y ambiente (CTA)

VARIABLES	Puntaje CTA 2018	Puntaje CTA 2019
Lab. ciencias implementado	5,814*** (0,514)	6,526*** (0,529)
Laboratorio de ciencias	5,171*** (0,542)	6,297*** (0,565)
Docente a cargo del area curricular de CTA	1,290*** (0,053)	1,433*** (0,057)
Acceso a servicio eléctrico	18,547*** (1,519)	22,173 *** (0,687)
Acceso a agua potable	4,522*** (0,909)	
Acceso a desagüe	4,503*** (0,880)	4,206*** (2,23)
Gestión educativa	-26,464*** (0,413)	-32,398*** (0,428)
Sexo	-6,232*** (0,275)	-8,870*** (0,286)
Área	-11,738*** (0,518)	-14,545*** (0,541)
Índice socioeconómico (ISE)	20,597*** (0,181)	21,653*** (0,187)
Constante	488,762*** (1,643)	495,804*** (2,744)
Observaciones	455 314	422 521
R-cuadrado	0,107	0,125
R-cuadrado ajustado	0,125	0,125

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$.
Elaboración propia, 2023.

Tabla 2
Efecto de la implementación de laboratorios de ciencias y de su uso por los docentes sobre el puntaje obtenido en la prueba de ciencia, tecnología y ambiente (CTA)

VARIABLES	Puntaje CTA 2018	Puntaje CTA 2019
Lab. ciencias implementado	8,934*** (0,332)	10,111*** (0,347)
Lab. ciencias implementado con docente del área curricular de CTA	0,756*** (0,064)	0,951*** (0,068)
Docente del área curricular de CTA	0,707*** (0,090)	0,520*** (0,083)
Acceso a servicio eléctrico	19,337*** (1,519)	23,184*** (1,326)
Acceso a agua potable	4,800*** (0,910)	
Acceso a desagüe	5,208*** (0,880)	4,263*** (2,318)
Gestión educativa	-24,995*** (0,407)	-30,624*** (0,419)
Sexo	-6,239*** (0,275)	-8,818*** (0,286)
Área	-13,122*** (0,514)	-16,308*** (0,532)
Índice socioeconómico (ISE)	21,003*** (0,180)	22,131*** (0,185)
Constante	488,600*** (1,644)	496,288*** (2,698)
Observaciones	455 314	422 521
R-cuadrado	0,106	0,124
R-cuadrado ajustado	0,124	0,124

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01.
Elaboración propia, 2023.

La especificidad del aporte docente de interés para el presente estudio se aclara con la ayuda de los resultados mostrados en la tabla 2, de una regresión similar pero que esta vez incluye la variable que captura la interacción entre la variable laboratorio de ciencias implementado y la variable cantidad de docentes a cargo del área curricular de CTA. El coeficiente estimado de dicha interacción indica, al 99% de confianza, que por cada aumento de una unidad en la cantidad de docentes del área curricular de CTA que utilizan el laboratorio de ciencias implementado, hay un incremento promedio en el puntaje obtenido por los alumnos en la prueba CTA de 0,73 puntos en 2018 y 0,95 puntos en 2019, adicionales al incremento promedio resultante del acceso a un laboratorio de ciencias implementado. Y los coeficientes asociados a las variables de control exhiben similitudes notables, en términos de sus signos, significancia y magnitudes, con los presentados en la tabla 1.

Por tanto, hay evidencia del efecto positivo de la interacción entre el acceso de los alumnos en su institución educativa a un laboratorio de ciencias implementado (es decir, con los equipos, materiales y servicios básicos adecuados para su correcto funcionamiento) y el aporte particular de los docentes a cargo del área curricular de CTA. Los resultados de la estimación permiten concluir que, cuando se da un uso adecuado de los laboratorios de ciencias, debido al conocimiento de esos docentes en la materia (aproximación del capital humano relevante) y a la disponibilidad de materiales necesarios para la enseñanza correcta del currículo escolar (cuya implementación es reportada en el Censo Escolar), crece la probabilidad de que los estudiantes mejoren sus habilidades académicas en general (Hodson, 1994) y obtengan mayores puntajes en la prueba CTA en particular.

4.2 Análisis según dominio geográfico

Costa norte

Los resultados en la primera tabla del anexo 2 (tabla A.2.1) muestran un efecto positivo y muy significativo (al 99% de confianza) del acceso a un laboratorio de ciencias implementado para la enseñanza del currículo escolar de segundo de secundaria sobre el puntaje obtenido en la prueba de CTA. El respectivo coeficiente se podría interpretar como el puntaje promedio adicional (6,8 puntos más para el año 2018 y 8,2 puntos más para el año 2019) que obtiene un alumno que cuenta con dicho acceso en comparación con un alumno que no lo tiene. No obstante, para las variables gestión educativa y sexo, se encuentra que los estudiantes de escuelas públicas (muchas en zonas rurales) y las estudiantes mujeres de la costa norte tienen menores puntajes en la eva-

luación. En cuanto al ISE, hay un significativo efecto positivo indicativo de que estudiantes cuyos hogares tienen un ISE más alto obtienen mejor puntaje en la prueba CTA.

Sierra centro

Los resultados en la tabla A.2.2 muestran un significativo efecto positivo del acceso a un laboratorio de ciencias implementado sobre el puntaje alcanzado en la prueba de CTA. También se observa que son significativos los coeficientes asociados a la variable explicativa docente a cargo del área curricular de CTA, y a los controles usados.

Selva

Los resultados en la tabla A.2.3 también muestran un muy significativo (al 99% de confianza) efecto positivo del acceso a laboratorios de ciencias implementados sobre el puntaje obtenido en la prueba de CTA. No obstante, para el año 2018 no es significativo el coeficiente de la variable docente a cargo del área curricular de CTA. Las variables de control sí reportan coeficientes significativos al 1%, aunque negativos en los casos de las variables sexo y gestión (pública) educativa.

Lima Metropolitana

Respecto a los distritos de las provincias de Lima y Callao, los resultados en la tabla A.2.4 muestran un muy significativo efecto positivo del acceso a laboratorios de ciencias implementados sobre el rendimiento académico en la prueba de CTA. Los estudiantes cuyas escuelas cuentan con esa infraestructura pedagógica obtuvieron en promedio 10,9 puntos más en la prueba de CTA que los alumnos de escuelas sin ella. Respecto a las variables de control, en promedio las mujeres obtienen calificaciones 3 puntos menores que las de los hombres en 2018. También resalta el hecho de que, en promedio, los estudiantes cuyos colegios se encuentran en zonas rurales y cuya gestión es pública obtienen menores puntajes en la evaluación. Mientras que niveles más altos de ISE están relacionados con mayores puntajes obtenidos en la prueba.

4.3 Limitaciones de la investigación

Esta investigación se ha valido del puntaje obtenido en la prueba de CTA (ciencia, tecnología y ambiente) para estimar el posible efecto de contar con un laboratorio de ciencias sobre el rendimiento académico escolar. Ello limita

el alcance temporal del efecto encontrado, porque los datos sobre ese puntaje solo están disponibles para los años 2018 y 2019, debido a que el Minedu no aplicó dicha prueba a alumnos del segundo grado de secundaria ni antes ni después de esos dos años.

Además, es preciso aclarar que la fuente de la variable dependiente, el puntaje obtenido en la prueba de CTA, solo representa una parte del aprendizaje previsto por el Currículo Nacional de la Educación Básica (CNEB). Y que la construcción de la variable explicativa de interés, los laboratorios de ciencias, no resulta de una asignación aleatoria al estilo de un experimento controlado; lo que ha exigido ser cautelosos y elegir variables exógenas que reduzcan la posible endogeneidad del modelo. En tal sentido, cabe mencionar que, si bien los reportes de las regresiones muestran un R^2 ajustado bajo, el propósito del presente estudio es hallar no los determinantes del rendimiento escolar en general, sino el probable efecto particular de la presencia de laboratorios de ciencias implementados en colegios. Y que, al formular y estimar las ecuaciones compuestas tanto por variables continuas como por variables binarias, se realizó un análisis de colinealidad para evaluar la relación existente entre ellas e interpretar correctamente los coeficientes.

También constituye una limitación el haber recurrido a la propuesta metodológica de Hanushek (1979), basada en una función de producción en el ámbito educativo. Esta opción responde a la necesidad de evaluar con razonable robustez el posible efecto del uso de laboratorios de ciencias en las calificaciones obtenidas por alumnos en la prueba de CTA. Sin embargo, se trata de una opción no exenta de cuestionamientos, tales como: (1) el enfoque de dicha función simplifica la compleja realidad del entorno educativo, reduciéndola a una relación *input-output* que no refleja la totalidad de factores y procesos involucrados en la dinámica educativa. El uso de esa función se centra en factores cuantificables, como, por ejemplo, las calificaciones en una prueba estandarizada como es la de CTA o la cantidad de docentes calificados para el área de ciencias, ignorando aspectos importantes pero difíciles de medir, como son las habilidades sociales, emocionales o creativas de alumnos y docentes, de cuya interacción depende la calidad del proceso de enseñanza-aprendizaje; (2) este tipo de enfoques pueden ser rígidos, no adaptables fácilmente a la cambiante dinámica en el entorno educativo ni a las necesidades específicas de estudiantes bajo diferentes contextos culturales, características socioeconómicas e individuales; y (3) ambos cuestionamientos obligan a ser muy cuidadosos al elegir las variables de interés y en el procesamientos de los datos, para reducir sesgos o inexactitudes a fin de dar solidez a las estimaciones.

Sin mengua de lo anterior, la metodología aquí empleada se adecúa al tipo de información cuantitativa disponible y, pese a las limitaciones antes señaladas, ha permitido responder a la pregunta de investigación. En particular, ha permitido concluir que la interacción entre laboratorios implementados (capital físico) y su uso calificado por docentes del área curricular de ciencias (capital humano) genera un impacto positivo sobre el rendimiento académico de alumnos cursando el segundo año de secundaria en colegios del Perú.

5. Conclusiones y recomendaciones

A fin de contribuir al conocimiento sobre el impacto académico de un componente de la infraestructura escolar, el presente estudio se ha realizado con el objetivo específico de evaluar el efecto de la existencia de laboratorios de ciencias en instituciones educativas escolares del Perú sobre el rendimiento académico de alumnos de segundo de secundaria, expresado en sus calificaciones obtenidas en la prueba de CTA (ciencia, tecnología y ambiente) que se aplicó en los años 2018 y 2019. Dicho objetivo se explica porque la literatura teórica y empírica consultada sugiere que el uso de laboratorios en la enseñanza de ciencias y tecnología permite motivar a los estudiantes y captar su interés antes, durante y después de las actividades prácticas; lo que mejora su aprendizaje de habilidades y conocimientos científicos (Guzmán, 2016; Barberá & Valdés, 1996). Además, como Hodson (1994) señala, la enseñanza de ciencias promueve diversos tipos de aprendizaje, incluido el resultante del trabajo en equipo a través de la experiencia en el laboratorio, que eventualmente incrementan el rendimiento académico.

Los resultados de nuestras estimaciones, basadas en datos del Censo Escolar y la ECE publicados por el Minedu, indican un impacto positivo muy significativo (al 99% de confianza) del contar con laboratorios de ciencias sobre el puntaje obtenido en la prueba de CTA, en 2018 y en 2019. También encuentran variaciones en dicho efecto según el sexo del estudiante, la gestión de la institución educativa (pública o privada) y la zona de ubicación de la institución educativa (urbana o rural). Y se profundizó al respecto con un análisis según la escala de dominio geográfico usada para recopilar los datos de la Enaho (INEI, 2022), cuyos resultados indican que en todos esos dominios se da, en mayor o menor grado, el mencionado efecto positivo y significativo una vez aplicados los controles socioeconómicos pertinentes. Además, nuestra estimación a nivel nacional de la interacción entre la dotación de laboratorios de ciencias (capital físico) y de docentes de esta área curricular que los usan (capital humano) muestra que esta interacción tiene un impacto positivo muy

significativo (al 99% de confianza) en el puntaje obtenido por alumnos de segundo de secundaria en la prueba de CTA.

Cabe enfatizar la importancia de haber considerado, como variable de interés en esas estimaciones, a los laboratorios de ciencia que se encontraban debidamente implementados según lo reportado en el Censo Escolar; es decir, contando con los insumos necesarios para la enseñanza del currículo escolar correspondiente al segundo grado de secundaria. Nuestros resultados indican que se incrementa la probabilidad de que los alumnos obtengan mayores calificaciones en la prueba de CTA cuando en su colegio cuentan con: (i) ese espacio de apoyo al aprendizaje práctico; (ii) una adecuada interacción de docentes a cargo del área curricular de ciencias (capital humano) con dicho espacio (capital) físico; y (iii) acceso a servicios infraestructurales básicos (agua y electricidad) necesarios para el funcionamiento del laboratorio, y por ello son considerados como variables de control en nuestras estimaciones.

Estos hallazgos son consistentes con lo planteado por Hodson (1990), quien indica que el trabajo práctico en el laboratorio es más atractivo para los alumnos y les reporta un mejor aprendizaje cuando es organizado y realizado involucrando una interacción fluida alumnos-profesor. Cuando se cuenta con laboratorios de ciencias e insumos correspondientes (materiales para la práctica, servicios infraestructurales básicos), y estos son utilizados correctamente por docentes especializados en el área curricular de ciencias, son mejores los resultados para los alumnos, en términos tanto del puntaje obtenido en pruebas estandarizadas como del aprendizaje de habilidades que facilitan la comprensión de conceptos abstractos en el rubro de las ciencias.

Finalmente, se recomienda que futuras investigaciones utilicen datos de los censos escolares históricos para que puedan evaluar el impacto intertemporal de la inversión para instalar y equipar laboratorios de ciencias en instituciones educativas sobre el rendimiento académico de los alumnos. Y también se considera relevante que estudios posteriores complementen el presente estudio analizando aspectos cualitativos del proceso educativo, a fin de contribuir a una toma de decisiones más efectiva, sensible y equilibrada en materia de educación.

Referencias

- Arcia, G., Porta, E., & Laguna, J. (2004). *Análisis de los factores asociados con el rendimiento académico en 3.º y 6.º grados de primaria*. Prealc, Unicef, CARE-Nicaragua. <https://www.docsity.com/es/factores-asociados-con-el-aprendizaje/5459389/>

- Asencios, R. (2016). *Rendimiento escolar en el Perú: análisis secuencial de los resultados de la Evaluación Censal de Estudiantes*. Documentos de Trabajo N.º 2016-05. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/.../documento-de-trabajo-05-2016.pdf>
- Barberá, O., & Valdés, P. (1996). El trabajo práctico en la enseñanza de las ciencias: una revisión. *Enseñanza de las Ciencias*, 14(3), 365-379. <https://ddd.uab.cat/pub/edlc/.../02124521v14n3p365.pdf>
- Barrett, P., Treves, A., Shmis, T., Ambasz, D., & Ustinova, M. (2019). *The impact of school infrastructure on learning: A synthesis of the evidence*. International Development in Focus. World Bank. <https://hdl.handle.net/10986/30920>
- Beltrán, A., & Castro, J. F. (2010). *Modelos de datos de panel y variables dependientes limitadas: teoría y práctica*. Universidad del Pacífico. <https://hdl.handle.net/11354/2858>
- Beltrán, A., & Seinfeld, J. (2011). *Hacia una educación de calidad: la importancia de los recursos pedagógicos en el rendimiento escolar*. Documento de Discusión, DD/11/06. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/365>
- Beltrán, A., & Seinfeld, J. (2013). *La trampa educativa en el Perú: cuando la educación llega a muchos, pero sirve a pocos*. Universidad del Pacífico. <http://hdl.handle.net/11354/1419>
- Benavides, M. (2002). Para explicar las diferencias en el rendimiento en Matemáticas de cuarto grado en el Perú urbano: análisis de resultados en base a un modelo básico. En J. Rodríguez & S. Vargas (Eds.), *Análisis y resultados y metodología de las pruebas Greceer 1998* (pp. 93-107). Programa Mecep, Documento de Trabajo 13. Ministerio de Educación del Perú. <https://www.grade.org.pe/publicaciones/491>
- Campana, Y., Velasco, D., Aguirre, J., & Guerrero, E. (2014). *Inversión en infraestructura educativa: una aproximación a la medición de sus impactos a partir de la experiencia de los Colegios Emblemáticos*. Informe final, proyecto A2-PMN-PM-T10-07-2013. Consorcio de Investigación Económica y Social. <https://cies.org.pe/wp-content/.../07/20141002>
- Cardona, M., Montes, I., Vásquez, J., Villegas, M., & Brito, T. (2007). *Capital humano: una mirada desde la educación y la experiencia laboral*. Cuadernos de Investigación, 56. Universidad Eafit. <https://publicaciones.eafit.edu.co/.../cuadernos-investigacion/.../1287/1166>
- ComexPerú. (2021, 6 de abril). El 77% de los estudiantes de educación básica regular pertenecieron al sector público en 2020. *Semanario 1070*. Sociedad de Comercio Exterior del Perú. <https://www.comexperu.org.pe/publicaciones>
- Duarte, J., Gargiulo, C., & Moreno, M. (2011). *Infraestructura escolar y aprendizajes en la educación básica latinoamericana: un análisis a partir del Serce*. Notas Técnicas, IDB-TN-277. Banco Interamericano de Desarrollo, División de Educación. doi:10.18235/0010286
- Glewwe, P., & Miguel, E. (2008). The impact of child health and nutrition on education in less developed countries. En P. Schultz & J. Strauss (Eds.), *Handbook*

- of development economics*, vol. 4, cap. 56 (pp. 3561-3606). doi:10.1016/s1573-4471(07)04056-9
- Guzmán, N. (2016). *La utilidad del laboratorio de ciencias como un ambiente de aprendizaje en un contexto de resolución de problemas: un estudio particular sobre la concentración y temperatura que afectan la velocidad de una reacción química en la educación básica*. Universidad del Valle, Instituto de Educación y Pedagogía. <https://hdl.handle.net/10893/9487>
- Hanushek, E. (1979). Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions. *Journal of Human Resources*, 14(3), 351-388. doi:10.2307/145575
- Harbinson, R., & Hanushek, E. (1992). *Educational performance of the poor: Lessons from rural northeast Brazil*. World Bank & Oxford University Press. <http://documents.worldbank.org/curated/en/310981468770471105>
- Hodson, D. (1990). A critical look at practical work in school science. *School Science Review*, 71(256), 33-40. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:153551368>
- Hodson, D. (1994). Hacia un enfoque más crítico del trabajo de laboratorio. *Enseñanza de las Ciencias*, 12(3), 299-313. <https://ensciencias.uab.cat/article/view/v12-n3-hodson/2324>
- Hofstein, A., & Lunetta, V. (2004). The laboratory in science education: Foundations for the twenty-first century. *Science Education*, 88(1), 28-54. doi:10.1002/sce.10106
- INEI. (2015). *Resultados de la Encuesta Nacional a Instituciones Educativas de Nivel Inicial, Primaria y Secundaria, 2014*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gov.pe/.../publicaciones_digitales/Est/Lib1257/libro.pdf
- INEI. (2022). *Perú: perfil de la pobreza por dominios geográficos, 2011-2021*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.gob.pe/.../inei/informes-publicaciones/3966540>
- Jacoby, E., Cueto, S., & Pollitt, E. (1999). Determinants of school performance among quechua children in the Peruvian Andes. *International Review of Education*, 45(1), 27-43. doi:10.1023/A:1003521804362
- Keys, W. (1987). *Aspects of science education in English schools*. Windsor: NFER – Nelson Publisher. <https://searchworks-lb.stanford.edu/.../1676746>
- López, A., & Tamayo, Ó. (2012). Las prácticas de laboratorio en la enseñanza de las Ciencias Naturales. *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, 8(1), 145-166. Universidad de Caldas. <https://revistasoj.s.ucaldas.edu.co/.../latinoamericana/articulo/.../5036>
- Lunetta, V. (1998). The school science laboratory: Historical perspectives and contexts for contemporary teaching. En B. J. Frase & K. G. Tobin (Eds.), *International handbook of science education* (pp. 249-264). Kluwer Academic Publishers. doi:10.1007/978-94-011-4940-2_16
- Minedu. (2016). *Por una educación con dignidad. Inversión en infraestructura educativa 2011-2016*. Ministerio de Educación. Lima. <https://hdl.handle.net/20.500.12799/5457>

- Minedu. (2017a). *¿Cómo se relaciona la infraestructura de la escuela con los aprendizajes de los estudiantes?* Oficina de Medición de la Calidad de los Aprendizajes. Ministerio de Educación. http://umc.minedu.gob.pe/.../uploads/2017/05/VF_zoomeducativo_3.pdf
- Minedu. (2017b). *Informe de resultados de la Evaluación Censal de Estudiantes 2007-2015*. Oficina de Medición de la Calidad de los Aprendizajes. Ministerio de Educación. http://umc.minedu.gob.pe/.../uploads/2017/07/Informe-final_ECE-2007-2015-vfinal.pdf
- Minedu. (2018). *Reporte técnico de la Evaluación Censal de Estudiantes (ECE) 2016. Segundo grado y cuarto grado de primaria (EBR y EIB), y segundo grado de secundaria*. Oficina de Medición de la Calidad de los Aprendizajes. Ministerio de Educación. <http://umc.minedu.gob.pe/.../uploads/2018/03/Reporte-Tecnico-ECE-2016.pdf>
- Minedu. (2020). *¿Qué aprendizajes logran nuestros estudiantes? Resultados de las evaluaciones nacionales de logros de aprendizaje 2019*. Reporte nacional. Oficina de Medición de la Calidad de los Aprendizajes. Ministerio de Educación. <http://umc.minedu.gob.pe/.../uploads/2020/06/Reporte-Nacional-2019.pdf>
- Minedu. (2022). *Disposiciones para la prestación del servicio educativo durante el año escolar 2022 en instituciones y programas educativos de la Educación Básica, ubicados en los ámbitos urbano y rural*. Norma técnica. Dirección General de Educación Básica Regular. Ministerio de Educación. <https://hdl.handle.net/20.500.12799/8673>
- Pritchett, L., & Filmer, D. (1999). What education production functions *really* show: A positive theory of education expenditures. *Economics of Education Review*, 18(2), 223-239. doi:10.1016/s0272-7757(98)00034-x
- Vélez, E., Schifeldin, E., & Valenzuela, J. (1994). Factores que afectan el rendimiento académico en la educación primaria. *Revista Latinoamericana de Innovaciones Educativas*, 17. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:181185409>
- Yamada, G., Lavado, P., & Montenegro, G. (2015). *El efecto de One Laptop per Child en las prácticas de enseñanza y en la distribución del tiempo en el hogar*. Documento de Discusión, DD1515. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/1094>

Anexo 1. Detalle de los factores explicativos y variables empleadas

Insumos escolares: $\sum \beta_{Qit} Q_{it}$; $\sum \beta_{Iit} I_{it}$

Características del docente: $DocentesAreaCTA_i$

Gestión administrativa de la institución educativa: GES_DEP_{it}

Infraestructura educativa: Lab_{it} ; $LabApt_{it}$; $Serv_Elec_{it}$; $Serv_Agua_{it}$; $Serv_Desa_{it}$

Características de la institución educativa: $Area_{it}$; $DominioGeo_{it}$

Insumos familiares: $\sum \beta_{H_{it}} H_{it}$

Características del hogar: ISE_{it}

Contribución del alumno: $\sum \beta_{C_{it}} C_{it}$

Características propias del alumno: $Mujer_{it}$

Fuente: Hanushek (1979). Elaboración propia, 2023.

Anexo 2. Tablas de análisis a nivel nacional según dominio geográfico

Tabla A.2.1

Efecto de la presencia de laboratorios de ciencias implementados sobre el puntaje obtenido en la prueba de ciencia, tecnología y ambiente (CTA) en la costa norte

VARIABLES	Puntaje CTA 2018	Puntaje CTA 2019
Lab. ciencias implementado	6,801*** (0,760)	8,184*** (0,767)
Docente del área curricular de CTA	2,122*** (0,164)	1,803*** (0,165)
Gestión educativa	-24,113*** (1,034)	-30,017*** (1,058)
Sexo	-4,510*** (0,689)	-7,642*** (0,726)
Índice socioeconómico (ISE)	16,239*** (0,450)	16,324*** (0,464)
Constante	515,956*** (0,909)	520,322*** (0,952)
Observaciones	70 463	63 767
R-cuadrado	0,056	0,066
R-cuadrado ajustado	0,0664	0,0664

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$.

Fuente: Ministerio de Educación. Elaboración propia, 2023.

Tabla A.2.2

Efecto de la presencia de laboratorios de ciencias implementados sobre el puntaje obtenido en la prueba de ciencia, tecnología y ambiente (CTA) en la sierra centro

VARIABLES	Puntaje CTA 2018	Puntaje CTA 2019
Lab. ciencias implementado	7,792*** (0,844)	8,759*** (0,905)
Docente del área curricular de CTA	1,053*** (0,113)	2,230*** (0,230)
Gestión educativa	-24,772*** (1,481)	-30,590*** (1,565)
Sexo	-8,316*** (0,778)	-11,795*** (0,832)
Índice socioeconómico (ISE)	28,881*** (0,493)	29,435*** (0,537)
Constante	517,252*** (1,305)	522,818*** (1,385)
Observaciones	53 894	46 842
R-cuadrado	0,122	0,134
R-cuadrado ajustado	0,134	0,134

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01.

Fuente: Ministerio de Educación. Elaboración propia, 2023.

Tabla A.2.3
Efecto de la presencia de laboratorios de ciencias implementados sobre el puntaje obtenido en la prueba de ciencia, tecnología y ambiente (CTA) en la selva

VARIABLES	Puntaje CTA 2018	Puntaje CTA 2019
Lab. ciencias implementado	9,626*** (0,793)	14,610*** (0,826)
Docente del área curricular de CTA	-0,099*** (0,132)	0,542*** (0,143)
Gestión educativa	-23,339*** (1,966)	-35,971*** (1,887)
Sexo	-6,340*** (0,742)	-7,864*** (0,776)
Índice socioeconómico (ISE)	21,853*** (0,459)	22,856*** (0,484)
Constante	508,155*** (1,872)	513,439*** (1,769)
Observaciones	63 129	62 753
R-cuadrado	0,065	0,080
R-cuadrado ajustado	0,0800	0,0800

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$.

Fuente: Ministerio de Educación. Elaboración propia, 2023.

Tabla A.2.4
Efecto de la presencia de laboratorios de ciencias implementados sobre el puntaje obtenido en la prueba de ciencia, tecnología y ambiente (CTA) en Lima Metropolitana

VARIABLES	Puntaje CTA 2018	Puntaje CTA 2019
Lab. ciencias implementado	10,932*** (0,607)	10,746*** (0,616)
Docente del área curricular de CTA	3,132*** (0,116)	1,991*** (0,099)
Gestión educativa	-31,475*** (0,647)	-33,798*** (0,656)
Sexo	-3,098*** (0,518)	-7,418*** (0,531)
Índice socioeconómico (ISE)	16,794*** (0,424)	17,221 *** (0,426)
Constante	517,482*** (0,676)	527,274*** (0,675)
Observaciones	130 837	121 883
R-cuadrado	0,053	0,061
R-cuadrado ajustado	0,0608	0,0608

Notas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01.

Fuente: Ministerio de Educación. Elaboración propia, 2023.

¿Puede un programa de alimentación escolar reducir el trabajo infantil? El caso de Qali Warma³

Martha Sofía Aredo Jacinto

Camila Andrea Cuba Jara

Introducción

Estimaciones a nivel global indican que 1 de cada 10 niños se encontraba en situación de trabajo infantil⁴ en el año 2020, aproximadamente 160 millones de niños. De ellos, 7 de cada 10 trabajan en agricultura y la edad del 55,8% es de entre 5 y 11 años (OIT & Unicef, 2021). La pobreza propulsa el trabajo infantil, porque este permite que familias de recursos escasos aumenten los ingresos del hogar y resistan sus caídas por factores estacionales o de mercado (Thévenon & Edmonds, 2019).

Para paliar aquello, existen programas sociales para asistir a sectores vulnerables de la población y facilitar el incremento de su capital humano. Un ejemplo son los programas de alimentación escolar (PAE), una herramienta de protección social que, en el año 2022, benefició a 418 millones de niños a nivel mundial (WFP, 2022).

³ Este trabajo es una versión resumida y editada de nuestro Trabajo de Investigación Económica que fue aprobado con el mismo título en noviembre de 2023. Agradecemos la asesoría y el acompañamiento del profesor Manuel Barrón durante la realización de esta investigación. Asimismo, extendemos nuestro agradecimiento al jurado, profesores Pablo Lavado y Rosario Gómez, por su apoyo brindado en conocimientos y recomendaciones. Por último, apreciamos las prontas respuestas a nuestras solicitudes por parte del Programa Nacional de Alimentación Escolar Qali Warma.

⁴ El término «trabajo infantil» que empleamos es:

«[...] Comprende el trabajo que los niños son demasiado jóvenes para realizar y/o el trabajo que, por su naturaleza o por las condiciones en que se lleva a cabo, es probable que dañe la salud, la seguridad o la moralidad de los niños» (OIT & Unicef, 2021, p. 20).

«Este concepto no incluye el trabajo ligero (no perjudica la salud o desarrollo del menor ni limita la asistencia a la escuela y se realiza durante menos de 14 horas a la semana) ni tampoco las peores formas de trabajo infantil (actividades que por su naturaleza o entorno afectan la salud, la seguridad y la moralidad de los niños)» (Chatterjee & Ray, 2019).

En mayo de 2012, el Programa Nacional de Alimentación Escolar Qali Warma (PNAEQW) fue creado en el Perú para ayudar a niños de hogares pobres del país dándoles alimentos cuando asisten a entidades educativas públicas (D. S. N.º 008-2012-Midis, 2012). El PNAEQW establece el tipo de comida que recibe el beneficiario: solo desayuno o desayuno y almuerzo, según el quintil de pobreza del distrito al que pertenece (Midis, 2021). Esta asignación es explicada en el anexo 1.

La literatura especializada que hemos revisado aborda ampliamente el impacto de los PAE en áreas como salud y asistencia escolar. Pero hay pocos estudios enfocados en la relación de dichos programas con el trabajo infantil. Esta relación reviste interés porque tales programas, al proporcionar alimentos a escolares pobres en su centro educativo, incrementan el atractivo de la educación y, así también, podrían contribuir a la disminución del trabajo infantil. Esto puede interpretarse, en un plano teórico, como una maximización del impacto social del programa. De ahí nuestra pregunta de investigación: ¿Puede un programa de alimentación escolar reducir el trabajo infantil?

De hecho, los datos de la Encuesta Nacional Especializada de Trabajo Infantil (ETI), publicados en 2015, permiten observar una correlación positiva entre el nivel de pobreza y el trabajo infantil. Y si esos datos son analizados considerando la lista de colegios beneficiarios del PNAEQW, los resultados comparados entre los que reciben este programa y los que no (anexo 2) nos motivan a plantear la siguiente hipótesis: Qali Warma reduce el trabajo infantil vía las transferencias monetarias al hogar que implican su servicio de alimentación en la escuela. Y dicha reducción será mayor para los beneficiarios del servicio alimentario completo que incluye almuerzos. Lo cual evaluamos mediante una regresión discontinua que permite estimar la probabilidad de trabajo infantil entre beneficiarios, con características similares, que reciben dicho servicio completo respecto a los que reciben solo desayunos.

Consideramos que evaluar nuestra hipótesis es relevante académicamente, dada la poca cantidad de estudios sobre la relación entre un PAE y el trabajo infantil. Y que tiene utilidad práctica enfocar tal evaluación en el caso de Qali Warma, porque comprobar que este PAE incentiva la reducción del trabajo infantil, además de la asistencia escolar, contribuiría al diseño y la implementación de políticas con un mayor alcance, en beneficio de niños y niñas del Perú.

1. Revisión de literatura

1.1 Variables involucradas en el mercado laboral infantil

1.1.1 *La educación*

Según una publicación de la OIT (2021), el trabajo infantil se asocia con la deserción escolar: no están escolarizados 3 de cada 4 niños de entre 5 y 11 años que trabajan, ni tampoco lo están 1 de cada 3 de entre 12 y 14 años. Y Bezerra, Kassouf y Arends-Kuenning (2009) encuentran que el desempeño escolar de los niños que no trabajan es mejor que el de los que sí trabajan, considerando una jornada laboral por encima de 2 horas diarias durante 4,5 días a la semana en promedio (Murillo & Román, 2014).

1.1.2 *La importancia de la intertemporalidad*

Varios estudios destacan la importancia de considerar las repercusiones dinámicas del trabajo infantil, pues este suele conllevar una menor adquisición de conocimientos y habilidades a futuro. Con un modelo de generaciones traslapadas, Basu (1999) explica que, si un niño trabaja todo el día, es probable que no estudie y que siendo adulto tenga un rendimiento laboral deficiente. Este comportamiento es modelizado por Emerson y Souza (2003), Contreras (2008) y Basu, Das y Dutta (2010), considerando además un nivel de educación óptimo para evitar la trampa de trabajo infantil, entendida como un mecanismo que autoperpetúa el trabajo infantil por generaciones.

1.1.3 *Respuesta a choques económicos*

Algunos estudios analizan el trabajo infantil como alternativa ante cambios inesperados en las características del hogar y la familia. Thévenon y Edmonds (2019) señalan que el trabajo infantil forma parte de estrategias de amortiguación de *shocks* a los ingresos del hogar, por menores salarios y/o mayores precios de los productos que consume. Ello especialmente cuando las alternativas financieras son poco conocidas o accesibles para el hogar (Acevedo, Quejada, & Yáñez, 2011; Dumas, 2020).

Además, a las familias pobres les es muy difícil realizar intercambios entre ingresos presentes y futuros, por lo que recurren al trabajo infantil para aliviar sus apremiantes necesidades actuales. Lo cual, unido a la existencia de actividades económicas demandantes de trabajo infantil, hacen muy compleja la eliminación o reducción del trabajo infantil en un contexto de pobreza (Dessy & Pallage, 2005).

1.2 Trabajo infantil en el Perú

Algunos estudios han evaluado el impacto de programas de ayuda social sobre el trabajo infantil en el Perú. Respecto al programa «Juntos», por ejemplo, Gahlaut (2011) lo analiza con base en datos de Young Lives y concluye que tiene un significativo impacto reductor del trabajo infantil. Sin mengua de lo cual, Tercelli (2013) señala la necesidad de crear otros mecanismos de protección social que abran a los niños mejores oportunidades de vida y desalienten así el trabajo infantil.

En tal sentido, el programa «Edúcame Primero» fue desarrollado en 2014 y 2015 para que la priorización de la educación reduzca el trabajo infantil. Estudios que evaluaron este programa (Maya-Jariego, 2017; Márquez, Hologado, & Maya-Jariego, 2019; Márquez, 2020) hallaron un impacto reductor de la pobreza infantil, pese a la existencia de actitudes sociales defensoras del trabajo infantil que se expresan en ciertos movimientos de jóvenes trabajadores. Ante lo cual, esos autores destacan el rol de las familias peruanas en dicho impacto positivo y plantean la necesidad de que mejore la labor de las familias y comunidades de base en la promoción de normas sociales que fomenten el desarrollo adecuado de los niños del país.

De hecho, muchos jefes de hogares involucran a sus hijos en negocios familiares para que aprendan a generar ingresos y valerse por sí mismos en caso queden huérfanos, o con miras a su independización económica a futuro (Crivello, 2009). La percepción del trabajo infantil como una ayuda para convertirse en autosuficiente es común en hogares pobres (Morrow & Boyden, 2018). Por ello, si bien la escuela primaria es muy demandada, especialmente en áreas rurales cae la demanda por educación secundaria a favor del aprendizaje de conocimientos prácticos asociados al trabajo agrícola o artesanal (Ponce, 2012).

De ahí la existencia en el Perú de grupos de jóvenes que defienden su activa participación en el mercado laboral. Una muestra de ello son los movimientos NAT (niños, niñas y adolescentes trabajadores), los cuales son conformados por menores de 18 años provenientes de familias muy pobres, que están a favor del trabajo infantil bajo tres perspectivas: como medio para salir de la pobreza, como herramienta de aprendizaje a través de la experiencia y como una actividad digna cuyas labores no deben ser menospreciadas (Espinosa, 2018).

Sin embargo, mientras que, según la ETI 2015, al 42% de los niños de entre 5 y 9 años les gusta trabajar, lo que implica que casi la mitad de ellos defiende el trabajo infantil (tabla 1), la motivación cambia en los niños o adolescentes de entre 10 y 17 años, de los cuales solo alrededor del 6% afirma que trabaja porque le gusta hacerlo (tabla 2).

Tabla 1
Niños de 5 a 9 años que realizan trabajo infantil, según motivo por el cual trabajan (%)

Motivo por el cual trabajan	Trabajo infantil	Trabajo peligroso
Para ayudar a sus padres/otros familiares	88,8	77,3
Te gusta trabajar ^{1/}	42,1	40,5
Para aprender un oficio ^{2/}	15,2	13,2
Para ganar su propio dinero ^{2/}	7,5	15,6
Para comprar los útiles escolares o cosas ^{2/}	6,0	5,5
Por otro motivo ^{2/}	1,1	4,1
Sin motivo ^{3/}	0,7	0,0
Total (en miles)	337,1	49,1

Notas. ^{1/} Cifra referencial para el trabajo peligroso; ^{2/} cifras referenciales para ambos indicadores; ^{3/} cifra referencial para el trabajo infantil.

Fuente: INEI (2015). ETI – Módulo del Niño. Elaboración propia, 2023.

Tabla 2
Niños de 10 a 17 años que realizan trabajo infantil, según principal motivo por el cual trabajan (%)

Motivo por el cual trabajan	Trabajo infantil	Trabajo peligroso
Para ayudar a sus padres/otros familiares	67,8	67,8
Para ganar su propio dinero ^{1/}	15,3	16,1
Te gusta trabajar ^{1/}	5,9	6,1
El negocio de tu familia necesita personal ^{1/}	2,1	2,0
Para aprender un oficio ^{1/}	1,6	1,5
Para comprar los útiles escolares o cosas ^{1/}	1,3	1,4
Por problemas familiares ^{1/}	0,2	0,2
La educación no le sirve/no es importante ^{1/}	0,1	0,1
Por otro motivo ^{1/}	5,7	4,8
Total (en %)	100	100
Total (en miles)	1282,2	1202,3

Nota. ^{1/} cifras referenciales.

Fuente: INEI (2015). ETI – Módulo del Niño. Elaboración propia, 2023.

1.3 Programas de alimentación escolar

Los PAE surgieron como herramientas de protección social proporcionando alimentos a alumnos en sus escuelas. Estas comidas mejoran las capacidades cognitivas de los alumnos y generan beneficios económicos a sus hogares y a proveedores locales.

Los PAE son un alivio económico para familias de ingresos muy bajos con hijos en edad escolar, porque representan una transferencia indirecta de ingresos a los hogares por el valor de los alimentos distribuidos (Verguet *et al.*, 2020). Estas comidas permiten que el hogar reasigne sus escasos recursos, como sucede debido a Qali Warma. Según Lavado y Barrón (2019), los hogares de los niños beneficiados consideran estas transferencias como un activo valioso porque perciben un ahorro en desayunos y almuerzos. Por ejemplo, para la mitad de los hogares cuyos niños reciben almuerzos, hay un ahorro diario promedio de S/ 7,35 por hijo o hija. Esto asciende a S/ 158,8 o al 17,3% del gasto mensual promedio del hogar para 2019.

Respecto a otros efectos de los PAE, los estudios consultados indican que tienen un impacto positivo en el rendimiento del alumno, las tasas de matrícula y asistencia escolar. Zenebe *et al.* (2018) encontraron que los PAE en el sur de Etiopía generaron un mayor porcentaje de asistencia y una menor deserción escolar. Kazianga, De Walque y Alderman (2012) encontraron evidencia, en Burkina Faso, de que un PAE con entrega de los alimentos en la escuela y otro PAE dando raciones para llevar a casa aumentaron ambos la tasa de matrícula en 3 y 5 puntos porcentuales, respectivamente, al cabo de un año escolar.

1.4 Programas de alimentación escolar y trabajo infantil

Edmonds (2005) considera plausible que transferencias monetarias al hogar reduzcan el trabajo infantil. Para ilustrar este efecto, Skoufias y Parker (2001) analizaron el caso de Progresá en México, uno de los principales programas de transferencias monetarias condicionadas en Latinoamérica. A través del método de diferencia en diferencias, encuentran que dicho programa aumenta significativamente la asistencia escolar y reduce significativamente la participación de los niños en el mercado laboral.

Dago y Yogo (2022) utilizaron la técnica de *propensity score-matching* para evaluar el efecto causal de un PAE sobre el trabajo infantil en Liberia, para el año 2007. Y encuentran que sí disminuye significativamente el trabajo infantil entre un 14% y un 17%, y, además, que es más efectivo en reducir el trabajo infantil de niños varones. Esto último es confirmado por Kazianga *et al.* (2012),

quienes encuentran que dicho efecto reductor de los PAE es significativo solo en los varones, especialmente para los que trabajan en áreas agrícolas. Pero los resultados de Aurino *et al.* (2019) son diferentes: utilizando diferencia en diferencias, encuentran que la alimentación escolar puede reducir el trabajo infantil de las niñas, mientras que una entrega directa de alimentos a hogares seleccionados aumenta el trabajo de los niños.

2. Marco analítico

A fin de identificar las variables involucradas en la decisión de hogares pobres respecto al trabajo infantil, nos inspiramos en el modelo de negociación intra-hogar planteado por Basu (1999), el cual simula que los miembros del hogar negocian entre sí las decisiones familiares tomando en cuenta las variables de gastos, estudios y trabajo.

Al incorporar ese planteo en un modelo de generaciones solapadas (Samuelson, 1958), puede considerarse un hogar donde padres e hijos actúan en dos períodos ($t = 1, 2$), maximizando una función de utilidad intertemporal dependiente del consumo (C_t) y las horas de trabajo (L_t). La función que maximiza el hogar⁵ se formula así:

$$\max u_1(C_1, 1 - L_1) + \beta u_2(C_2, 1 - L_2) \dots \quad (1.1)$$

$$L_t = L_t^P + L_t^H \text{ donde } e_t = 1, 2 \begin{array}{l} P, \text{ si son padres} \\ H, \text{ si son hijos} \end{array}$$

A lo anterior incorporamos el aporte de modelos con trabajo adulto e infantil como dos diferentes factores de producción con diferentes salarios: W_t^P y W_t^H , respectivamente (Emerson & Souza, 2003; Chatterjee & Ray, 2019). Entonces, la restricción intertemporal a la que estará sujeta la utilidad a maximiza incluirá ambos trabajos como distintos factores productivos, de la siguiente manera:

$$C_1 + \beta C_2 = w_1 \cdot L_1 + \beta w_2 \cdot L_2 \dots \quad (1.2)$$

Donde β es la tasa de preferencia o descuento temporal. En el primer período, se decide la asignación del tiempo disponible de adultos e hijos menores de edad entre ocio o trabajo y escuela o trabajo, respectivamente. Como las decisiones de estudiar o trabajar no son mutuamente excluyentes, el hogar decide cuántas horas dedicará el hijo al trabajo y cuántas a la escuela.

⁵ Al aplicar este modelo solo consideramos a los hogares relevantes para nuestra investigación: los ubicados en los distritos más pobres.

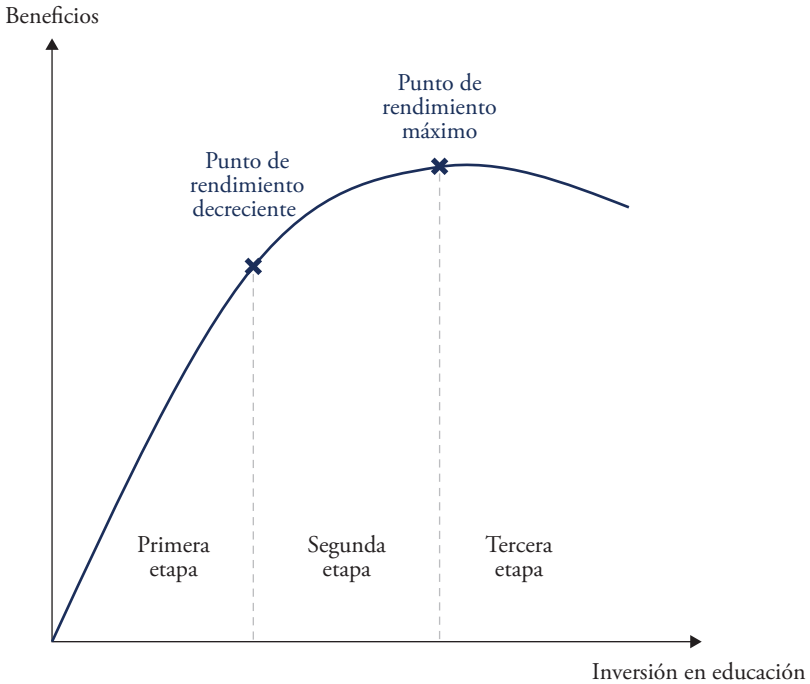
Lo cual esta modelación resume en dos alternativas: cuando el hijo trabaja en $t = 1$ ($L_1^H > 0$) y cuando el hijo solo va al colegio ($L_1^H = 0$).

Para modelar la decisión sobre el trabajo infantil, consideramos que todo el ingreso generado por el hogar en el período se destina al consumo, a fin de obtener una estimación más pertinente en situación de pobreza (Jorgenson, 1998). También es importante internalizar el impacto adverso del trabajo infantil en los ingresos futuros de los hijos, ya que los reduce debido a la menor inversión en su capital humano. Según Schaferhoff *et al.* (2016), la tasa de retorno de la educación sería más alta en un entorno de ingresos presentes muy bajos, como los de nuestro foco de estudio.

Esto último se explica porque la inversión en educación también está sujeta a la ley de rendimientos marginales decrecientes. Según Galassi y Andrada (2011), a medida que un individuo incrementa su inversión en educación, los beneficios adicionales que obtiene, como mayor salario o mejores oportunidades laborales, disminuyen con el tiempo. Esta tendencia termina cuando se llegue al punto en que seguir invirtiendo ya no genere beneficios incrementales, dado que la acumulación educativa ya ha alcanzado un nivel en el que una unidad adicional de educación hará poca diferencia (figura 1).

En consecuencia, para los niños de hogares pobres (que conforman nuestra población en estudio) será mayor el retorno incremental de la inversión en su educación, dado que se encuentran en la etapa inicial de altos rendimientos educativos y su situación de pobreza ralentiza su avance hacia la etapa de rendimiento máximo en la formación de su capital humano frenado. Conforme la educación les ayude a salir de la pobreza y lleguen a percibir ingresos medianos o altos, el nivel promedio de los retornos a su educación será mayor en términos absolutos (Schaferhoff *et al.*, 2016).

Figura 1
Rendimientos marginales decrecientes de la inversión en educación



Elaboración propia, 2023.

En el segundo período de la modelación, los hijos ya no son menores de edad y decidirán como jefes de hogar. Por ello, se incluye en la ecuación el efecto de la inversión en educación a través de un aumento del capital humano (h) (Basu, 1999; Baland & Robinson, 2000; Chatterjee & Ray, 2019).

Recapitulando, se tiene entonces que, en el primer período, los hogares deciden entre colocar a los hijos en el mercado laboral infantil, o solo en el colegio. El anexo 3 detalla la derivación completa del modelo descrito, y así resulta que el hijo trabaja cuando:

$$w_1^h \cdot L_1^h > \beta(h \cdot L_2^h) \dots (1.3)$$

Esta desigualdad muestra la retribución de la decisión que toma el hogar en el modelo: si recibir el ingreso por trabajo infantil en $t = 1 (w_1^h \cdot L_1^h)$, o que el hijo solamente estudie y esperar al $t = 2$ para recibir la recompensa por ese

capital humano acumulado ($\beta(h \cdot L_1^H)$). La opción racional para un hogar con extrema necesidad de satisfacer sus consumos básicos es que sus niños trabajen, ya que ello genera inmediatamente un mayor ingreso para el consumo urgente. Basu y Tzannatos (2003) analizan ese *trade-off* entre educación y alivio económico inmediato para personas en situaciones precarias y concluyen que es difícil internalizar las consecuencias de la consiguiente falta de inversión en educación, pues también se valora tener más ingresos en el presente que en el futuro, lo que explicaría la ecuación (1.3).

La modelación de la reducción del trabajo infantil implica que dicha ecuación se invierta. Mediante transferencias condicionadas directas se puede desincentivar el trabajo de los niños e incentivar que dediquen más horas a la escuela, como muestran Kabeer y Waddington (2015) y Peruffo y Ferreira (2017) para Brasil, o Afzal, Nawazish y Arshad (2019) para Pakistán. Mientras que nuestra hipótesis plantea que tales transferencias pueden ocurrir de manera indirecta a través de un PAE como el Qali Warma peruano.

Al incorporar en el modelo la transferencia indirecta vía Qali Warma, esperamos que para sus beneficiarios con escolaridad a tiempo completo cambie la ecuación de la siguiente manera:

$$w_1^H \cdot L_1^H < \beta(h \cdot L_2^H) + T^{PAE} \dots (1.4)$$

Donde T^{PAE} es la transferencia al hogar mediante los desayunos y almuerzos Qali Warma que reciben sus niños yendo al colegio los 5 días escolares de la semana. La T^{PAE} funciona como un efecto ingreso, que aumenta el ingreso intertemporal del hogar que decide no destinar horas al trabajo infantil en $t = 1$. La decisión de distribución de horas de los niños cambiará de acuerdo con el impacto de T^{PAE} en el ingreso y, por ende, en la utilidad del hogar. Cabe resaltar que, cuanto mayor sea dicho impacto económico, menor será la probabilidad de que los hogares opten por el trabajo infantil. Además, según Skoufias y Parker (2001), se puede reforzar este efecto ingreso en la medida en que la escolaridad y el trabajo se comporten como sustitutos entre sí.

Podemos observar el efecto de esta sustitución mediante la derivación gráfica de los dos casos del impacto del PNAEQW. A partir de la inecuación 1.3:

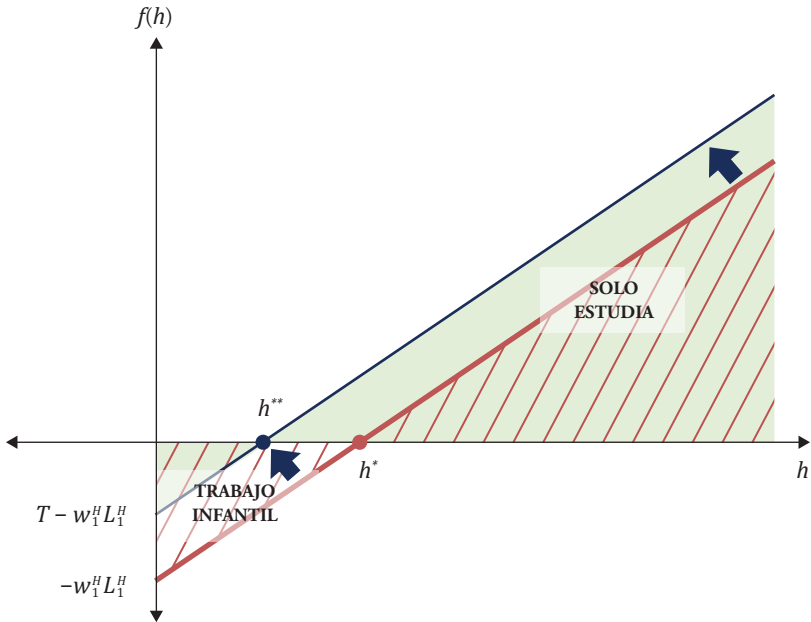
$$f(h) = \beta h L_2^H - w_1^H L_1^H < 0 \rightarrow \text{Hogares con niños en trabajo infantil}$$

$$f(h) = \beta h L_2^H - w_1^H L_1^H \geq 0 \rightarrow \text{Hogares con niños que solo estudian}$$

Existirá un punto en el que la decisión cambiará: $h^* = \frac{w_1^H L_1^H}{\beta L_2^H}$; el cual surge

de $f(h) = 0$. Si se introducen las transferencias indirectas vía el PNAEQW, el nuevo corte sería: $h^{**} = \frac{w_1^H L_1^H - T^{PAE}}{\beta L_1^H}$, que desplaza la curva de la función $f(h)$ visualizada en la figura 2. De manera gráfica, podemos hallar el efecto de T^{PAE} en la reducción de trabajo infantil (efecto α) a través del cálculo de integrales, aplicado a las áreas pertinentes debajo de $f(h)$ y por encima del eje de abscisas, y descrito matemáticamente en el anexo 4.

Figura 2
Impacto del PNAEQW en el trabajo infantil



Elaboración propia, 2023.

La figura 2 muestra cómo el porcentaje de familias cambia de una situación a otra debido al efecto de Qali Warma. Habrá una menor proporción de familias implicadas en trabajo infantil y más que decidan enviar a sus hijos a solo estudiar. Este efecto (α) es visualizado a través de la diferencia del área sombreada azul y la de rayas naranjas.

3. Metodología

3.1 Recolección de datos

Utilizamos la base de datos en la ETI provista por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2015), la cual incluye variables como: si el niño recibe el programa de alimentación escolar, el distrito donde habita, dónde estudia, si trabaja o no y, en caso afirmativo, qué tipo de trabajo infantil y cuántas horas labora en la semana.

También contamos con la relación de escuelas que participaron en Qali Warma durante 2015, facilitada por este PAE. Este registro incluye variables como: ubigeo, distrito, servicio (desayuno, almuerzo) y nivel educativo. Esta información nos permite analizar la asignación del tratamiento según distrito y nivel de pobreza.

Y utilizamos el mapa de pobreza distrital 2013 del INEI para clasificar los distritos por quintiles según niveles de pobreza. Así, definimos nuestra variable continua y verificamos la asignación del programa según quintil. La tabla 3 indica las variables de interés para el análisis empírico.

Tabla 3
Descripción de variables

Nombre de la variable	Descripción ⁶	Opciones de respuesta	Tipo de variable
Sexo	Género	Masculino=1; femenino=0	Dicotómica
Edad	Edad del niño o niña	5-17	Continua
Área	Urbano o rural	Urbano=0; rural=1	Dicotómica
Zona	Zona del Perú ⁷	Norte=1; Sur=2; Centro=3; Oriente=4	Categoría
Trabajo infantil	Niños de 5-17 años que trabajan en actividades económicas, al menos 1 hora a la semana	Trabaja=1; no trabaja=0	Dicotómica

⁶ Según la ficha metodológica de la ETI, INEI (2015). Elaboración propia, 2023.

⁷ Norte: Piura, Tumbes, Lambayeque, Cajamarca, La Libertad; Sur: Arequipa, Moquegua, Tacna, Cusco, Madre de Dios, Apurímac, Puno; Centro: Lima, Callao, Áncash, Junín, Pasco, Huánuco, Huancavelica, Ayacucho, Ica; Oriente: Loreto, Ucayali, Amazonas, San Martín.

Trabajo infantil peligroso	Niños de 5-17 años que trabajan en horarios, condiciones y naturaleza considerados peligrosos, al menos 24 horas a la semana	Trabaja=1; no trabaja=0	Dicotómica
Trabajo infantil por erradicar	Niños de 5-17 años que trabajan en situación de riesgo	Trabaja=1; no trabaja=0	Dicotómica
Horas de trabajo semanal	Niños de 10-17 años que trabajaron al menos 1 hora la última semana	0-91	Continua

3.2 Estrategia empírica: diseño de regresión discontinua

El método de regresión discontinua permite estimar el efecto causal de recibir el servicio completo de Qali Warma que incluye almuerzos, sobre la reducción del trabajo infantil. Este método es comúnmente utilizado para evaluar el impacto de programas sociales que tienen un índice de elegibilidad continuo, con un umbral definido para determinar quiénes son elegibles como beneficiarios del programa y quiénes no (Gertler *et al.*, 2017).

Para la presente investigación: (i) utilizamos el nivel de pobreza como índice de elegibilidad; (ii) el punto de corte es el límite entre los distritos de los colegios que reciben almuerzo y los que no lo reciben; (iii) los colegios que incluimos son los que no están ubicados en los Pueblos Indígenas de la Amazonía Peruana⁸; (iv) consideramos que los niños estudian en el mismo distrito donde viven; y (v) identificamos que no todos los colegios elegibles para Qali Warma participan en este programa.

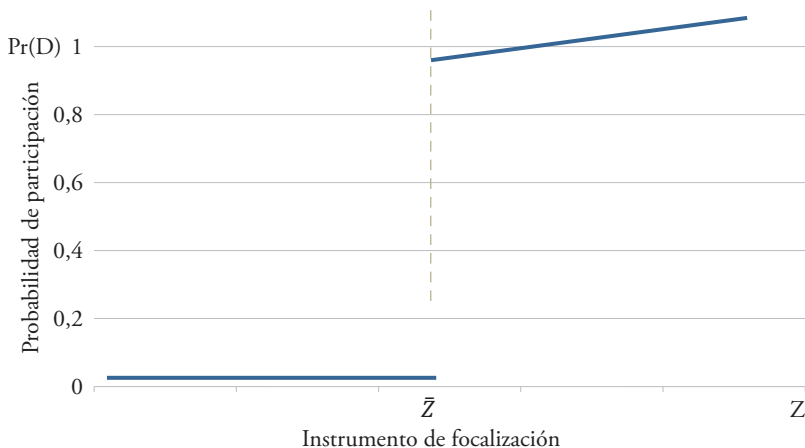
Respecto al cuarto punto, según información en la Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) del INEI, el porcentaje de alumnos que asisten a la educación básica regular y cuya institución educativa se ubica en el mismo distrito donde viven, es mayor del 90% para el nivel inicial y primaria en los años 2018 y 2019 (anexo 5).

Dado el quinto punto, corresponde aplicar un diseño de regresión discontinua parcialmente borroso (figura 3). En el año 2015, no todas las instituciones educativas, por encima del corte, recibieron el programa sobre la base de su índice de elegibilidad, únicamente el 87,3% de ellas. Según la información obtenida en consulta electrónica con el PNAEQW, en el año 2015 se brindó

⁸ Este grupo se retiró para mantener consistencia en las características de nuestra base de datos respecto al tipo de ración y modalidad de entrega de comida.

parcialmente el servicio alimentario completo a instituciones educativas ubicadas en el quintil 1 por motivos presupuestales, debido a que la inclusión de almuerzos demanda mayor presupuesto (Prado, 2023).

Figura 3
Regresión discontinua borrosa del PNAE Qali Warma



Nota. Figura adaptada de notas de clases del profesor Pablo Lavado, en su curso Evaluación de Impacto ofrecido al Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

La participación en el programa depende de manera probabilística y cambia discontinuamente en el punto de corte \bar{Z} :

$$\lim_{z \downarrow \bar{Z}} Pr[D = 1(Z = z)] \neq \lim_{z \uparrow \bar{Z}} Pr[D = 1(Z = z)]$$

Donde:

- D indica recibir el tratamiento: almuerzo.
- Z representa la variable continua: orden de distritos según pobreza.

La figura 4 ilustra gráficamente cómo se espera que se comporten los resultados de la metodología antes explicada. El eje horizontal representa nuestra variable continua, que cubre del 0 al 1789. El límite de elegibilidad para recibir desayuno y almuerzo o solo desayuno es 924,5, punto límite entre el quintil 1 y el quintil 2.

Esperamos encontrar una reducción significativa del trabajo infantil para el grupo tratado (recibe almuerzo) a diferencia del grupo no tratado. Según

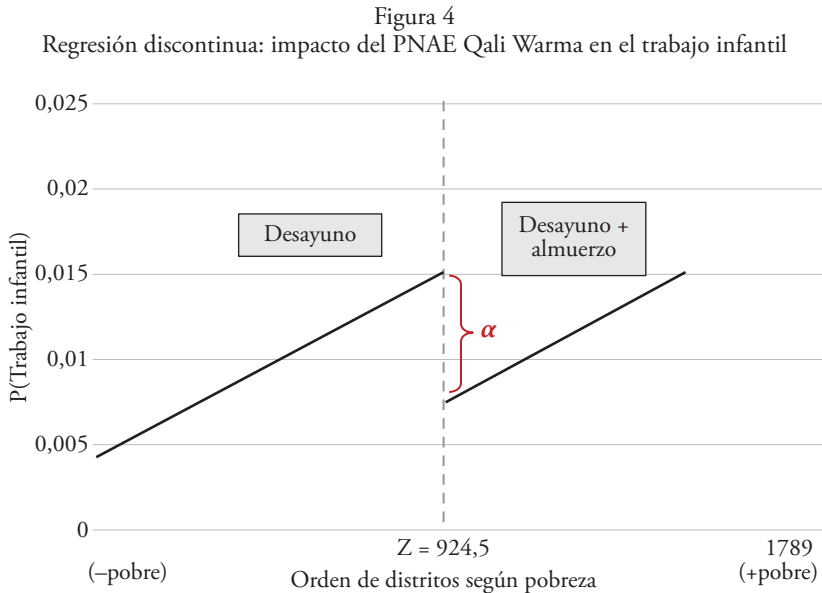
lo descrito en nuestro marco analítico, el efecto de Qali Warma se reflejaría en α : salto en la probabilidad de trabajo infantil cuando se recibe almuerzo, ponderado por el salto en la probabilidad de participación en el programa. Matemáticamente:

$$\alpha_{RDBorrosa} = \frac{\lim_{z \downarrow \bar{z}} E[Y_i | Z_i = z] - \lim_{z \uparrow \bar{z}} E[Y_i | Z_i = z]}{\lim_{z \downarrow \bar{z}} Pr[D = 1 | Z = z] - \lim_{z \uparrow \bar{z}} Pr[D = 1 | Z = z]}$$

Y_i : probabilidad de ocurrencia de trabajo infantil.

$\alpha(\bar{z})$: efecto de entregar almuerzos de PNAEQW sobre el trabajo infantil.

Intuitivamente, el resultado α puede ser explicado de dos formas: (1) el niño tendrá menos horas disponibles para trabajar, ya que el tratamiento es un incentivo para asistir al colegio; y (2) las familias considerarán las comidas como un efecto positivo en su ingreso dado que reducen sus gastos inmediatos.



Elaboración propia, 2023.

3.3 Validación

Antes de aplicar ese diseño de regresión discontinua para nuestra estimación, hemos comprobado su validez mediante las siguientes pruebas de validación.

3.3.1 Test de McCrary

La prueba de McCrary se realiza para evaluar la continuidad de los datos alrededor del umbral y verificar que la asignación al tratamiento no esté sujeta a manipulación; es decir, que no se dé un sesgo de autoselección (McCrary, 2008).

H_0 : continuidad de la densidad en el punto de corte \rightarrow no manipulación

H : discontinuidad de la densidad en el punto de corte \rightarrow manipulación

El valor p resultó $0,5170 > 0,05$; lo cual indica no rechazar la hipótesis nula, sosteniéndose así el supuesto de continuidad de la variable. Intuitivamente, indicaría que los niños no pueden manipular su nivel de pobreza según el índice de elegibilidad para estar del lado que deseen. Por tanto, no se encuentra evidencia estadística de manipulación sistemática en la variable por analizar en la regresión discontinua.

Al realizar la misma prueba por cortes, encontramos que, para área rural, sexo, rango de edad entre 5 y 9 años, y zona centro del Perú, se sostiene el supuesto de continuidad de la distribución. La tabla 4 muestra los p -values correspondientes y el anexo 6, los gráficos respectivos.

Tabla 4
Tests de McCrary y sus significancias por cortes

Cortes		p -value
Área (area)	Urbano	0,0039
	Rural	0,0972
Sexo (qc_sexo)	Masculino	0,2165
	Femenino	0,5605
Rango de edad (edad_infantes)	Infante (5-9 años)	0,8530
	No infante (10-17 años)	0,0119
Zona (zona)	Centro	0,1444
	Norte	0,0007
	Sur	0,0001

Elaboración propia, 2023.

3.3.2 Prueba de balance

También probamos que otras covariables no experimenten discontinuidad en el punto de corte. Estas son características observables previas al tratamiento, por lo que deberían ser invariables ante un cambio en la asignación del tratamiento (Imbens & Lemieux, 2007).

Realizamos entonces las pruebas mediante regresiones discontinuas utilizando como variable dependiente distintas características observables del niño, de los miembros del hogar y educativas, que por su naturaleza no son afectadas por el tratamiento. Los resultados en la tabla 5 indican que ninguna de esas variables presenta discontinuidad estadísticamente significativa alrededor del punto de corte, excepto una variable (tenencia de terreno cultivable) cuyo nivel de significancia es del 90%.

Tabla 5
Tabla de balance control y tratamiento

VARIABLES	RD_Estimate	Observaciones
<i>Características del menor</i>		
Género (masculino=1, femenino=2)	0,0559 (0,0643)	4814
Edad	-0,946 (0,607)	4814
Sabe leer o escribir (sí=1, no=0)	0,0124 (0,0439)	4814
Habla castellano (sí=1, no=0)	-0,0285 (0,151)	4814
<i>Características de los miembros del hogar</i>		
Cantidad de miembros del hogar	-0,353 (0,432)	4814
Tiene terreno cultivable (sí=1, no=0)	0,217* (0,120)	4814
<i>Características educativas</i>		
Primaria completa (sí=1, no=0)	-0,00331 (0,0664)	4814
Gasto en educación	-1997 (1982)	4814
Le va bien en el colegio (sí=1, no=0)	-0,0160 (0,0525)	4814

Notas. Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,1$.
Elaboración propia, 2023.

4. Análisis de resultados

4.1 Resultados principales: regresión discontinua

La tabla 6 resume los resultados de la principal regresión discontinua realizada para identificar el efecto del tratamiento, consistente en recibir el servicio completo de alimentos de Qali Warma que incluye almuerzos, sobre el trabajo infantil y las horas de trabajo infantil. A simple vista, se observa que todos los resultados son negativos; lo cual indica una menor probabilidad de trabajar o una mayor probabilidad de trabajar menos horas semanales, cuando se reciben los almuerzos de Qali Warma. Pero ninguno de los coeficientes es estadísticamente significativo.

Tabla 6
Regresión discontinua por tipo de trabajo infantil y horas semanales

Variable	(1) Trabajo infantil	(2) Trabajo infantil peligroso	(3) Trabajo infantil por erradicar	(4) Horas de trabajo semanal ⁹
Desayuno + almuerzo	-0,216 (0,147)	-0,0961 (0,102)	-0,130 (0,140)	-0,868 (2,576)
Observaciones	4814	4814	4814	3060

Nota. Errores estándar entre paréntesis.
Elaboración propia, 2023.

4.2 Efectos heterogéneos

También analizamos posibles efectos heterogéneos, a fin de identificar la presencia de diferencias sustanciales o variabilidad en los efectos de los almuerzos Qali Warma sobre el trabajo infantil. Con tal fin, evaluamos si el tratamiento es diferenciado por los cortes que pasaron las antes mencionadas pruebas de validez, realizando las respectivas regresiones discontinuas cuyos resultados se muestran en las tablas 7 a 11.

⁹ La variable Horas de trabajo semanal solo considera a los niños o adolescentes de entre 10 y 17 años.

Tabla 7
Regresión discontinua por tipo de trabajo infantil y horas semanales de menores de zonas rurales

Variables	(1) Trabajo infantil	(2) Trabajo infantil peligroso	(3) Trabajo infantil por erradicar	(4) Horas de trabajo semanal
Desayuno + almuerzo	-0,294** (0,139)	-0,130 (0,0967)	-0,154 (0,135)	-2,330 (2,574)
Observaciones	3274	3274	3274	2130

Notas. Errores estándar entre paréntesis. ** 0,05.
Elaboración propia, 2023.

Tabla 8
Regresión discontinua por tipo de trabajo infantil y horas semanales de menores de género masculino

Variables	(1) Trabajo infantil	(2) Trabajo infantil peligroso	(3) Trabajo infantil por erradicar	(4) Horas de trabajo semanal
Desayuno + almuerzo	-0,281* (0,151)	-0,147 (0,0975)	-0,187 (0,126)	-3,763 (2,593)
Observaciones	2498	2498	2498	1580

Notas. Errores estándar entre paréntesis. * 0,1.
Elaboración propia, 2023.

Tabla 9
Regresión discontinua por tipo de trabajo infantil y horas semanales de menores de género femenino

Variables	(1) Trabajo infantil	(2) Trabajo infantil peligroso	(3) Trabajo infantil por erradicar	(4) Horas de trabajo semanal
Desayuno + almuerzo	-0,0553 (0,183)	-0,0342 (0,148)	-0,0203 (0,180)	1,805 (3,195)
Observaciones	2316	2316	2316	1480

Nota. Errores estándar entre paréntesis.
Elaboración propia, 2023.

Tabla 10
Regresión discontinua por tipo de trabajo infantil y horas semanales de menores de 5 a 9 años

Variables	(1) Trabajo infantil	(2) Trabajo infantil peligroso	(3) Trabajo infantil por erradicar
Desayuno + almuerzo	-0,0823 (0,171)	0,0112 (0,0184)	-0,0884 (0,159)
Observaciones	1754	1754	1754

Nota. Errores estándar entre paréntesis.
Elaboración propia, 2023.

Tabla 11
Regresión discontinua por tipo de trabajo infantil y horas semanales de menores del centro del Perú

Variables	(1) Trabajo infantil	(2) Trabajo infantil peligroso	(3) Trabajo infantil por erradicar	(4) Horas de trabajo semanal
Desayuno + almuerzo	-0,582*** (0,187)	-0,365*** (0,0910)	-0,495*** (0,153)	-8,797*** (1,412)
Observaciones	1750	1750	1750	1139

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** 0,01.
Elaboración propia, 2023.

Esos resultados indican que, para el corte de 5 a 17 años¹⁰ en áreas rurales del Perú, el coeficiente negativo sí es significativo ($p\text{-value}=0,034$); es decir, que la probabilidad de que estos niños trabajen al menos 1 hora a la semana disminuye significativamente cuando reciben el tratamiento completo de Qali Warma (desayunos y almuerzos), condicionado a asistir al colegio. También es significativo ($p\text{-value}\approx 0$) el coeficiente de la probabilidad de reducción de horas laboradas a la semana en el caso de niños de la zona centro del Perú (que comprende a los departamentos de Áncash, Junín, Pasco, Huánuco, Huancavelica, Ayacucho e Ica).

¹⁰ No se realizaron subcortes por rango de edad (5-9, 10-17) dentro del grupo rural, debido a una distribución desigual de los grupos etarios.

Aunque los otros cortes presentan un coeficiente no significativo, su signo negativo señala una clara tendencia reductora del trabajo infantil, en la mayoría de los casos.

Cabe destacar que los coeficientes negativos y significativos, indicativos del efecto reductor del trabajo infantil de Qali Warma, se presentan precisamente para las dos zonas –áreas rurales y centro del Perú– donde es grande la problemática del trabajo infantil. En efecto, según la ETI, las zonas rural y centro del país, así como los niños o adolescentes de 10 a 17 años, son los segmentos con mayor trabajo infantil; siendo el centro el segmento donde se dedica más tiempo (13,2 horas semanales) a esta actividad (tabla 12). Esta alta incidencia del trabajo infantil permite entender nuestro hallazgo de un mayor impacto reductor de Qali Warma en esos segmentos.

Tabla 12
Porcentaje de niños de la muestra que trabajan según tipo de trabajo infantil y horas laborales, por área, zona, rango de edad y género

	Observaciones	Trabajo infantil	Trabajo infantil peligroso	Trabajo infantil por erradicar	Horas laborales
Rural	3274	1749	1096	1492	12,5
		53,42%	33,48%	45,57%	
Urbano	1540	278	163	211	9,7
		18,05%	10,58%	13,70%	
Norte	1063	354	204	276	10,5
		33,30%	19,19%	25,96%	
Sur	1130	515	320	425	12,4
		45,58%	28,32%	37,61%	
Centro	1750	778	507	682	13,2
		44,46%	28,97%	38,97%	
Oriente	871	380	228	320	10,7
		43,63%	26,18%	36,74%	
5-9 años	1754	439	50	417	-
		25,03%	2,85%	23,77%	
10-17 años	3060	1588	1209	1286	12,1
		51,90%	39,51%	42,03%	
Niños	2498	1112	729	953	12,3
		44,52%	29,18%	38,15%	
Niñas	2316	915	530	750	11,8
		39,51%	22,88%	32,38%	

Fuente: ETI, INEI (2015). Elaboración propia, 2023.

Nuestros resultados corroboran que la implementación de Qali Warma representa una estrategia crucial. Este beneficio equivale, en términos monetarios al año 2019, a aproximadamente el 17,3% del gasto mensual promedio del hogar. Este «subsidio» a los hogares podría superar los ingresos que un niño generaría al trabajar, incentivando a que las familias disminuyan el trabajo infantil de sus niños a favor de su escolaridad.

Estos resultados aplicarían para los niños y adolescentes de entre 10 y 17 años cuyo motivo para trabajar es –según la ETI– ayudar a sus padres y familia (68%). Este motivo es aún mayor (casi 89%) para los niños de entre 5 y 9 años. Por ende, el incentivo proporcionado por Qali Warma reduce la obligación de algunos de estos niños de participar en actividades laborales para ayudar a sus familias. Esta estrategia es viable y menos riesgosa para el desarrollo de los niños, ya que crea un incentivo económico que puede superar los ingresos generados por el trabajo infantil.

4.3 Limitaciones

La principal limitación proviene de los datos disponibles. Para aplicar nuestra metodología era necesario contar con una variable continua que reflejara el nivel de pobreza distrital; sin embargo, dado que el PNAEQW funciona por quintiles de pobreza, tuvimos que crear la variable a partir de los datos del INEI. Si bien algunas observaciones del índice de pobreza distrital no coincidían con el quintil de Qali Warma, pudimos superar esta inconsistencia creando una variable de orden de pobreza. Esta variable continua indica de forma ascendente el orden de los distritos según su nivel de pobreza: 1, correspondiente al distrito menos pobre, y 1786, correspondiente al más pobre.

Y la validez externa de los resultados de nuestra metodología es limitada. Esto significa que no es posible generalizar los resultados a todos los beneficiarios del PNAEQW, ya que nuestras estimaciones se enfocan en la vecindad inmediata al punto de corte, donde los beneficiarios y no beneficiarios comparten características específicas. Por ello, no sería apropiado extrapolar los resultados más allá de dicha vecindad alrededor de la discontinuidad, porque puede llevar a conclusiones erróneas.

5. Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación se ha guiado por la pregunta de si Qali Warma, mediante su servicio completo de desayunos y almuerzos provistos a alumnos en colegios de distritos pobres, puede reducir el trabajo infantil. Para responderla, aplicamos la metodología de regresión discontinua (RD), luego de haberla validado con

pruebas que garantizaron la obtención de resultados confiables. Cabe precisar que tuvimos que aplicar RD «borrosas», con la ayuda de una fórmula¹¹ para determinar el punto de corte, en vista de que los datos de la ETI 2015, complementados con los de la Enaho, indican que ese año participaron en Qali Warma no todos los colegios elegibles para este programa según el índice de pobreza del distrito, sino solo el 87,3% (89,4% a nivel rural y 94,9% en la zona centro del Perú).

Nuestros resultados sugieren una posible reducción en la probabilidad de que los escolares beneficiarios del servicio alimentario completo de Qali Warma trabajen, o una mayor probabilidad de que trabajen menos horas a la semana. A nivel agregado, tal reducción no es estadísticamente significativa. Pero, al analizar el impacto de dicho servicio alimentario completo por cortes según edad, ubicación geográfica y género, se hallan algunos coeficientes significativos. Por ejemplo: a los niños en zonas rurales de distritos alrededor del límite de elegibilidad, dicho servicio les disminuye en un 32,9% su probabilidad de que trabajen; y a los niños en distritos del centro del Perú ubicados cerca del punto de corte, les disminuye su probabilidad de realizar cualquier tipo de trabajo infantil, sea ligero, peligroso y por erradicar, en un 61%, un 39% y un 52%, respectivamente. En promedio, disminuiría el número de horas laborando en 9,3 horas a la semana.

La robustez de estos resultados se debe no solo a la intrínseca validez interna de lo hallado con la metodología de RD, cuyo impacto estimado es muy creíble para los evaluados que están cerca del umbral, debido al efecto local promedio del tratamiento. También a que hemos comprobado su robustez realizando pruebas placebo en puntos de corte antes y después del límite de elegibilidad, para observar si hay efectos diferentes en torno a umbrales ficticios. Así, entre los heterogéneos resultados mostrados en el anexo 7, resaltan los estimadores significativos para los cortes de zona rural y del centro del país, especialmente para niños de edad entre 5 y 9 años. Respecto a los cuales se verifica claramente la hipótesis de la presente investigación.

Interpretamos el impacto reductor del trabajo infantil que tiene Qali Warma como un corolario de su impacto incentivador de la asistencia escolar, pues dedicar más horas a la escuela implica destinar menos horas a otras actividades como trabajar. Y ambos impactos resultan de que los almuerzos del servicio completo de Qali Warma son un apoyo financiero que representa un efecto ingreso, equivalente a S/ 158,8 o al 17,3% del gasto mensual pro-

¹¹ $\beta_{fuzzy} = \frac{\beta_{sharp}}{\gamma}$, γ , porcentaje de distritos que participaron del tratamiento respecto al total de asignados.

medio de los hogares (Lavado & Barrón, 2019). Esta transferencia monetaria indirecta al hogar excede lo que su niño ganaría trabajando, lo cual incentiva su escolaridad y, así, se reduce el trabajo infantil.

Nuestra primera recomendación es ampliar y mejorar la distribución de alimentos en colegios de distritos pobres en zonas rurales y del centro del Perú. Esto implicaría que el Midis amplíe el límite de elegibilidad, especialmente para las zonas donde los indicadores de trabajo infantil son más altos. E identificar allí las áreas con mayor riesgo, remotas y económicamente desfavorecidas, a fin de asegurar la distribución de las comidas Qali Warma a los respectivos centros educativos. Lo primero mejoraría la cobertura del impacto reductor del trabajo infantil, y lo segundo, su intensidad.

Una segunda recomendación es mejorar la focalización del programa, pues los beneficios de Qali Warma no están llegando eficazmente a todos los colegios elegibles (solo a un 87,3%, en 2015). Y, en los colegios beneficiados, debe mejorarse la coordinación entre los encargados del PAE con la comunidad organizada de directores, profesores y padres/madres de familia. El modelo de cogestión del PNAEQW (figura 5) supone el compromiso de todos ellos para hacer llegar las comidas a los niños correspondientes; por lo cual es necesario informar y sensibilizar a estas comunidades sobre los objetivos e impacto del programa.

Figura 5
Modelo operacional PNAEQW



Fuente: extraída del Midis.

Con tal fin, proponemos la realización de sesiones dirigidas a padres/madres que viven en zonas donde la asistencia de los niños a la educación primaria

y secundaria es baja, para informarles acerca del impacto del programa. Esto incluiría datos como el aumento en la tasa de asistencia escolar, la mejora en la salud de los beneficiarios y el ahorro en la canasta básica de consumo familiar. Dichas sesiones debieran promover la importancia de la educación como una inversión a largo plazo. Idealmente, estas charlas deberían ser conducidas por personal del Midis, con colaboradores de centros educativos y ONG. Y convendría que el Midis aproveche su participación para armar una base de datos con información actualizada sobre características observables de los niños en la zona, particularmente sobre el trabajo infantil.

Esto último lleva a nuestra tercera recomendación: mejorar la recolección de datos sobre el trabajo infantil, ya que la Enaho incluye solo cuatro preguntas anuales sobre el tema y la ETI solo se llevó a cabo una vez, el año 2015. Por ello, recomendamos desarrollar las preguntas en la Enaho y/o realizar la ETI con mayor frecuencia. También sugerimos la publicación periódica de boletines informativos, en la web del INEI, con los datos recolectados sobre el trabajo infantil en el Perú.

Nuestra cuarta recomendación es crear una plataforma de monitoreo de programas sociales que permita un seguimiento continuo de su evolución en el tiempo. En la cual se visualice un «mapa de calor», por programa, diseñado con un sistema de información georreferenciada y respetando la sensibilidad de la información exacta sobre los beneficiarios. Esto facilitaría la identificación del impacto de los programas sobre el bienestar de la población, permitiendo tomar decisiones informadas sobre aumentar la inversión en estos y/o adaptarlos para lograr objetivos concatenados.

Finalmente, dado que los PAE por sí solos no son suficientes para abordar toda la problemática del trabajo infantil, es necesario conectarlos con programas de formación de habilidades académicas, técnicas y socioemocionales de relevancia para el mercado laboral y la vida cotidiana. Ello motivaría a padres/madres para que matriculen a sus niños en el colegio, porque perciben una educación de mejor calidad y proveedora de un mayor retorno a largo plazo.

Referencias

- Acevedo, K., Quejada, R., & Yáñez, M. (2011). Determinantes y consecuencias del trabajo infantil: un análisis de la literatura. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 19(1), 113-124. doi:10.18359/rfce.2263
- Afzal, A., Nawazish, M., & Arshad, F. (2019). Conditional vs. unconditional cash transfers: a study of poverty demographics in Pakistan. *Economic Research – Ekonomiska Istraživanja*, 32(1), 3360-3377. doi:10.1080/1331677X.2019.1661006

- Aurino, E., Tranchant, J.-P., Sekou, A., & Gelli, A. (2019). School feeding or general food distribution? Quasi-experimental evidence on the educational impacts of emergency food assistance during the conflict in Mali. *The Journal of Development Studies*, 55(1), 7-28. doi:10.1080/00220388.2019.1687874
- Baland, J.-M., & Robinson, J. A. (2000). Is child labor inefficient? *Journal of Political Economy*, 108(4), 663-679. doi:10.1086/316097
- Basu, K. (1999). Child labor: Cause, consequence, and cure, with remarks on international labor standards. *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1083-1119. doi:10.1257/jel.37.3.1083
- Basu, K., & Tzannatos, Z. (2003). The global child labor problem: What do we know and what can we do? *World Bank Economic Review*, 17(2), 147-173. doi:10.1093/wber/lhg021
- Basu, K., Das, S., & Dutta, B. (2010). Child labor and household wealth: Theory and empirical evidence of an inverted-U. *Journal of Development Economics*, 91(1), 8-14. doi:10.1016/j.jdeveco.2009.01.006
- Bezerra, M. E., Kassouf, A. L., & Arends-Kuenning, M. (2009). *The impact of child labor and school quality on academic achievement in Brazil*. IZA Discussion Paper 4062. <https://docs.iza.org/dp4062.pdf>
- Chatterjee, B., & Ray, R. (2019). *Economics of child labour*. Springer. doi:10.1007/978-981-13-8199-7
- Contreras, S. (2008). Child labor participation, human capital accumulation, and economic development. *Journal of Macroeconomics*, 30(1), 499-512. doi:10.1016/j.jmacro.2007.01.005
- Crivello, G. (2009). «Becoming somebody». *Youth transitions through education and migration – evidence from Young Lives, Peru*. Working Paper 43. <https://www.younglives.org.uk/.../YL-WP43-Crivello-BecomingSomebody.pdf>
- D. S. N.º 008-2012-Midis. (2012, 30 de mayo). Crean el Programa Nacional de Alimentación Escolar Qali Warma. En Normas Legales N.º 467234. Diario Oficial El Peruano. https://www.gob.pe/.../document/file/19017/DS_008_2012MIDIS.pdf?v=1530726481
- Dago, D., & Yogo, T. (2022). Do school feeding programmes reduce child labour? Evidence from Liberia. *The Journal of Development Studies*, 58(11), 2222-2236. doi:10.1080/00220388.2022.2069493
- Dessy, S. E., & Pallage, S. (2005). A theory of the worst forms of child labour. *The Economic Journal*, 115(500), 68-87. doi:10.1111/j.1468-0297.2004.00960.x
- Dumas, C. (2020). Productivity shocks and child labor: The role of credit and agricultural labor markets. *Economic Development and Cultural Change*, 68(3), 763-812. doi:10.1086/701828
- Edmonds, E. V. (2005). Does child labor decline with improving economic status? *The Journal of Human Resources*, XL(1), 77-99. doi:10.3368/jhr.XL.1.77

- Emerson, P., & Souza, A. (2003). Is there a child labor trap? Intergeneration persistence of child labor in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 51(2), 375-398. doi:10.1086/346003
- Espinosa S., M. (2018). Construyendo desde los márgenes una ciudadanía activa e inclusiva. *Prisma Social*, 23, 101-122. <https://revistaprismasocial.es/article/view/2774>
- Gahlaut, A. (2011). *Analysis of the Juntos cash transfer programme in Peru, with special emphasis on child outcomes*. Young Lives Student Paper. https://www.younglives.org.uk/.../YL-SP_Gahlaut_MPhilDissertation_Aug12011.pdf
- Galassi, G., & Andrada, M. (2011). Relación entre educación e ingresos en las regiones geográficas de Argentina. *Papeles de Población*, 17(69), 257-290. <https://www.redalyc.org/pdf/112/11221117009.pdf>
- Gertler, P., Martínez, S., Premand, P., Rawlings, L., & Vermeersch, C. (2017). *La evaluación de impacto en la práctica*. (2.^a ed.). Banco Interamericano de Desarrollo & Banco Mundial. doi:10.1596/978-1-4648-0888-3
- Imbens, G., & Lemieux, T. (2007). *Regression discontinuity designs: A guide to practice*. NBER Working Paper 13039. <http://www.nber.org/papers/w13039>
- INEI. (2015). Encuesta Nacional Especializada de Trabajo Infantil (ETI). Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.datosabiertos.gob.pe/dataset/encuesta-nacional-especializada-de-trabajo-infantil-eti-2015>
- Jorgenson, D. W. (1998). Did we lose the war on poverty? *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 79-96. doi:10.1257/JEP.12.1.79
- Kabeer, N., & Waddington, H. (2015). Economic impacts of conditional cash transfer programmes: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Development Effectiveness*, 7(3), 290-303. doi:10.1080/19439342.2015.1068833
- Kazianga, H., De Walque, D., & Alderman, H. (2012). Educational and child labour impacts of two food-for-education schemes: Evidence from a randomised trial in rural Burkina Faso. *Journal of African Economies*, 21(5), 723-760. doi:10.1093/JAE/EJS010
- Lavado, P., & Barrón, M. (2019). *Evaluación de impacto del Programa Nacional de Alimentación Escolar Qali Warma*. Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social. <http://repositorio.minedu.gob.pe/handle/MINEDU/6894>
- Márquez, E. (2020). *Edúcame Primero Perú y la prevención del trabajo infantil*. IEAL. https://www.upo.es/investiga/enredars/.../2020/12/EDUCAMEPERU_WEB_DEF.pdf
- Márquez, E., Holgado, D., & Maya-Jariego, I. (2019). Innovation, dosage and responsiveness in the implementation of the program «Edúcame Primero Perú» for reducing child labour. *Applied Research in Quality of Life*, 14(3), 617-636. doi:10.1007/S11482-018-9608-1
- Maya-Jariego, I. (2017). «But we want to work»: The movement of child workers in Peru and the actions for reducing child labor. *American Journal of Community Psychology*, 60(3-4), 430-438. doi:10.1002/ajcp.12180.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698-714. doi:10.1016/j.jeconom.2007.05.005

- Midis. (2021). Resolución Dirección Ejecutiva N.º D000159-2021-Midis/PNAEQW-DE. Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social. <https://info.qaliwarma.gob.pe/normatividad/.../?id=TmZadld0K0Z0ZTbSbTI5U3lQcjZKdz09>
- Morrow, V., & Boyden, J. (2018). *Responding to children's work: Evidence from the Young Lives study in Ethiopia, India, Peru and Vietnam*. Young Lives. https://www.younglives.org.uk/.../YL-RespondingToChildrensWork-A4-Jan18_0.pdf
- Murillo, J., & Román, M. (2014). Consecuencias del trabajo infantil en el desempeño escolar. Estudiantes latinoamericanos de educación primaria. *Latin American Research Review*, 49(2), 84-106. doi:10.1353/lar.2014.0031
- OIT. (2021). *Perfil estadístico del trabajo infantil: América Latina y el Caribe*. Organización Internacional del Trabajo https://www.ilo.org/.../publication/wcms_828364.pdf
- OIT & Unicef. (2021). *Trabajo infantil: estimaciones mundiales 2020, tendencias y el camino a seguir*. Organización Internacional del Trabajo & Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia https://www.ilo.org/.../publication/wcms_827418.pdf
- Peruffo, M., & Ferreira, P. C. (2017). The long-term effects of conditional cash transfers on child labor and school enrollment. *Economic Inquiry*, 55(4), 2008-2030. <https://doi.org/10.1111/ecin.12457>
- Ponce, C. (2012). *Efectos heterogéneos del trabajo infantil en la adquisición de habilidades cognitivas*. Avances de Investigación, 2. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <http://repositorio.grade.org.pe/handle/20.500.12820/283>
- Prado, M. (2023). *Atención a su consulta*. [info@qw.gob.pe].
- Samuelson, P. (1958). An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *Journal of Political Economy*, 66(6), 467-482. doi:10.1086/258100
- Schäferhoff, M., Jamison, D., Pradhan, E., Suzuki, E., & Martínez, S. (2016). *Estimating the economic returns of education from a health perspective*. Background Paper. The Learning Generation. SEEK Development. The Education Commission. <https://report.educationcommission.org/.../2016/11/Estimating...pdf>
- Skoufias, E., & Parker, S. W. (2001). Conditional cash transfers and their impact on child work and schooling: Evidence from the Progres program in Mexico. *Economía*, 2(1), 45-86. doi:10.1353/eco.2001.0016
- Tercelli, I. (2013). The most effective means of social protection? An evaluation of the impact of conditional cash transfers on schooling and child labour in Peru. *Basic Income Studies*, 8(2), 173-202. doi:10.1515/bis-2012-0003
- Thévenon, O., & Edmonds, E. (2019). *Child labour: Causes, consequences and policies to tackle it*. OECD Social, Employment and Migration Working Papers 235. doi:10.1787/1815199X
- Verguet, S., Limasalle, P., Chakrabarti, A., Husain, A., Burbano, C., Drake, L., & Bundy, D. (2020). The broader economic value of school feeding programs in low- and middle-income countries: Estimating the multi-sectoral returns to public health, human capital, social protection, and the local economy. *Frontiers in Public Health*, 8(587046). doi:10.3389/FPUBH.2020.587046

- WFP. (2022). *The state of school feeding worldwide 2022*. World Food Programme <https://docs.wfp.org/api/documents/WFP-0000147725>
- Zenebe, M., Gebremedhin, S., Henry, C., & Regassa, N. (2018). School feeding program has resulted in improved dietary diversity, nutritional status and class attendance of school children. *Italian Journal of Pediatrics*, *44*(16). doi:10.1186/s13052-018-0449-1

Anexo 1. Qali Warma y sus características

El Programa Nacional de Alimentación Escolar Qali Warma (PNAEQW) planifica el menú escolar que entrega considerando los hábitos de consumo locales y requerimientos nutricionales, con base en los cuales establece el tipo de comida que recibirá el beneficiario: desayuno o desayuno y almuerzo, según el quintil de pobreza del distrito al que pertenece (Midis, 2021). Las modalidades de distribución y entrega de alimentos preparados en la escuela se resumen a continuación:

Tipo de ración y modalidad de atención según quintil de pobreza a nivel nacional (2015)

Tipo de modalidad	Nivel educativo	Quintiles	Tipo de ración al día
Productos	Inicial y primaria	1	Desayuno y almuerzo
		2, 3, 4 y 5	Desayuno
	Inicial, primaria y secundaria ubicados en los pueblos indígenas de la Amazonía peruana	1	Desayuno y almuerzo
		2, 3, 4 y 5	Desayuno
Raciones	Inicial y primaria	1, 2, 3, 4 y 5	Desayuno

Fuente: datos del Módulo de Orientación y Atención al Ciudadano del PNAEQW.

Anexo 2. Relación entre trabajar y quintiles de pobreza según participación en el programa Qali Warma (2015)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	qaliwarma=0 trabaja	se	pval	qaliwarma=1 trabaja	se	pval
trabaja	.	(.)	.	.	(.)	.
Quintil Midis 2	-0,270***	(0,027)	0,000	-0,178***	(0,018)	0,000
Quintil Midis 3	-0,377***	(0,030)	0,000	-0,291***	(0,027)	0,000
Quintil Midis 4	-0,444***	(0,030)	0,000	-0,347***	(0,027)	0,000
Quintil Midis 5	-0,483***	(0,027)	0,000	-0,427***	(0,029)	0,000
Constant	0,607***	(0,018)	0,000	0,589***	(0,010)	0,000
Observaciones	2131			4106		
R-squared	0,163			0,089		

Notas. qaliwarma = (1, si el individuo es beneficiario del programa; 0, de otro modo); trabaja = (1, si el individuo trabaja [trabajo infantil]; 0, de otro modo); QUINTILMIDIS: va del 1 al 5, donde 1 son los más pobres y 5, los menos pobres. Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$.

Fuentes: datos de la ETI (INEI, 2015) y de Qali Warma. Elaboración propia, 2023.

Anexo 3. Derivación del modelo de consumo y trabajo intertemporal

La función intertemporal se presenta de la siguiente forma:

$$\max u_1 (C_1, 1 - L_1) + \beta u_2 (C_2, 1 - L_2)$$

$$L_t = L_t^P + L_t^H \text{ donde } t = 1, 2 \begin{matrix} P, \text{ si son padres} \\ H, \text{ si son hijos} \end{matrix}$$

β es la tasa de preferencia o descuento temporal y refleja la tasa a la que los miembros del hogar comparan las unidades de utilidades obtenidas en períodos diferentes. C_t y L_t hacen referencia al consumo y al número de horas destinadas al trabajo en el período t , respectivamente.

La función estará sujeta a la siguiente restricción intertemporal:

$$C_1 + \beta C_2 = w_1 \cdot L_1 + \beta w_2 \cdot L_2$$

Caso 1: Hijo trabaja en $t = 1$ ($L_1^H > 0$)

Con los siguientes ingresos en el período 1 (Y_1^T) y 2 (Y_2^T):

$$Y_1^T = C_1^T = w_1^P \cdot L_1^P + w_1^H \cdot L_1^H \dots (1)$$

$$Y_2^T = C_2^T = w_2^P \cdot L_2^P + w_2^H \cdot L_2^H \dots (2)$$

Juntando (1) y (2), obtenemos el ingreso intertemporal del hogar del caso 1:

$$Y_1^T + \beta Y_2^T = (w_1^P \cdot L_1^P + w_1^H \cdot L_1^H) + \beta(w_2^P \cdot L_2^P + w_2^H \cdot L_2^H) \dots (3)$$

Caso 2: Hijo solo va al colegio en $t = 1$ ($L_1^H = 0$)

El ingreso en el primer período (Y_1^{NT}) solo tomará en cuenta el salario de los padres, mientras que el del segundo período (Y_2^{NT}) se verá incrementado por el mayor capital humano del hijo (h).

$$Y_1^{NT} = C_1^{NT} = w_1^P \cdot L_1^P \dots (4)$$

$$w_2^{H*} = w_2^H + h$$

$$Y_2^{NT} = C_2^{NT} = w_2^P \cdot L_2^P + w_2^{H*} \cdot L_2^H \dots (5)$$

Juntando (4) y (5), obtenemos el ingreso intertemporal del hogar del caso 2:

$$Y_1^{NT} + \beta Y_2^{NT} = (w_1^P \cdot L_1^P) + \beta(w_2^P \cdot L_2^P + w_2^{H*} \cdot L_2^H) \dots (6)$$

Con la finalidad de conocer las variables implicadas en la decisión de los

hogares, analizamos los casos con base en (3) y (6), donde, debido a que el hijo trabaja, ocurre que el ingreso intertemporal caso 1 > caso 2 cuando:

$$y_1^T + \beta y_2^T > y_1^{NT} + \beta y_2^{NT} \dots (7)$$

$$(w_1^P \cdot L_1^P + w_1^H \cdot L_1^H) + \beta(w_2^P \cdot L_2^P + w_2^H \cdot L_2^H) > (w_1^P \cdot L_1^P) + \beta(w_2^P \cdot L_2^P + w_2^{H*} \cdot L_2^H) \dots (8)$$

$$w_1^H \cdot L_1^H + \beta(w_2^H \cdot L_2^H) > \beta(w_2^{H*} \cdot L_2^H) \dots (9)$$

$$w_1^H \cdot L_1^H + \beta(w_2^H \cdot L_2^H) > \beta(w_2^H \cdot L_2^H) + \beta(h \cdot L_2^H) \dots (10)$$

$$w_1^H \cdot L_1^H > \beta(h \cdot L_2^H) \dots (11)$$

La ecuación (11) explica la predominancia del caso 1, la existencia de trabajo infantil, lo cual también indica una preferencia por los ingresos a corto plazo.

Anexo 4. Introducción del α en el modelo teórico

De la ecuación (11), se extrae una función que depende del impacto del capital humano y ayude a visualizar la variación en la cantidad de familias que prefieren tomar una decisión u otra (caso 1 o caso 2):

$$f(h) = \beta h L_2^h - w_1^h L_1^h - T^{PAE}$$

Luego, se obtienen los puntos de corte para los grupos de control y tratamiento:

$$\text{Control: No recibe almuerzos} \rightarrow h^* = \frac{w_1^h L_1^h}{\beta L_2^h}$$

$$\text{Tratamiento: Recibe almuerzos} \rightarrow h^{**} = \frac{w_1^h L_1^h - T^{PAE}}{\beta L_2^h}$$

Lo cual se puede apreciar, de manera gráfica, con áreas que se calculan para las familias con preferencias por cada decisión independiente que presenten (figura 2).

Porcentaje de familias implicadas en trabajo infantil:

$$\int_0^{\frac{w_1^h L_1^h}{\beta L_2^h} = h^*} (\beta h L_2^h - w_1^h L_1^h) dh$$

Porcentaje de familias que no realizan trabajo infantil (complemento):

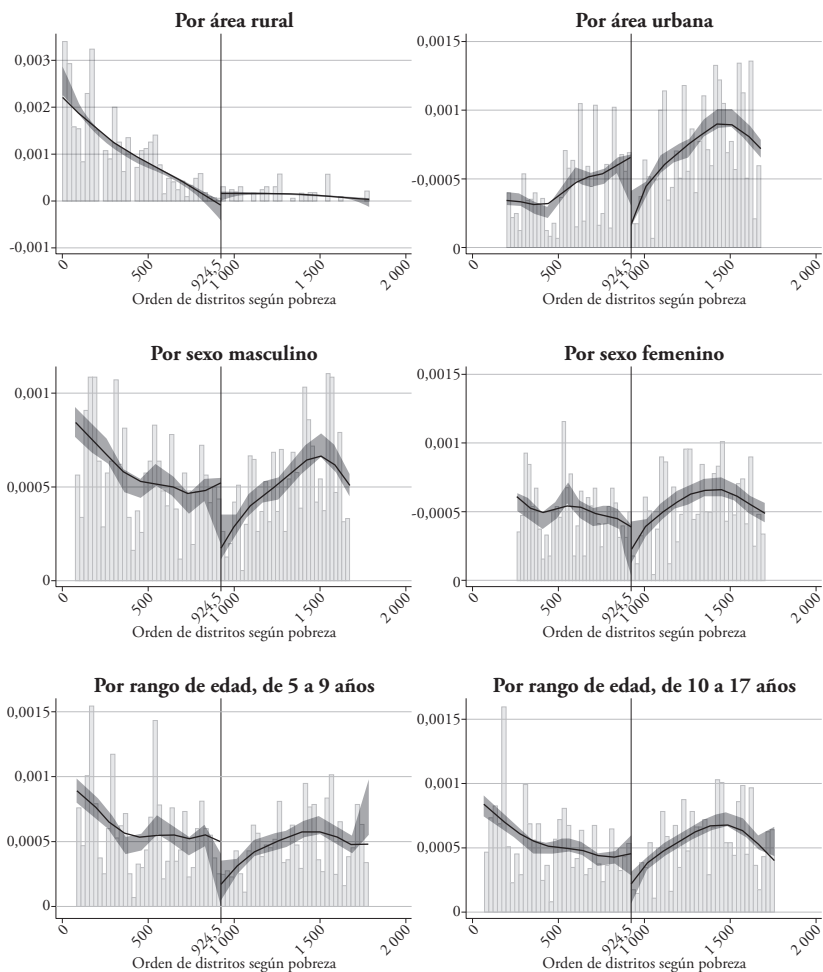
$$\int_{\frac{w_1^h L_1^h}{\beta L_2^h} = h^*}^{\infty} (\beta h L_2^h - w_1^h L_1^h) dh$$

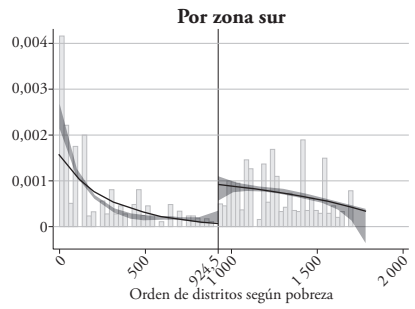
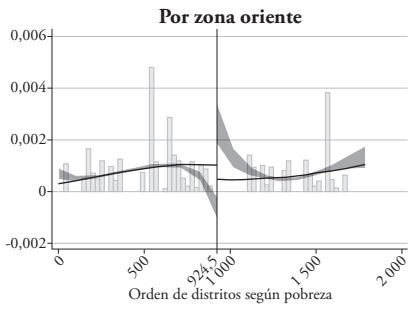
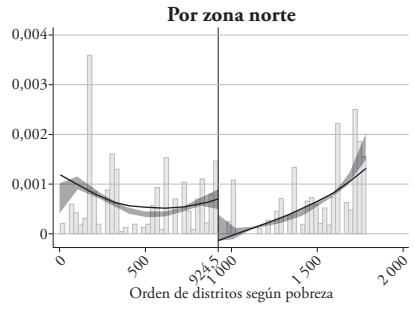
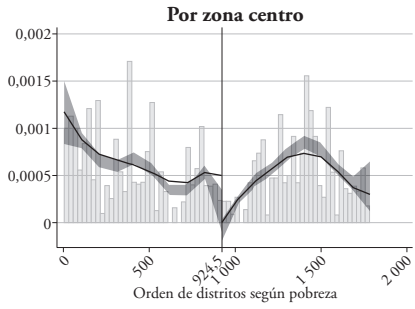
Anexo 5. Alumnos que asisten a una institución educativa ubicada en el mismo distrito del Perú donde viven, según nivel educativo (2018-2019)

		2018	2019
Inicial	Numerador	1 126 008	1 109 503
	Denominador	1 205 979	1 223 944
	Porcentaje	93,4%	90,6%
Primaria	Numerador	2 650 749	2 714 449
	Denominador	2 917 373	2 990 938
	Porcentaje	90,9%	90,8%
Secundaria	Numerador	2 082 721	2 159 264
	Denominador	2 480 221	2 543 414
	Porcentaje	84,0%	84,9%

Fuente: datos de la Enaho. Elaboración propia, 2023.

Anexo 6. Test de McCrary por cortes





Anexo 7. Prueba de placebo

		(A) Corte en (-10%)				(B) Corte en (+10%)				(C) Corte en (-25%)				(D) Corte en (+25%)			
(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)		
Trabajo infantil peligroso	Trabajo infantil por erradicar	Trabajo infantil por erradicar	Horas de trabajo a la semana	Trabajo infantil	Trabajo infantil peligroso	Trabajo infantil por erradicar	Horas de trabajo a la semana	Trabajo infantil	Trabajo infantil peligroso	Trabajo infantil por erradicar	Horas de trabajo a la semana	Trabajo infantil	Trabajo infantil peligroso	Trabajo infantil por erradicar	Horas de trabajo a la semana		
-0,0161 (0,918)	0,0400 (0,702)	-0,0243 (0,859)	1,086 (0,629)	-0,136 (0,212)	-0,0585 (0,498)	-0,0600 (0,520)	-0,134 (0,954)	0,146* (0,0724)	0,0427 (0,539)	0,0416 (0,595)	1,347 (0,413)	-0,0527 (0,731)	-0,0322 (0,819)	-0,036 (0,825)	1,307 (0,739)		
0,0877 (0,657)	0,101 (0,428)	0,0663 (0,692)	2,153 (0,381)	-0,118 (0,280)	-0,0317 (0,703)	-0,0085 (0,924)	-1,289 (0,615)	0,0865 (0,808)	0,0660 (0,839)	0,0417 (0,906)	-5,278 (0,560)	-0,0104 (0,946)	-0,0037 (0,979)	0,004 (0,975)	1,663 (0,707)		
-0,121 (0,325)	-0,0316 (0,790)	-0,109 (0,407)	7,343* (0,0676)	-0,182 (0,738)	-0,0211 (0,866)	0,189 (0,515)	8,992 (0,360)	-0,0079 (0,908)	-0,0435 (0,469)	-0,033 (0,692)	0,264 (0,785)	0,7*** (0,0014)	0,627** (0,0333)	0,54** (0,033)	-0,852 (0,783)		
0,0008 (0,996)	0,0541 (0,679)	-0,0155 (0,921)	2,163 (0,415)	-0,159 (0,192)	-0,181* (0,0702)	-0,154 (0,195)	-2,151 (0,418)	0,158** (0,0333)	0,110 (0,158)	0,0956 (0,274)	3,557 (0,178)	-0,852 (0,783)	0,0877 (0,444)	0,0916 (0,460)	6,356 (0,365)		
-0,0963 (0,555)	-0,0095 (0,915)	-0,0893 (0,512)	-0,435 (0,878)	-0,109 (0,388)	0,0466 (0,640)	0,0156 (0,884)	2,162 (0,410)	0,0594 (0,652)	-0,0820 (0,365)	-0,081 (0,412)	-1,788 (0,223)	-0,254 (0,273)	-0,259 (0,162)	-0,177 (0,437)	-0,551 (0,859)		
-0,154 (0,555)	-0,0270 (0,915)	-0,153 (0,512)		0,0380 (0,388)	-0,0868 (0,640)	-0,0073 (0,884)		-0,0715 (0,652)	-0,0543 (0,365)	-0,079 (0,412)		0,0787 (0,273)	0,135 (0,162)	0,0688 (0,437)			

(0,199)	(0,425)	(0,193)	(0,776)	(0,269)	(0,952)	(0,328)	(0,321)	(0,266)	(0,676)	(0,236)	(0,714)
0,0915	0,123	0,0759	1,086	-0,149	0,0497	-0,134	0,0894	0,0993	1,347	-0,189	-0,140
(0,615)	(0,453)	(0,653)	(0,629)	(0,274)	(0,698)	(0,954)	(0,299)	(0,268)	(0,413)	(0,289)	(0,413)
0,0088	-0,0755	-0,103	0,753	-0,102	-0,0369	-2,881	0,0659	0,0093	0,279	-0,0256	0,0092
(0,967)	(0,532)	(0,596)	(0,841)	(0,387)	(0,617)	(0,369)	(0,618)	(0,942)	(0,927)	(0,903)	(0,876)

Notas. *P- \hat{v} áltes* entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. La variable Horas de trabajo semanal solo considera a los niños de 10-17 años. La variable Oriente no se consideró en el análisis por la poca base en ese segmento.

Fuentes: ETI (INEI, 2015); PNAE Qali Warma 2015. Elaboración propia, 2023.

***Shocks* de noticias en los términos de intercambio y el canal de portafolio: un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta¹²**

Mauricio Nash Rebaza Gilio
Johann Andrew Lázaro Silva

Introducción

Las economías primario-exportadoras, varias de las cuales son consideradas como mercados emergentes, enfrentan frecuentemente choques en sus términos de intercambio (TOT, por sus siglas en inglés); variable definida como la ratio entre el índice de precios de exportación y el de importación. El Perú, al ser una economía rica en recursos naturales y con un sector exportador altamente dependiente de los precios internacionales, es fuertemente influenciada por las variaciones en estos precios.

Por ejemplo, Ascarza (2017) demuestra que, en el caso peruano, los TOT son muy afectados por las cotizaciones internacionales de los *commodities*, con las cuales muestran una correlación de 0,8 en el período 1987-2012. Desde inicios del milenio actual, la economía peruana ha experimentado una gran expansión de sus TOT, con un incremento de hasta el 100% durante el *boom* de precios de *commodities*. Esto indica claramente que los choques sobre dichos precios comprometen la estabilidad económica del Perú, ya que estas cambiantes cotizaciones condicionan la rentabilidad esperada que guía las decisiones de inversión de los agentes económicos.

¹² Este ensayo es una versión resumida y editada de nuestro Trabajo de Investigación Económica, concluido y aprobado en junio de 2023. Agradecemos la asesoría y acompañamiento del profesor Marco Ortiz durante la realización de esta investigación, así como los comentarios y recomendaciones del jurado, conformado por los profesores Diego Winkelried y Carlos Casas.

Por otro lado, según Winkelried (2016), los «superciclos» en los precios de las materias primas son un fenómeno impulsado por la demanda incrementada por el surgimiento de grandes industrias. Sus resultados muestran que las duraciones medias de una fase de contracción –transición del pico al valle– y de una fase expansiva –transición del valle al pico– son ambas de unos 20 años. Esto significa una duración del «superciclo» de aproximadamente 40 años en promedio, indicativa de que la dinámica de los TOT es altamente persistente.

Pero los efectos de los ciclos en precios internacionales no solo afectan a largo plazo. Castillo y Salas (2012) estudian los TOT como impulsores de fluctuaciones en mercados emergentes (Perú y Chile) utilizando un modelo VAR con tendencias estocásticas comunes. Su principal hallazgo es que los choques permanentes a los TOT explican la mayor parte de las fluctuaciones del producto, consumo e inversión también a mediano plazo.

Tabla 1
Desviación estándar relativa al PBI, por componentes del PBI y de los TOT

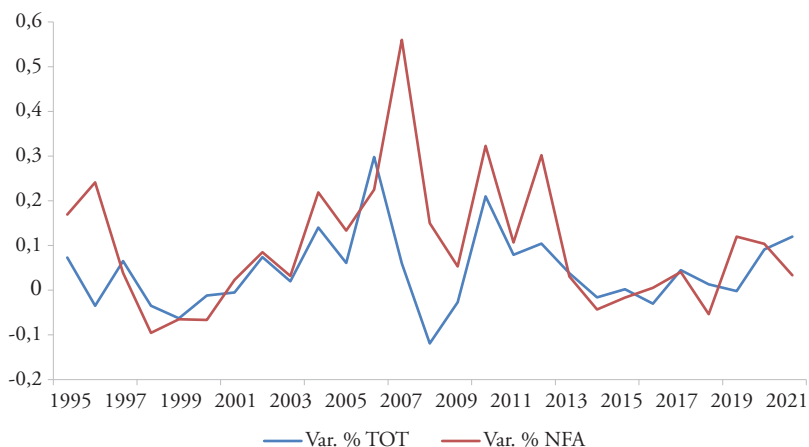
Estradísticas descriptivas, 1980 a 2019										
(a) Desviación estándar relativa al PBI										
	Consumo	Inversión	X Neras	TOT	Px	Pm	cTOT	PXc	Pmc	
G7	0,97	2,88	0,43	1,55	4,28	4,45	3,39	6,77	7,22	
Otros desarrollados	0,96	3,17	0,63	1,50	5,12	4,33	3,20	5,28	6,18	
Asia emergente	1,01	3,45	0,91	1,50	2,65	2,88	2,57	4,07	4,59	
América Latina (sin Perú)	1,28	3,80	0,75	2,25	3,37	2,66	3,94	4,20	4,10	
Perú	1,06	2,68	0,48	1,48	2,74	1,70	1,69	2,38	2,37	

(b) Correlación con el PBI										
	Consumo	Inversión	X Neras	TOT	Px	Pm	cTOT	PXc	Pmc	
G7	0,87	0,92	-0,54	-0,02	0,09	0,12	0,05	0,11	0,10	
Otros desarrollados	0,80	0,84	-0,33	0,08	0,12	0,09	-0,03	0,11	0,08	
Asia emergente	0,82	0,9	-0,63	0,06	0,42	0,41	-0,06	0,37	0,34	
América Latina (sin Perú)	0,76	0,83	-0,39	0,32	0,37	0,21	0,10	0,24	0,14	
Perú	0,97	0,76	-0,41	0,15	-0,32	-0,32	0,19	0,13	-0,01	

Nota. Series en logaritmos, filtradas según el filtro Hodrick-Prescott (parámetro $\lambda=100$).
Fuente: Llosa (2022). Elaboración propia, 2023.

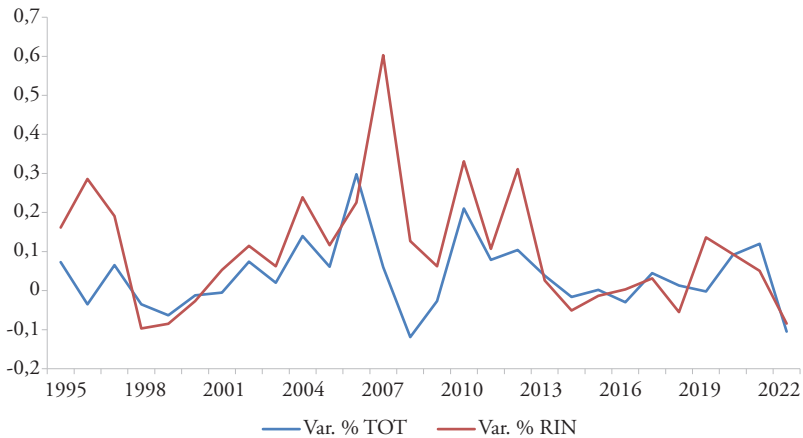
Además, los términos de intercambio son altamente volátiles. La tabla 1, elaborada por Llosa (2022), muestra la desviación estándar relativa al PBI para las principales variables macroeconómicas y los componentes de los TOT. Se observa que estos presentan una alta volatilidad relativa, lo que dificulta su predicción. Y la volatilidad relativa es incluso mayor cuando, en vista de que los TOT están estrechamente correlacionados con los precios de los *commodities*, se considera únicamente este componente para definir los *commodity terms-of-trade* (cTOT).

Figura 1
Variación porcentual anual de los TOT y de los NFA (1995-2021)



Fuente: estadísticas del BCRP. Elaboración propia, 2023.

Figura 2
Variación porcentual de los TOT y de las RIN (1995-2021)



Fuente: estadísticas del BCRP. Elaboración propia, 2023.

Otro hecho de interés es la relación de los TOT con la posición neta de activos externos de un país. Para el caso peruano, la figura 1 muestra las variaciones porcentuales anuales de los TOT y de los activos externos netos (NFA, por sus siglas en inglés). Esta relación, altamente positiva en el período 1981-2021, nos motiva a estudiar más a fondo el sector financiero a la luz de *shocks* externos.

Por otro lado, interesa observar la relación entre la variación de los TOT y la variación de las RIN. La figura 2 muestra un comportamiento contracíclico: el BCRP acumula reservas cuando los TOT aumentan; mientras que desacumula reservas ante una caída en los TOT, a fin de atenuar el impacto de este choque negativo.

De lo anterior surgen interesantes preguntas de estudio: ¿Cómo influye el sector financiero en la transmisión de choques en los TOT para una economía emergente y primario-exportadora como la peruana? ¿Cómo cambia la dinámica interna si dichos *shocks* son anticipados o no?

Específicamente, la hipótesis del presente trabajo es que la existencia de un mercado financiero segmentado y con fricciones incrementa el impacto económico de los *shocks* de noticias en los TOT, pues existe un mecanismo financiero de transmisión y amplificación. La estrategia empírica que utilizamos permite abordar esta hipótesis en el marco de las preguntas antes mencionadas. En particular, planteamos que la dinámica interna difiere: ante un *shock* no anti-

cipado, el efecto riqueza generado por un aumento en los TOT será suavizado por el agente hacia los períodos futuros; por el contrario, un *shock* anticipado incentivará al agente a desahorrar para traer dicho efecto riqueza futuro al presente, mediante deuda, cambiando así el comportamiento de la cuenta de NFA agregada. Esta dinámica contendrá un componente subóptimo debido a las fricciones financieras. Ante esta ineficiencia, la autoridad monetaria puede actuar para minimizar la pérdida de bienestar de los agentes, especialmente mediante intervenciones cambiarias.

1. Revisión de literatura

La literatura teórica y empírica que hemos revisado abarca los siguientes temas: (a) la importancia de los TOT como fuente de ciclos; (b) los choques de noticias en la economía (*shocks* anticipados); (c) las fricciones financieras y el canal de portafolio; y (d) la política cambiaria óptima.

1.1 La importancia de los términos de intercambio como fuente de ciclos económicos

Esta rama de la literatura macroeconómica es especialmente importante porque sustenta la relevancia del tema abordado en el presente trabajo. Un estudio pionero en este tópico es el de Mendoza (1995), quien utiliza un modelo RBC para una pequeña economía abierta con tres sectores (exportador, importador y no transable). El autor encuentra que los choques de TOT explican aproximadamente un 50% de la variabilidad del PBI en economías emergentes. Kose (2002) amplía el aporte de Mendoza sofisticando la modelación del sector exportador y encuentra que aproximadamente un 88% de las fluctuaciones agregadas pueden ser explicadas por *shocks* de precios mundiales.

En contraste, Schmitt-Grohé y Uribe (2018) analizan empírica y teóricamente esta relación para 38 países, a través de un modelo SVAR y un modelo MXN, respectivamente. Sus hallazgos desafían la visión de que los TOT son una fuente importante de ciclos, pues encuentran que su impacto en la variabilidad del producto es de solo un 10% en promedio.

Ante esto, Fernández, Schmitt-Grohé y Uribe (2017) refinan el análisis anterior considerando *shocks* a los precios de los *commodities*, los cuales brindan más información que los TOT en general. Los autores encuentran que, para 138 países, estos choques explican en promedio un tercio de los movimientos en la actividad agregada.

1.2 Choques de noticias en la economía

El enfoque en choques de noticias (*news shocks* en inglés) es una tendencia creciente en la literatura macroeconómica, al considerar que varios choques enfrentados por un país son anticipados. Esta previsión respecto al futuro influye en las decisiones de los agentes en el presente e impacta en la actividad económica actual.

Gran parte de esta literatura es empírica y, en su mayoría, utiliza modelos VAR y sus variaciones (SVAR) para medir el impacto de los choques de noticias. El trabajo de Beaudry y Portier (2004) es pionero al respecto, centrándose en *shocks* anticipados a la productividad total de factores (PTF). Barsky y Sims (2011) amplían este enfoque, al considerar un nuevo método de identificación empírica de *news shocks* e introducir un modelo DSGE simple para comparar los datos con el modelo. Ambos trabajos, sin embargo, se limitan a estudiar choques anticipados a la PTF.

Nuevos estudios consideran no solo *shocks* de productividad, sino también a la tasa de interés y a los TOT. Zeev, Pappa y Vicondoa (2017) utilizan un modelo VAR para explicar la importancia de los choques a los TOT que solo consideran precios de *commodities* (cTOT), en la variabilidad del PBI para países latinoamericanos. Sus resultados, cuando consideran que tales *news shocks* son anticipados, muestran que su contribución a las fluctuaciones económicas es de aproximadamente el 50%. Este hallazgo refuerza la idea de que la economía responde de manera diferente ante cambios anticipados persistentes y los no anticipados, pues los primeros son considerados por los agentes como cambios fundamentales que afectan las decisiones económicas actuales (Florián *et al.*, 2018).

Ante la necesidad de no solo medir el impacto de los cTOT *news shocks* sino racionalizarlo mediante un modelo microfundamentado, De Farias (2017) incluye *shocks* anticipados y no anticipados en cTOT y en la PTF dentro del modelo MXN de Schmitt-Grohé y Uribe (2018). En línea con otros resultados empíricos, encuentra que los cTOT *news shocks* anticipados explican alrededor del 32% de las fluctuaciones del PBI, mientras que un *shock* no anticipado explica un 27%. Lo cual reafirma la importancia de incluir este componente de anticipación dentro de la modelación macro, especialmente para economías emergentes.

1.3 Fricciones financieras y el canal de portafolio

Otra corriente de estudio considera las fricciones financieras, que comprenden un canal de transmisión y amplificación de choques externos. Este enfoque amplía el de De Farias (2017), cuyo modelo solo consideraba fricciones reales.

En esta línea, Gabaix y Maggiori (2015) explican el rol de intermediarios financieros adversos al riesgo que transan en moneda nacional y extranjera (*currency traders*) obteniendo una ganancia por su exposición al riesgo cambiario. Los cuales, ante *shocks* externos que cambian la composición de su portafolio, compensan el riesgo mediante un mayor *spread* cambiario, y esto opera como un *noise trading* que afecta tanto el nivel como la volatilidad del tipo de cambio. Itskhoki y Mukhin (2021) plantean un modelo similar, cuyo objetivo es presentar una teoría del tipo de cambio que enfatice el rol del mercado financiero y replique algunos hechos estilizados. Este modelo introduce *noise traders*, un mercado financiero segmentado (como Gabaix & Maggiori, 2015) y límites al arbitraje.

Ortiz, Herrera y Pérez (2022) combinan la visión multisectorial de Schmitt-Grohé y Uribe (2018) con el canal de portafolio de Itskhoki y Mukhin (2021) para analizar el rol de la intervención cambiaria ante choques de TOT que, debido a las mencionadas fricciones, desvían el tipo de cambio de su senda óptima y, además, generan un traspaso ineficiente de recursos productivos hacia el sector no transable.

Considerando este estado del arte, nuestra investigación aporta a la discusión al incluir los antes mencionados *shocks* de noticias sobre los TOT en un modelo microfundamentado con fricciones financieras. El modelo de De Farias (2017) considera dichos *news shocks* en un DSGE, pero sin incluir un análisis de bienestar ni de intervención cambiaria. Ortiz *et al.* (2022) estudian dicho canal financiero, pero su análisis se limita a los choques no anticipados. Por ello, nuestro enfoque combina ambas visiones y estudia la dinámica de la economía en ese contexto.

1.4 Política cambiaria óptima

Para nuestro ejercicio de intervención cambiaria, tomamos en cuenta estudios de política óptima. Como el de Cavallino (2019), que analiza los efectos de los *shocks* de flujo de portafolio, deriva la política de intervención cambiaria óptima y caracteriza su interacción con la política monetaria. Un *shock* de demanda extranjera por activos locales genera un ciclo económico de auge y caída. El banco central, al intervenir óptimamente, logra tres objetivos: (1)

reduce la apreciación real debido a la entrada de capitales, al aumentar el valor actual de la trayectoria de consumo interno; (2) reduce la brecha-producto ocasionada por el efecto riqueza sobre la oferta laboral, al suavizar el consumo; y (3) con precios internos rígidos, la reducción de la apreciación de la moneda nacional también ayuda a sostener la demanda externa y la producción interna.

Montoro y Ortiz (2020) muestran que las intervenciones cambiarias pueden emplearse como política estabilizadora del tipo de cambio y presentan un conjunto de sencillas reglas óptimas. Muestran que dichas intervenciones (comprar/vender dólares) permiten a los bancos centrales mantener las tasas de interés de corto plazo en línea con las tasas de referencia. Y en vista de que empíricamente existe un *puzzle* de desconexión del tipo de cambio con los fundamentos macroeconómicos, en señal de que la condición teórica de paridad de tasas de interés descubierta (UIP) no se cumple totalmente, dichos autores utilizan una versión modificada de la UIP para incluir canales financieros adicionales. Lo cual les permite hallar que las intervenciones cambiarias para estabilizar el tipo de cambio, si bien limitan los ajustes de mercado en esta variable ante *shocks* nominales o reales sobre la cuenta corriente, son intervenciones efectivas ante *shocks* predominantemente financieros. Por ello, las políticas de estabilización cambiaria serían más efectivas en economías pequeñas y abiertas como la peruana, sujetas a grandes *shocks* de cartera y con un menor grado de desarrollo financiero reflejado en una menor tolerancia al riesgo por parte de los intermediarios.

2. Marco analítico y metodología

En esta sección, presentamos los dos enfoques utilizados. En primer lugar, estimamos empíricamente el impacto de los *news shocks* de precios de *commodities* sobre las principales variables macroeconómicas en el Perú. Luego, exponemos el modelo teórico empleado, así como el marco analítico en el que se inscribe y su relación con la literatura revisada en el capítulo anterior.

2.1 Ejercicio empírico: análisis BVAR

Mediante este ejercicio, buscamos mostrar que una pequeña economía abierta como la peruana está muy expuesta a los cambios en precios de los *commodities*. Para ello, con base en datos trimestrales del BCRP que abarcan desde el primer trimestre de 2013 hasta el último trimestre de 2021, estimamos un modelo de vectores autorregresivos bayesianos (BVAR) utilizando la Bayesian Estimation, Analysis and Regression (Bear) *toolbox* desarrollada por el Banco Central Europeo.

El bloque endógeno se compone del producto bruto interno (PBI), la inversión minera (IM), el tipo de cambio real (RER) y la cuenta corriente (CA). En el bloque exógeno, tenemos el HG12 COMB Commodity Quarterly (Future Copper Price), que representa el precio del cobre en un contrato de futuros con plazo trimestral. Esta variable es el *proxy* para medir el choque de noticias empíricamente. La estrategia empírica consiste en estimar la siguiente regresión:

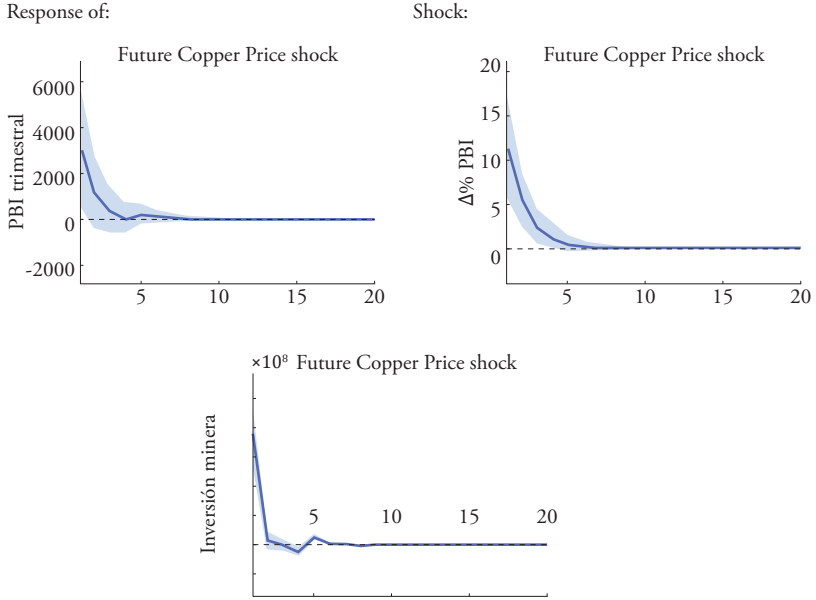
$$Z_t' B_0 = \sum_{j=1}^p Z_{t-j}' B_j + \sum_{j=0}^p Z_{t-i}^{*'} \tilde{B}_t^* + w_t' D + \varepsilon_t'$$

donde Z_t representa el vector $n \times 1$ de variables endógenas; ε_t , el vector $n \times 1$ de choques estructurales ($\varepsilon_t \sim N(0, I_n)$), que son independientes de los choques del bloque exógeno; B_i son matrices $n \times n$ de parámetros estructurales para $i = 0, \dots, p$; y D es la matriz $r \times n$ de parámetros estructurales. Z_t^* representa el vector $n^* \times 1$ de variables endógenas a nivel global y \tilde{B}^* es una matriz $n^* \times n^*$ de parámetros estructurales. Desde la perspectiva de una pequeña economía abierta, las variables globales se toman como exógenas.

La figura 3 muestra la respuesta de las variables PBI e IM ante un *shock* positivo en el precio del contrato de futuros del cobre. En este caso, observamos un aumento significativo en el PBI total (PBI), un aumento en la variación porcentual del PBI trimestral del sector minería e hidrocarburos ($\Delta\%PBI$) y un aumento en la inversión minera (IM). Este análisis sugiere que la economía responde positivamente no solamente ante aumentos en los precios actuales de los *commodities*, sino también ante noticias sobre sus precios futuros. Estas reacciones se dan tanto a nivel sectorial (inversión minera y sector minería e hidrocarburos), como a nivel agregado (PBI trimestral total).

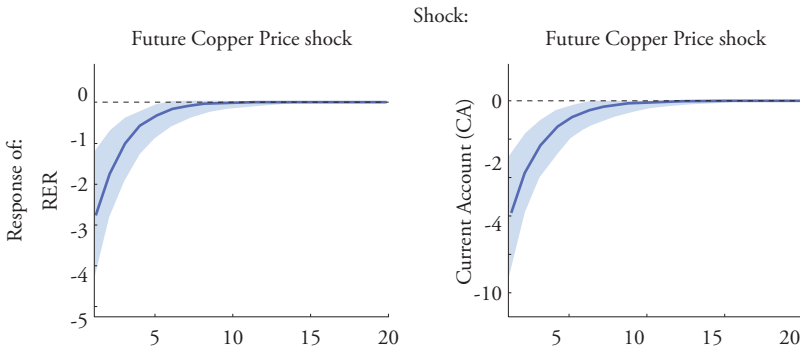
Y la figura 4 muestra las respuestas en las variables RER y CA ante el mismo choque. En concreto, podemos observar un aumento en la posición deficitaria de la cuenta corriente (CA) y una disminución del tipo de cambio real (RER). Esto sugiere que, para el caso peruano, los agentes reaccionan ante los *news shocks* tomando deuda para invertir, debido a los beneficios futuros que les redituará el esperado movimiento alcista en los precios de *commodities*. Dado que estos flujos vienen en dólares (la deuda es externa), el tipo de cambio tenderá a disminuir. Veremos a continuación que el modelo teórico propuesto es consistente con estos hechos empíricos.

Figura 3
Impulso-respuestas del PBI y la IM ante un choque positivo en el precio futuro del cobre



Fuentes: estadísticas del BCRP, Bloomberg y Minem. Elaboración propia, 2023.

Figura 4
Impulso-respuestas del RER y la CA ante un choque positivo en el precio futuro del cobre



Fuentes: estadísticas del BCRP, Bloomberg y Minem. Elaboración propia, 2023.

2.2 El modelo

La configuración (*setup*) que utilizamos está basada en Ferrero y Seneca (2019). La elección de ese modelo neokeynesiano es ventajosa porque hace explícito un sector de *commodities*, cuyo precio estará sujeto a los choques que buscamos modelar, y porque incluye fricciones de precios a la Calvo (1983). Pero, a diferencia de dichos autores, nuestra configuración considera precios flexibles.

Optamos por esta configuración: (i) por simplificación y, más importante, (ii) para mostrar que, aun sin rigideces de precios, existe espacio para la intervención (política) cambiaria. En nuestro modelo, incluimos el canal de portafolio de Montoro y Ortiz (2020) y, para mayor realismo, también incluimos el canal fiscal para analizar su rol dentro de la dinámica.

Los hogares obtienen utilidad del consumo y el ocio; y, debido al supuesto de mercados financieros segmentados, solo considerarán la tasa de interés interna para optimizar. Los mercados internacionales (financieros y reales) solo operan en bonos que pagan una unidad de la canasta de consumo del país extranjero. Los agentes domésticos demandarán activos en canastas locales con capital propio, mientras que el banco central y los intermediarios financieros mantendrán una posición en canastas extranjeras. Este enfoque es un buen punto de partida para estudiar la interacción entre *shocks* de noticias en TOT y fricciones financieras, en una economía cuya dinámica depende mucho de su sector exportador y de los precios de *commodities* en particular.

A continuación, presentamos las ecuaciones principales del modelo, cuyas ecuaciones finales están en el apéndice y su esquema completo en el anexo 1.

Familias

Los hogares maximizan:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\gamma_c}}{1-\gamma_c} - \frac{L_t^{1+\chi}}{1+\chi} \right]$$

sujeto a

$$B_{t+1} = R_{t-1}B_t + W_tL_t - P_tC_t + \Gamma_t^d + \psi_t^c + \Gamma_t^{cb}$$

donde B es el nivel de bonos libres de riesgo en un cierto tiempo, W es el salario nominal y C representa la canasta de consumo. Γ^d y Γ^{cb} representan las ganancias de los intermediarios financieros y del banco central, respectivamente. Finalmente, ψ^c representa los dividendos del sector de *commodities*.

Lagrangiano del problema:

$$\mathcal{L}: \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\gamma_C}}{1-\gamma_C} - \frac{L_t^{1+\chi}}{1+\chi} + \lambda_t (R_{(t-1)B_t} + W_t L_t - P_t C_t + \Gamma_t^d + \Psi_t^C + \Gamma_t^{cb} - B_{t+1} - P_t Z_t) \right]$$

donde

$$Z_t = [K_{t+1} - (1 - \delta)K_t] + \frac{\frac{K}{2}(K_{t+1} - K_t)^2}{K_t}$$

La canasta de consumo entre bienes domésticos y extranjeros es:

$$C_t = \left[(\gamma)^{\frac{1}{\varepsilon_H}} (C_t^H)^{\frac{\varepsilon_H-1}{\varepsilon_H}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\varepsilon_H}} (C_t^F)^{\frac{\varepsilon_H-1}{\varepsilon_H}} \right]^{\frac{\varepsilon_H}{\varepsilon_H-1}}$$

donde los índices H y F representan bienes producidos domésticamente y en el extranjero, respectivamente. El parámetro γ regula el *home-bias*. El índice de precios al consumidor, bajo estos supuestos, está determinado por:

$$P_t \equiv [\gamma(P_t^H)^{1-\varepsilon_H} + (1-\gamma)(P_t^F)^{1-\varepsilon_H}]^{\frac{1}{1-\varepsilon_H}}$$

donde P_t^H y P_t^F denotan el nivel de precios de los bienes nacionales e importados, respectivamente¹³. El índice de precio de bienes domésticos será:

$$P_t^H \equiv \left[\int_0^n P_t^H(z)^{1-\varepsilon} dz \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

Empresas

Productoras de bienes intermedios

Existe un continuo de firmas intermedias, que operan bajo competencia perfecta en el mercado de factores y en el de bienes. Estas producirán bajo la siguiente función:

¹³ Para el presente trabajo, se considera $\varepsilon_H = 1$. Así, las expresiones para los índices de consumo y de precios convergerán, respectivamente, a: $C_t \equiv \frac{(C_t^H)^\gamma (C_t^F)^{1-\gamma}}{\gamma(1-\gamma)^{1-\gamma}}$ y $P_t \equiv (P_t^H)^\gamma (P_t^F)^{1-\gamma}$.

$$Y_t^{int} = e^{at} K_t^\vartheta L_t^{1-\vartheta}$$

Las firmas minimizan costos:

$$\min_{K_t, L_t} W_t L_t + R_t^K K_t$$

sujeto a una producción dada

$$Y_t^{int} = \bar{Y}$$

El lagrangiano es el siguiente:

$$\mathcal{L}: W_t L_t + R_t^K K_t + \lambda_t [\bar{Y} - e^{at} K_t^\vartheta L_t^{1-\vartheta}]$$

Finalmente:

$$MC_t = \frac{1}{\vartheta^\vartheta (1-\vartheta)^{1-\vartheta}} [e^{-at} (R_t^K)^\vartheta W_t^{1-\vartheta}]$$

Productoras de bienes finales

Estas firmas operan bajo competencia monopolística. Demandan bienes intermedios y los transforman en un bien diferenciado. Dicho bien podrá ser utilizado por los hogares como bien de consumo o bien de inversión. La demanda total que enfrenta cada empresa doméstica es la suma de $C_t^H(z)$ y $Z_t^H(z)$. Utilizando las demandas halladas en la sección de los hogares, podemos escribir:

$$Y_t^H = C_t^H + Z_t^H$$

$$Y_t^H(z) = C_t^H(z) + Z_t^H(z)$$

El problema de optimización de la firma final (z) es:

$$\max_{P_t^H(z)} P_t^H(z) Y_t^H(z) - P_t MC_t Y_t^H(z)$$

Dada la demanda por bienes intermedios H de la variedad (z), dicho problema puede escribirse como:

$$\max_{P_t^H(z)} [P_t^H(z) - P_t MC_t] \left(\frac{P_t^H(z)}{P_t^H} \right)^{-\varepsilon} Y_t^H$$

Asumiendo simetría entre todas las firmas, el precio óptimo que impondrán será igual para todas las variedades. Así, $P_t^H(z) = P_t^H$. En equilibrio, el Estado corregirá la ineficiencia causada por el poder de mercado a través de un subsidio τ^H . Luego, el precio óptimo será:

$$P_t^H = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}(1 - \tau^H)P_t MC_t$$

Productoras de *commodities*

Estas firmas utilizan bienes finales domésticos como *input* y producen con la siguiente tecnología:

$$Y_t^C = A_{C,t}M_t^v$$

Tendrán el siguiente problema de optimización:

$$\max_{M_t} P_t^C Y_t^C - P_t^H M_t$$

sujeto a

$$Y_t^C = A_{C,t}M_t^v$$

Dado que el Gobierno gravará los beneficios del sector *commodities* a una tasa τ^G , sus beneficios estarán dados por:

$$\Psi_t^C = (1 - \tau^G)(1 - v)P_t^C Y_t^C$$

Intermediarios financieros: FX dealers

Los *FX dealers* son agentes miopes y adversos al riesgo que maximizan una función de utilidad CARA (coeficiente de aversión absoluta al riesgo constante):

$$\max_{d_{t+1}^*} \mathbb{E}_t \left\{ -\frac{1}{\omega} \exp\left(-\frac{\omega \tilde{R}_{t+1}^*}{R_t} d_{t+1}^*\right) \right\}$$

donde el retorno está dado por

$$\tilde{R}_{t+1}^* = R_t^* \frac{S_{t+1}}{S_t} - R_t$$

La solución de este problema da como resultado la UIP modificada:

$$S_t = E_t S_{t+1} \frac{(1 + i_t^*)}{1 + i_t} \left(1 + \frac{\omega}{m} \sigma^2 d_{t+1}^*\right)$$

La posición de *zero capital* de los *dealers*, $S_{t-1}D_t^* = D_t$, permite escribir sus beneficios como:

$$\Gamma_t^d = R_{t-1}(S_t - S_{t-1})D_t^* + (R_{t-1}^* - R_{t-1})S_tD_t^*$$

Banco central

Este sigue una estrategia de *zero capital*, emitiendo bonos que pagan una unidad de la canasta doméstica y adquiriendo bonos que pagan una unidad de la canasta extranjera. Al hacer esto, podrá absorber el riesgo de precio relativo.

$$B_{t+1}^{cb} + S_t B_{t+1}^{cb,*} = 0$$

De la restricción presupuestaria del banco central, pueden obtenerse sus beneficios (los cuales se transferirán a los hogares):

$$B_{t+1}^{cb} + S_t B_{t+1}^{cb,*} + \Gamma_t^{cb} = R_{t-1}B_t^{cb} + S_t R_{t-1}^* B_t^{cb,*}$$

Los cuales, utilizando la condición de *zero capital*, podemos reescribir como:

$$\begin{aligned} \Gamma_t^{cb} &= R_{t-1}B_t^{cb} + S_t R_{t-1}^* B_t^{cb,*} \\ \Gamma_t^{cb} &= S_t R_{t-1}^* B_t^{cb,*} - S_{t-1} R_{(t-1)} B_{t-1}^{cb,*} \\ \Gamma_t^{cb} &= (R_{t+1}^* S_t - R_{t+1} S_t + R_{(t-1)} S_t - R_{t-1} S_{t-1}) B_t^{cb,*} \\ \Gamma_t^{cb} &= [(R_{t-1}^* - R_{t-1}) S_{t-1} B_{t-1}^{cb,*} + (S_t - S_{t-1}) R_{t-1} B_{t-1}^{cb,*}] \end{aligned}$$

Observamos que las utilidades del banco central tienen un componente de valoración y un componente de margen de rentabilidad, que se transferirán a los hogares para mantener un saldo de *zero capital*.

Noise traders

Existen m *noise traders* que siguen una posición de *zero capital* dada por:

$$N_{t+1} + S_t N_{t+1}^* = 0$$

Se asume que

$$N_{t+1}^* = m(e^{\psi_t} - 1)$$

Donde:

$$\psi_t = \rho_\psi \psi_{t-1} + \sigma_\psi E_t^\psi$$

Limpieza de mercado

Sector real

La producción doméstica de bienes intermedios puede transformarse en bienes finales para el consumo e inversión domésticos, o puede servir como un *input* para el sector exportador. El Estado también demandará bienes intermedios. Por tanto, podemos definir:

$$Y_t^{int} = Y_t^H + M_t + G_t$$

Donde:

$$Y_t^H = C_t^H + Z_t^H$$

Dado que la economía doméstica solo exportará *commodities*, podemos expresar las exportaciones netas como:

$$\begin{aligned} NX_t &= X_t - M_t = P_t^C Y_t^C - M_t \\ NX_t &= P_t^C Y_t^C - P_t Y_t - P_t Z_t + PH^* C_t^H + P_t^H Z_t^H \end{aligned}$$

Sector financiero

El equilibrio en el mercado de activos financieros implicará que las posiciones de los hogares, *noise traders*, *FX dealers* y el banco central se «neteen»:

$$B_t + N_t + D_t + B_t^{cb} = 0$$

Adelantando un período:

$$B_{(t+1)} + N_{t+1} + D_{t+1} + B_{t+1}^{cb} = 0$$

Utilizando la estrategia *zero capital* de los *noise traders*, obtenemos:

$$B_{t+1} + D_{t+1} + B_t^{cb} = S_t N_{t+1}^*$$

Definamos, además, los *net foreign assets* como:

$$\mathcal{A}_t = S_t B_t^{cb,*} + S_{t-1} D_t^* - N_t$$

Adelantando un período:

$$\mathcal{A}_{t+1} = S_t B_{t+1}^{cb,*} + S_t D_{t+1}^* - N_{t+1}$$

De este modo, podemos definir la cuenta corriente como la variación en estos activos externos netos:

$$CA_t = \mathcal{A}_{t+1} - \mathcal{A}_t$$

Tabla 2
Cuenta corriente

Agente	In	Out
Hogares	$R_{t-1}B_t + W_t L_t + \Gamma_t^d + \Psi_t^C + R_t^K K_t + \Gamma_t^{cb}$	$B_{t+1} + P_t Z_t + P_t C_t$
Capital	$P_t Z_t$	$P_t(K_{t+1} - (1 - \delta)K_t + c.ajuste)$
Bienes intermedios	$P_t MC_t Y_t^{int}$	$W_t L_t + R_t^K K_t$
Bienes finales domésticos	$P_t^H Y_t^H$	$P_t MC_t Y_t^H$
Importaciones	$P_t^F Y_t^F$	$S_t P_t^* Y_t^F$
Exportaciones	$P_t^C Y_t^C$	$P_t MC_t M_t + \Psi_t^C$
FX dealers	$S_t R_{t-1}^* D_t^* + R_{t-1} D_t$	$\Gamma_t^d + S_t D_{t+1}^* + D_{t+1}$
Banco central	$S_t R_{t-1}^* B_t^{cb,*} + R_{t-1} B_t^{cb}$	$\Gamma_t^{cb} + S_t B_{t+1}^{cb,*} + B_{t+1}^{cb}$
Cuenta corriente	$R_{t-1}B_t + W_t L_t + \Gamma_t^d + \Psi_t^C + R_t^K K_t + \Gamma_t^{cb}$ $P_t Z_t + P_t MC_t Y_t^{int} + P_t^H Y_t^H + P_t^F Y_t^F$ $P_t^C Y_t^C + S_t R_{t-1}^* D_t^* + R_{t-1} D_t$ $S_t R_{t-1}^* B_t^{cb,*} + R_{t-1} B_t^{cb}$	$B_{t+1} + P_t Z_t + P_t C_t$ $P_t(K_{t+1} - (1 - \delta)K_t + c.ajuste) + W_t L_t + R_t^K K_t$ $P_t MC_t Y_t^H + S_t P_t^* Y_t^F + P_t MC_t M_t + \Psi_t^C$ $\Gamma_t^d + S_t D_{t+1}^* + D_{t+1} + \Gamma_t^{cb} + S_t B_{t+1}^{cb,*} + B_{t+1}^{cb}$
Cuenta corriente II	$-N_t R_{t-1} + P_t^H Y_t^H$ $P_t^C Y_t^C + S_t R_{t-1}^* D_t^*$ $S_t R_{t-1}^* B_t^{cb,*}$	$P_t C_t + P_t Z_t$ $S_t D_{t+1}^* + S_t B_{t+1}^{cb,*} - N_{t+1}$

Elaboración propia, 2023.

Gobierno

Por simplicidad, el Gobierno seguirá una regla de gasto balanceado:

$$G_t = T_t$$

donde sus ingresos están dados por los impuestos a las ganancias del sector de *commodities*:

$$T_t = \tau^G \Psi_t^C = \tau^G (1 - \nu) P_t^C Y_t^C$$

Identidades de una economía abierta

Tipo de cambio real:

$$Q_t = \frac{P_t^*}{P_t} S_t$$

Términos de intercambio:

$$\hat{J}_t = \frac{P_t^H}{P_t^F}$$

Precio relativo de los bienes domésticos:

$$t_t^H = \frac{P_t^H}{P_t}$$

Precio relativo de los bienes extranjeros:

$$t_t^F = \frac{P_t^F}{P_t}$$

News shocks

Seguindo a Pfeifer (2019), los precios de los *commodities* tendrán el siguiente comportamiento:

$$P_{t,j}^{C,*} = \bar{P}^{C,*} + \rho^C (P_{t-1}^{C,*} - \bar{P}^{C,*}) + \varepsilon_{t,j}^{C,surprise} + \varepsilon_{t+j}^{C,news}$$

Donde:

$$\varepsilon_{t,j}^{C,surprise} \sim iid(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

$$\varepsilon_{t+j}^{C,news} \sim iid(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

Para el presente trabajo, j adopta el valor de 8.

2.3 Idea central del modelo

Un incremento anticipado de los TOT ocasionará un importante efecto ingreso en los agentes, quienes suavizarán la esperada riqueza mayor a lo largo del horizonte temporal mediante un mayor consumo de todos los bienes, e invirtiendo en el sector exportable que se hace relativamente más rentable. Pero ello implica, dado que los mayores ingresos aún no se han concretado, que los agentes tienden a desahorrar y esto se reflejará como un déficit en cuenta corriente y, por ende, en la cuenta financiera. Ya que este endeudamiento con el exterior está dado en moneda extranjera, generará presiones a la depreciación de la moneda local por la mayor demanda de dólares.

Es importante explicar cómo funciona el canal de portafolio ante este *news shock*, en nuestra configuración del modelo. La idea subyacente es la preferencia exógena de los agentes por mantener un portafolio en su propia moneda, en un escenario donde no todas las transacciones se hacen con dicha moneda sino con una divisa común (el dólar, en este caso) que opera como moneda dominante. Estamos relajando el supuesto de *zero net supply* utilizado en los modelos macro tradicionales. Así, los agentes domésticos querrían una cartera totalmente en soles, mientras que los extranjeros preferirían una cartera totalmente dolarizada. Por tanto, los domésticos buscarán intercambiar la mencionada deuda en moneda extranjera por deuda en moneda nacional y acudirán a los intermediarios financieros (*FX dealers*), quienes tomarán una posición aún más corta en dólares; lo que genera una mayor tendencia a la depreciación. El tipo de cambio se desviará, entonces, de su senda de ajuste eficiente. Nótese que esta desviación no se debe a cambios en los fundamentos de la economía ni a diferenciales de tasas de interés (como indicaría la UIP tradicional), sino al comportamiento adverso al riesgo de los *FX dealers*, a su imperfecta información y, principalmente, a la existencia del dólar como moneda dominante.

Estas desviaciones abren espacio para que la autoridad monetaria intervenga en el mercado cambiario. Como el tipo de cambio tendrá una volatilidad mayor que en un escenario sin fricciones, habrá una disminución ineficiente del bienestar de los agentes. El banco central, por tanto, podrá reaccionar ante dichos *shocks* para disminuir la volatilidad cambiaria comprando o vendiendo dólares. Por ejemplo, ante una noticia positiva sobre los precios futuros de exportación, el mecanismo mencionado inducirá a que el sol se «sobredeprecie» (habrá un tipo de cambio ineficientemente mayor) y a que el BCRP reaccione inyectando dólares en la economía.

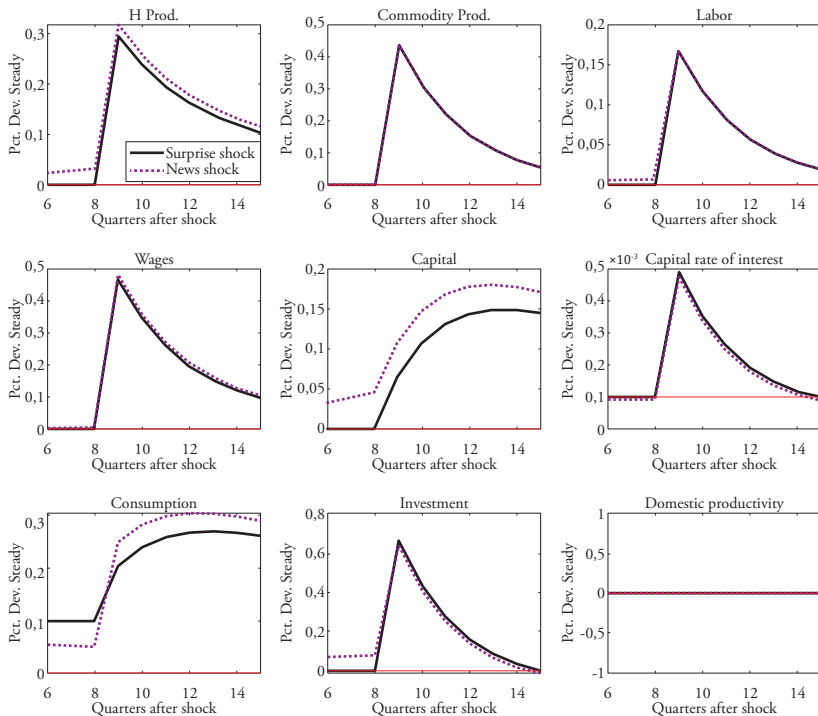
3. Análisis de resultados

Realizamos tres ejercicios de análisis. El primero consiste en generar y comparar las funciones impulso-respuesta de las variables del modelo ante un *shock* positivo en el precio de los *commodities* que llega a materializarse, cuando dicho *shock* no es anticipado y cuando un *news shock* lo anticipa; es decir, en el período t , los agentes reciben información del *shock* que efectivamente ocurre en el período $t + 8$. En el segundo ejercicio, mostramos los efectos (impulso-respuesta) ante un *shock* «puro» de noticias; es decir, un anuncio del precio futuro de *commodities* que, llegado el momento (período $t + 8$), no llega a materializarse. Terceramente, mostramos los efectos del canal fiscal graficando las funciones impulso-respuesta ante un *news shock* bajo distintos niveles de la tasa impositiva al sector de *commodities*, y analizamos cuánto afecta esta presencia estatal a la dinámica del modelo.

3.1 *Shock* anticipado vs. no anticipado

Los paneles en la figura 5 muestran comparativamente las funciones impulso-respuesta ante un *shock* positivo anticipado en el precio de los *commodities* y ante uno no anticipado. Las mostramos de manera que el *shock* de precios ocurra en el período 8, pero en dos escenarios. Las líneas negras indican el *shock* no anticipado, por lo que sus desviaciones del equilibrio antes de dicho período son cero. Las líneas punteadas rosadas muestran las respuestas ante el mismo *shock* de precios, pero del cual los agentes recibieron información ocho períodos antes ($t = 0$); por tanto, cualquier respuesta en períodos previos al octavo indicará cierta anticipación por parte de los agentes. Se observa, respecto a las principales variables (Producción doméstica, Consumo, Capital e Inversión), que los agentes efectivamente reaccionan anticipando el cambio futuro en el precio.

Figura 5
Comparación de impulso-respuestas ante un *shock* positivo anticipado en los términos de intercambio, y uno no anticipado



Elaboración propia, 2023.

Nótese que el consumo baja apenas el agente recibe la noticia, mientras que el capital y la inversión tienden a subir a partir de tal recepción. Es decir, los agentes anticipan la mayor rentabilidad futura del sector de *commodities*, y por ello deciden invertir sustituyendo consumo presente por consumo futuro. De modo que el trabajo y la producción doméstica aumentan antes de la realización del choque. En consecuencia, la acumulación de capital y el consumo futuros (entre los períodos 10 y 15) alcanzan niveles mayores que en el caso de un *shock* no anticipado.

Sin embargo, debemos señalar que esas reacciones, si bien son consistentes con la teoría económica, no reflejan la dinámica que esperábamos. Ya que, según nuestra hipótesis, el efecto ingreso debería ser mayor que el efecto sustitución, lo que haría a los agentes sentirse relativamente más ricos, incentivám-

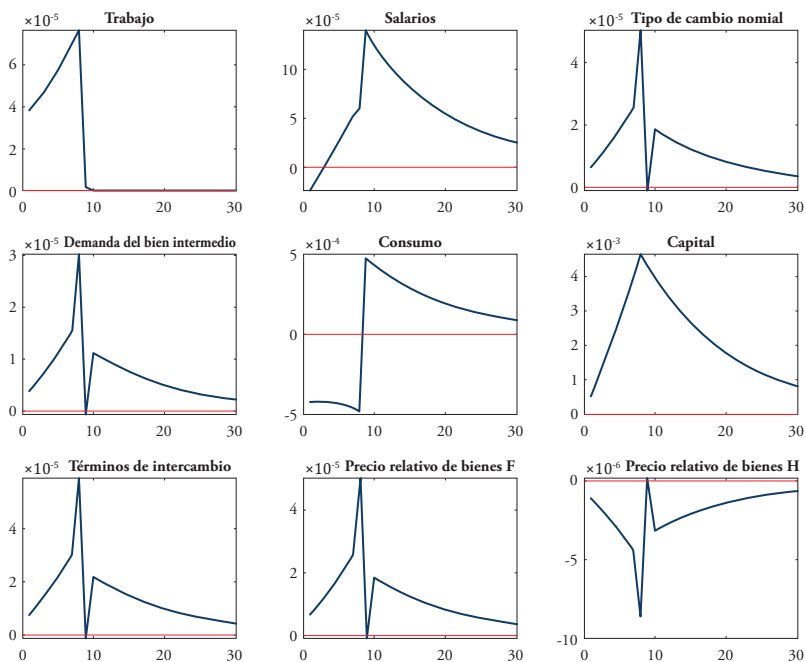
doleos a trasladar esa futura riqueza (aún no realizada) al presente, generando una cuenta corriente más deficitaria. Así, el consumo subiría en los períodos anteriores a la realización del *shock*, y el trabajo, por el mismo efecto riqueza, disminuiría en esos períodos. En el anexo 2, pueden observarse las reacciones de las variables financieras, donde el efecto entre los *shocks* anticipados y no anticipados no es tan diferente como se esperaría.

3.2 Simulación de *shocks* de noticias «puras»

Esta simulación detecta la reacción de los agentes cuando, llegado el período ($t = 8$) en el que los precios de *commodities* deberían subir según las noticias en ($t = 0$), sucede que no suben. Ante esta anticipación no materializada, las decisiones de los agentes a partir del período 8 diferirán de las que tomaron en períodos previos bajo la sola influencia del *news shock*.

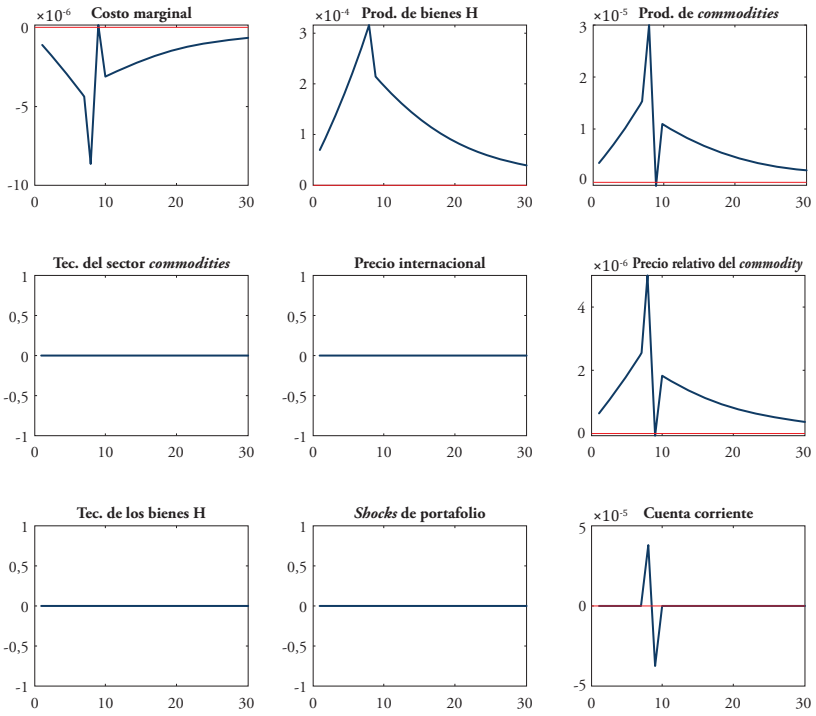
En efecto, los paneles en las figuras 6, 7 y 8 muestran que, inicialmente, aumenta la oferta laboral y disminuye el consumo (debido a la sustitución entre consumo presente y futuro), pero, a partir de $t = 8$, caen trabajo y capital, mientras que el consumo vuelve a subir. Y también muestran que, inicialmente, aumentan la producción de *commodities*, la inversión y la producción doméstica, pero que estas tres variables caen a partir del período 8.

Figura 6
Impulso-respuesta ante un *shock* de noticias «puras» (I)



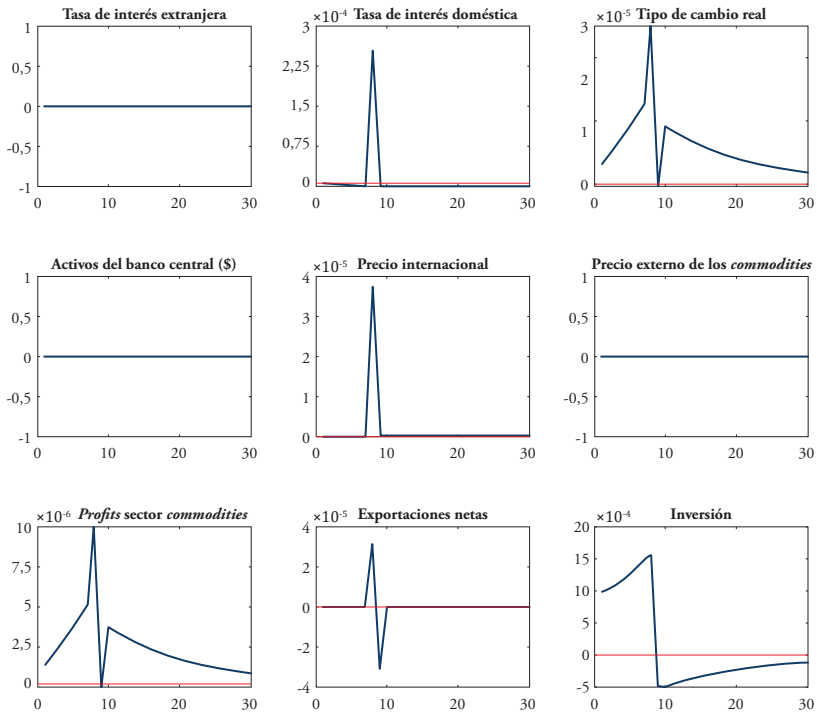
Elaboración propia, 2023.

Figura 7
Impulso-respuesta ante un *shock* de noticias «puras» (II)



Elaboración propia, 2023.

Figura 8
Impulso-respuesta ante un *shock* de noticias «puras» (III)



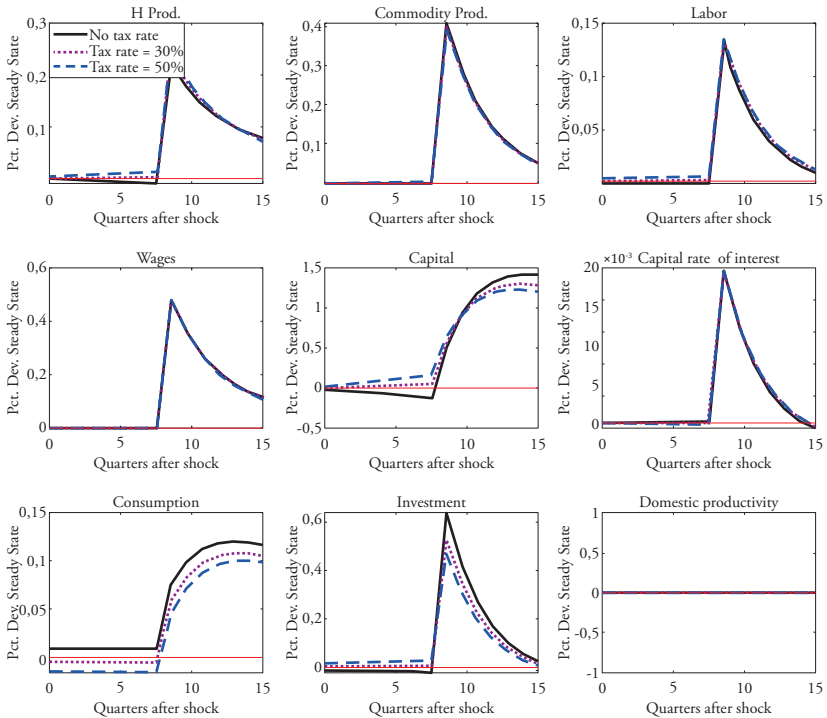
Elaboración propia, 2023.

3.3 Simulación de respuestas a *news shock* bajo distintos niveles de tasa impositiva

En esta simulación, el Estado sigue una regla de gasto equilibrado (gastos iguales a ingresos en cada período) y no tiene un papel productivo explícito. Su rol se reduce a recaudar impuestos a los beneficios del sector exportador y a gastarlos demandando bienes domésticos; pero no produce bienes intermedios, ni bienes finales, ni *commodities*. Este rol implica que el efecto de subir la tasa impositiva al sector exportador sería perjudicial, pues simplemente reduce beneficios. En cuyo caso, la tasa impositiva óptima en estado estacionario sería igual a cero.

Las funciones impulso-respuesta (FIR) en la figura 9 permiten observar cómo afecta una subida de la tasa impositiva al sector exportador. Y muestran un comportamiento interesante: cuando esa tasa impositiva es cero, los agentes tienen un comportamiento diferente a cuando es positiva. El cambio no solo es en magnitud, sino en dirección. En efecto, el consumo tenderá a aumentar desde que se anuncia la noticia hasta que se materializa, e incluso después aumenta en mayor proporción cuando dicha tasa es cero que cuando es positiva. ¿Por qué sucede esto?

Figura 9
Impulso-respuestas ante *news shock* bajo distintas tasas impositivas



Elaboración propia, 2023.

Podemos interpretarlo como un efecto riqueza mayor que el efecto sustitución: los agentes piensan que serán más ricos debido al anuncio del *shock* y, cuando la tasa impositiva es cero, no vacilan en trasladar intertemporalmente la riqueza esperada, aumentando su consumo y reduciendo el trabajo (aunque

la magnitud de este cambio no resulta evidente a la luz de la FIR del trabajo desde que reciben la noticia, sin esperar a que efectivamente ocurra la subida de precios de los *commodities*. Este comportamiento se explica porque el Estado no grava el sector de *commodities*, y por ello no afecta los mayores beneficios futuros del sector por la esperada subida de precios. Por otro lado, pese a que se desacumula capital, su nivel luego del *shock* es mayor que cuando la tasa impositiva es positiva.

Nótese, sin embargo, que variables como la cuenta corriente, el tipo de cambio real y la posición de los intermediarios financieros no responden como se hipotetizó (véase el anexo 3). Esto puede deberse principalmente a que la parametrización del modelo es similar a un esquema Cole-Obstfeld con elasticidades de sustitución iguales a 1. No obstante, dado que la hipotetizada dinámica interna de anticipación sí es observada en importantes variables de interés, como consumo e inversión y producción de *commodities*, cabe realizar ejercicios de intervención cambiaria en el marco del mencionado esquema de parametrización.

3.4 Intervención cambiaria: reglas simples y óptimas (*optimal simple rules*)

Aquí exploramos el potencial efecto de la intervención cambiaria en reducir la pérdida de bienestar causada por la conjunción del choque de noticias con el canal de portafolio. Proponemos reglas simples y óptimas (OSR) para el banco central, el cual reaccionará comprando/vendiendo dólares para reducir la volatilidad del tipo de cambio y así mitigar los impactos negativos de los choques.

Las reglas de intervención serán tres. El banco central reacciona ante: (1) la depreciación cambiaria (variación porcentual del tipo de cambio nominal), (2) las desviaciones del precio internacional de *commodities* de su senda de estado estacionario y (3) la desviación cíclica de la posición neta de los FX *dealers*.

Formalmente, estas tres reglas se expresan de la siguiente manera:

$$B_{t+1}^{cb,*} = \phi_{cb}^1 \left(E_t \frac{S_{t+1}}{S_t} - 1 \right)$$

$$B_{t+1}^{cb,*} = \phi_{cb}^2 (E_t P_{t+1}^* - P_{SS}^*)$$

$$B_{t+1}^{cb,*} = \phi_{cb}^3 (E_t D_{t+1}^* - D_{SS}^*)$$

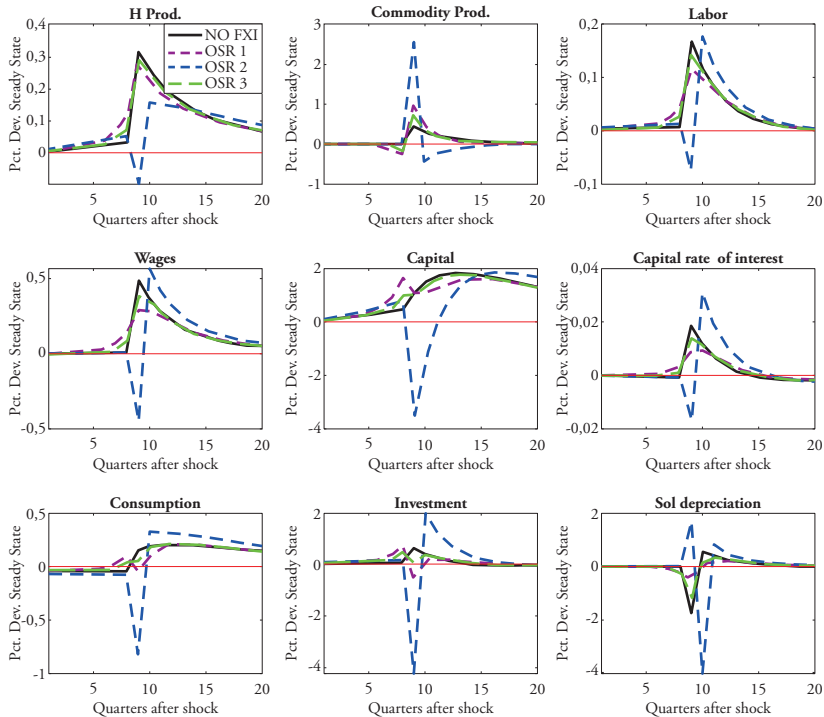
En la OSR 1, la autoridad monetaria busca que las variaciones en el tipo de cambio no sean muy bruscas, por lo que interviene para minimizar esta volatilidad. En la OSR 2, el banco central busca mitigar los efectos del choque de precios internacionales directamente, no a través de otras variables afectadas. La OSR 3 directamente busca atenuar el canal de portafolio de los intermediarios. Recordemos que, en presencia del canal de portafolio, el tipo de cambio sobrerreacciona ineficientemente ante el choque de noticias y esto genera pérdidas de bienestar frente al caso sin fricciones.

Por tanto, el ejercicio consiste en encontrar los parámetros óptimos $(\phi_{cb}^1, \phi_{cb}^2, \phi_{cb}^3)$ que maximicen el bienestar no condicional de los agentes reduciendo los cambios bruscos en las variables. De manera formal, definimos el bienestar no condicional de los agentes como:

$$W = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, l_t)$$

Las trayectorias de las variables ante el mismo *news shock*, pero con las diferentes reglas de política, se muestran mediante las funciones impulso-respuesta en las figuras 10 y 11.

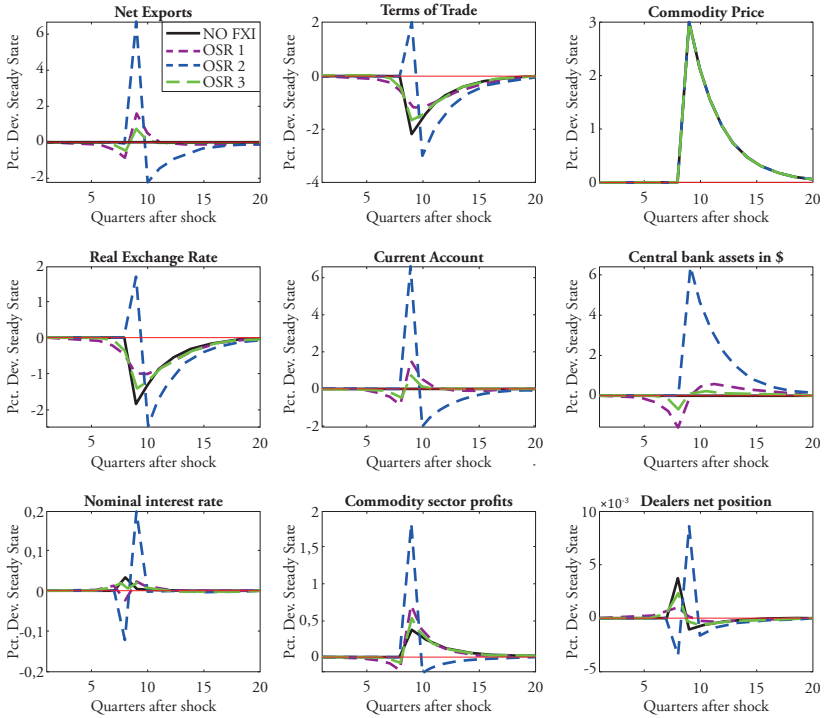
Figura 10
Impulso-respuestas ante un *news shock* a los precios de *commodities*, bajo diferentes reglas de política cambiaria (I)



Elaboración propia, 2023.

La OSR 1 (líneas rosadas) genera que las variables trabajo, salarios, tasa de interés del capital y depreciación cambiaria reaccionen menos bruscamente, aunque van en la misma dirección. La OSR 3 tiene un impacto similar en dirección, pero menor en magnitud. En contraste, la OSR 2 ocasiona una mayor reacción en las variables trabajo, salarios, inversión, capital, consumo y depreciación cambiaria. En algunas de estas (inversión, depreciación), la respuesta se da en dirección opuesta. La figura 11 permite observar la posición externa del banco central. Allí se muestra que, bajo las OSR 1 y 3, dicho banco desacumula reservas en los períodos previos al *shock*, y luego las acumula una vez ocurrido el *shock*. En contraste, bajo la regla 2, el banco central no reacciona en los períodos previos, sino solo cuando ocurre el *shock*, acumulando reservas masivamente.

Figura 11
Impulso-respuestas ante un *news shock* a los precios de *commodities*, bajo diferentes reglas de política cambiaria (II)



Elaboración propia, 2023.

También permite observar el impacto sobre la cuenta corriente/CC). La cual, bajo las OSR 1 y 3, se vuelve deficitaria al recibir la noticia, en línea con las estadísticas (tabla 1) y con el explicado canal de transmisión. Esto no ocurre bajo la OSR 2, pues en este caso la CC reacciona únicamente cuando ocurre el *shock*, y el impacto de este sobre la CC, contrariamente a lo esperado, es amplificado en vez de mitigado por la regla 2. La interpretación es clara: en la medida en que la variable operativa de la OSR 2 no es ninguna de las variables impactadas por el *shock* de precios de *commodities*, sino la resultante desviación en estos precios, la regla 2 hace percibir a los agentes que su objetivo subyacente es aprovechar la volatilidad para aumentar el bienestar, en vez de reducir la volatilidad para minimizar la pérdida de bienestar. Esto explicaría la amplificación de los efectos del *shock*: los beneficios del sector de

commodities suben violentamente en el período 8 y la CC se hace muy superavitaria; mientras que, en los siguientes períodos, dichos efectos se revierten y los beneficios del sector de *commodities* se vuelven negativos desde ($t = 10$) hasta volver a su senda de equilibrio. Tal parece entonces que la regla 2 no es la mejor opción de política, aunque esta intuición debe ser contrastada con los resultados numéricos.

Por ello, procedimos a estimar las diferencias de bienestar para cada regla, que, medidas como proporciones del consumo de estado estacionario sin fricciones, mostramos comparativamente en la tabla 3. Donde $\sigma(rer)$ y $\sigma(dep)$ representan las desviaciones estándar para el tipo de cambio real y la depreciación cambiaria. Y *Welf.gain* es la ganancia de bienestar, definida como la diferencia entre el bienestar obtenido sin y con intervención (como proporción del consumo de equilibrio).

Tabla 3
Comparación de bienestar ante diferentes reglas de política cambiaria

	No-FXI	OSR 1	OSR 2	OSR 3
$\sigma(Y)$	0,2261	0,2110	0,1819	0,2195
$\sigma(W)$	0,4288	0,3555	0,5525	0,3952
$\sigma(L)$	0,2334	0,1952	0,2555	0,2159
$\sigma(C)$	0,2342	0,2227	0,4328	0,2278
$\sigma(rer)$	0,5399	1,9546	3,7498	2,2695
$\sigma(dep)$	1,9827	0,6927	4,5158	1,2570
Welf.gain	0,0000	0,0103	-0,0043	-0,0150

Elaboración propia, 2023.

Al comparar las volatilidades de las variables principales entre las tres reglas y el caso sin intervención, se observan diferencias significativas: si bien las tres reglas logran reducir la volatilidad del producto (aunque en diferentes magnitudes), la regla 1 es la única que logra al mismo tiempo reducir las desviaciones estándar de todas las variables y aportar una ganancia de bienestar. En cambio, la regla 2 no tiene éxito en reducir la volatilidad cambiaria, tanto en niveles como en tasa de crecimiento, pues ocasiona que se incrementen ambas desviaciones estándar $\sigma(rer)$ y $\sigma(dep)$. Inferimos así que la acción conveniente del banco central no es tratar de mitigar directamente el choque de precios internacionales como tal, sino contrarrestar sus efectos sobre las variables de interés económico. Esto porque lo óptimo es que una economía

de mercado mejore su capacidad de ajustarse ante cualquier cambio de precios. No es óptimo que la autoridad fije una regla que busque que la economía opere como si no hubiera sucedido el *shock*. Por el contrario, dado el choque (y considerando las ineficiencias derivadas de las fricciones financieras), la autoridad debe procurar que su efecto sobre la estabilidad sea el menor posible.

La comparación realizada pone en evidencia que no todas las reglas son *welfare-improving*. Esto nos dice que la intervención cambiaria bien direccionada, bajo este *setup* y parametrización del modelo, es deseable. Específicamente, la regla 1 logra aportar una ganancia de bienestar equivalente a un 1,03% del nivel de consumo natural.

Nuestros resultados subrayan la importancia de la intervención de la autoridad monetaria en el mercado cambiario. Existe una racionalidad de eficiencia detrás de este tipo de intervenciones, pues tradicionalmente los controles de divisas eran vistos como instrumento para impulsar al sector exportador (realizar devaluaciones «competitivas»). Este motivo no es el mejor en términos de bienestar, ni es el que estudiamos en este trabajo. Por otro lado, dejar a la moneda flotar libremente ante choques actuales o anticipados de precios internacionales tampoco es óptimo debido a las fricciones financieras. Comprar y vender dólares en respuesta a estos *shocks* cíclicos tiene como objetivo reducir la volatilidad de las variables, el cual es el mandato explícito de bancos centrales como el BCRP.

4. Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación explora los efectos de los *news shocks* en los términos de intercambio mediante un enfoque de equilibrio general y microfundamentado, considerando fricciones financieras. Empíricamente, utilizando un BVAR, encontramos que dichos choques tienen un efecto significativo en variables como la cuenta corriente y el producto sectorial minero. Teóricamente, identificamos impactos diferenciados entre choques anticipados y no anticipados, incluso cuando no se hacen realidad los cambios anticipados en los precios internacionales.

En materia de política, demostramos que, bajo el mencionado enfoque, una política cambiaria bien direccionada puede mejorar el bienestar al reducir la volatilidad de variables clave como el tipo de cambio, el producto y el consumo. Sin embargo, una intervención incorrecta puede ser contraproducente. Este resultado es importante, pues es consistente con el accionar del BCRP en la vida real, tanto en materia de política monetaria como cambiaria: dicha autoridad no reacciona ante cualquier choque que

ocurra, sino primero identifica aquellos sobre los que debe intervenir y luego decide si hacerlo o no.

Estos hallazgos son importantes no solo a nivel académico, al explorar canales de transmisión novedosos respecto a los choques y para las respectivas medidas de política económica, sino también a nivel práctico. En tal sentido, demostramos la deseabilidad de la intervención cambiaria en el caso peruano, en vista no solo de su realidad de economía pequeña, abierta, muy rica en recursos naturales y con un producto nacional muy sensible ante choques de precios internacionales; sino también a la luz de la rigurosa configuración del modelo aportante de nuestros resultados. También mostramos que dicha intervención es importante no solo como parte de la respuesta a choques actuales de precios internacionales, sino también ante noticias anunciadoras de tales choques (*news shocks*). Esto es crucial, especialmente en períodos como el actual, en el que se anticipa un aumento significativo en los precios de metales como el cobre debido a condiciones internacionales y mayor demanda. En esta dinámica, las fricciones en mercados cumplen un papel importante y la autoridad monetaria debe intervenir de manera óptima para reducir pérdidas de bienestar mitigando ineficiencias debidas a dichas fricciones.

Limitaciones y futuras líneas de investigación

Una limitación del presente estudio es la representación simplificada del Estado. En el modelo propuesto, no hay un papel estatal explícito en la actividad productiva ni en la redistribución. Esta omisión podría afectar la capacidad del modelo para capturar plenamente los efectos de las políticas públicas y medidas fiscales en la dinámica cíclica frente a los choques. Una investigación futura podría centrarse en desarrollar un papel más activo del Gobierno, considerando sus funciones redistributivas y su capacidad para subsidiar o gravar ciertos sectores con objetivos específicos.

Otra limitación es que nuestra parametrización del modelo se acerca a un esquema Cole-Obstfeld, que asume elasticidades de sustitución entre bienes domésticos y extranjeros, y entre variedades, iguales a 1. Si bien este supuesto simplifica la modelación matemática, también limita la capacidad de analizar movimientos intertemporales. En futuras investigaciones, recomendamos explorar alternativas que permitan alejarse de este esquema, considerando elasticidades de sustitución más realistas, a fin de enriquecer el análisis y obtener resultados más robustos ante cambios en los parámetros.

Finalmente, otra importante línea de investigación futura consiste en incluir política monetaria. En el modelo aquí propuesto, el banco central se limita únicamente a comprar y vender divisas, lo cual representa solo una de

sus herramientas disponibles. También cuenta con herramientas de política monetaria. Sería interesante explorar cómo interactúa la política cambiaria con la monetaria en escenarios que incluyan rigideces de precios. Esto permitiría analizar cómo ambas políticas pueden complementarse o limitarse entre sí, lo que agregaría realismo al análisis del accionar de los bancos centrales.

Referencias

- Ascarza, D. D. (2017). *Precios de commodities, términos de intercambio y productividad en el Perú: un enfoque DSGE* (tesis de maestría, Universidad del Pacífico – Escuela de Postgrado). <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/1884>
- Barsky, R. B., & Sims, E. R. (2011). News shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 58(3), 273-289. doi:10.1016/j.jmoneco.2011.03.001
- Beaudry, P., & Portier, F. (2004). An exploration into Pigou's theory of cycles. *Journal of Monetary Economics*, 51(6), 1183-1216. doi:10.1016/j.jmoneco.2003.10.003
- 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
- Castillo, P., & Salas, J. (2012). *Los términos de intercambio como impulsores de fluctuaciones económicas en economías en desarrollo: estudio empírico*. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. <https://www.cemla.org/PDF/premiobc/pub-lib-premio2010.pdf>
- Cavallino, P. (2019). Capital flows and foreign exchange intervention. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(2), 127-170. doi:10.1257/mac.20160065
- De Farias, L. H. (2017). *Commodity prices and business cycle in emerging economies: The role of news shocks* (tesis de maestría, Universidade Federal de Pernambuco). <https://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/25951>
- Fernández, A., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2017). World shocks, world prices, and business cycles. *Journal of International Economics*, 108(S1), S2-S14. doi:10.1016/j.jinteco.2017.01.001
- Ferrero, A., & Seneca, M. (2019). Notes on the underground: Monetary policy in resource-rich economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 51(4), 953-976. doi:10.1111/jmcb.12556
- Florián, D., Aguilar, J., Toma, H., & Velásquez, C. (2018). Impacto de los cambios anticipados de los términos de intercambio en la economía. *Moneda*, 174, 21-25. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Publicaciones/Revista-Moneda/.../moneda-174-05.pdf>
- Gabaix, X., & Maggiori, M. (2015). International liquidity and exchange rate dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(3), 1369-1420. doi:10.1093/qje/qjv016
- Kose, M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: «How much do world prices matter?». *Journal of International Economics*, 56(2), 299-327. doi:10.1016/j.jinteco.2017.01.001

- Itskhoki, O., & Mukhin, D. (2021). Exchange rate disconnect in general equilibrium. *Journal of Political Economy*, 129(8), 2183-2232. doi:10.1086/714447
- Llosa, L. G. (2022). Gestionando choques de términos de intercambio. En M. Ortiz & D. Winkelried (Eds.), *Hitos de la reforma macroeconómica en el Perú 1990-2020: la recompensa de los tamias* (pp. 228-242). Universidad del Pacífico. <https://hdl.handle.net/11354/3347>
- Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 36(1), 101-137. doi:10.2307/2527429
- Montoro, C., & Ortiz, M. (2020). *The portfolio channel of capital flows: A small open economy approach*. Working Paper 168. Peruvian Economic Association. <https://perueconomics.org/wp-content/uploads/2020/08/WP-168.pdf>
- Ortiz, M., Herrera, G., & Pérez, F. (2022). *The shine beneath: Foreign exchange intervention in resource-rich economies*. MPRA Paper 116208. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/116208/1/MPRA_paper_116208.pdf
- Pfeifer, J. A. (2019). *Two centuries of commodity cycles – Dynamics of the metals & mining industry in light of modern portfolio theory* (tesis doctoral, Universidad Técnica de Freiberg). <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:bsz:105-qucosa2-709922>
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2018). How important are terms of trade shocks? *International Economic Review*, 59(1), 85-111. <https://www.jstor.org/stable/45018885>
- Winkelried, D. (2016). Piecewise linear trends and cycles in primary commodity prices. *Journal of International Money and Finance*, 64(C), 196-213. doi:10.1016/j.jimonfin.2016.01.006
- Zeev, N., Pappa, E., & Vicondoa, A. (2017). Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news. *Journal of International Economics*, 108(C), 368-376. doi:10.1016/j.jinteco.2017.07.008

Apéndice: Ecuaciones finales del modelo

Demanda agregada (y_t):

$$Y_t^{int} = \gamma(t_t^H)^{-1}C_t + S_w\gamma(t_t^H)^{-1}Z_t + M_t + G_t$$

Tipo de cambio real (rer_t):

$$Q_t = S_t$$

Ecuación de Euler (c_t):

$$C_t^{-\gamma^c} = \beta E_t [C_{t+1}^{-\gamma^c} (1 + i_t)]$$

Nivel de precio (p_t):

$$1 = (t_t^H)^\gamma (t_t^F)^{1-\gamma}$$

Términos de intercambio (\hat{J}_t):

$$\hat{J}_t = \frac{Q_t}{t_t^H}$$

Costos de ajuste de acumulación de capital (Z_t):

$$S_w Z_t = [K_{t+1} - (1 - \delta)K_t] + \frac{\kappa}{2} \frac{(K_{t+1} - K_t)^2}{K_t}$$

CPO del capital (K_t):

$$\begin{aligned} & \left(1 + \frac{\kappa(K_{t+1} - K_t)}{K_t}\right) \\ &= \beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} \left(1 - \delta + R_{t+1}^K + \kappa \left(\frac{K_{t+2} - K_{t+1}}{K_{t+1}}\right)\right) \right. \\ & \left. + \frac{\kappa}{2} \left(\frac{K_{t+2} - K_{t+1}}{K_{t+1}}\right)^2 \right] \end{aligned}$$

Oferta de trabajo:

$$L_t^\chi C^{\gamma^c} = W_t$$

UIP modificada:

$$S_t = E_t S_{t+1} \frac{(1 + i_t^*)}{1 + i_t} + \left(1 + \frac{\omega}{m} \sigma^2 d_{t+1}^*\right)$$

Demanda de bienes domésticos:

$$Y_t^H = e^{a_t} K_t^\theta L_t^{1-\theta}$$

Demanda de trabajo (L_t):

$$w_t = \frac{(1 - \delta) MC_t Y_t^H}{L_t}$$

Demanda de capital (K_t):

$$S_w R_t^K K_t = \vartheta MC_t Y_t^H$$

Costo marginal (MC_t^H):

$$MC_t = \frac{1}{\theta^\theta (1 - \delta)^{1-\theta}} [e^{-a_t} (R_t^K)^\theta W_t^{1-\theta}]$$

Mark-up de bienes finales:

$$t_t^H = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} (1 - \tau^H) MC_t$$

Commodity technology (Y_t^C):

$$Y_t^C = A_{C,t} M_t^\nu$$

Demanda del sector de bienes H (M_t):

$$P_t^C A_{C,t} \nu M_t^{\nu-1} = t_t^H$$

Beneficios del sector de materia prima (Ψ^C):

$$\Psi_t^C = (1 - \tau^C)(1 - \nu) P_t^C Y_t^C$$

Cuenta corriente *LHS* (CA_t):

$$\frac{CA_t}{\bar{Y}} = S_t(D_{t+1}^* - D_t^* + B_{t+1}^{cb,*} - B_t^{cb,*}) - N_{t+1} + N_t$$

Cuenta corriente *RHS* (CA_t):

$$\frac{CA_t}{\bar{Y}} = NX_t + i_{t-1}^* S_t(D_t^* + B_t^{cb,*}) + i_t N_t$$

Net exports (NX_t):

$$NX_t = P_t^C Y_t^C - (1 - \gamma) S_t^{-1} C_t - (1 - \gamma) S_t^{-1} Z_t$$

Precio de los *commodities* en moneda local (P_t^C):

$$P_t^C = S_t P_t^{C,*}$$

Precio de los *commodities* en dólares USD ($P_t^{C,*}$):

$$P_t^{C,*} = \bar{P}^{C,*} + \rho^C (P_{t-1}^{C,*} - \bar{P}^{C,*}) + \varepsilon_t^{C,surprise} + \varepsilon_{t+j}^{C,news}$$

Tasa de interés internacional (i^*):

$$i_t^* = \frac{1}{\beta}$$

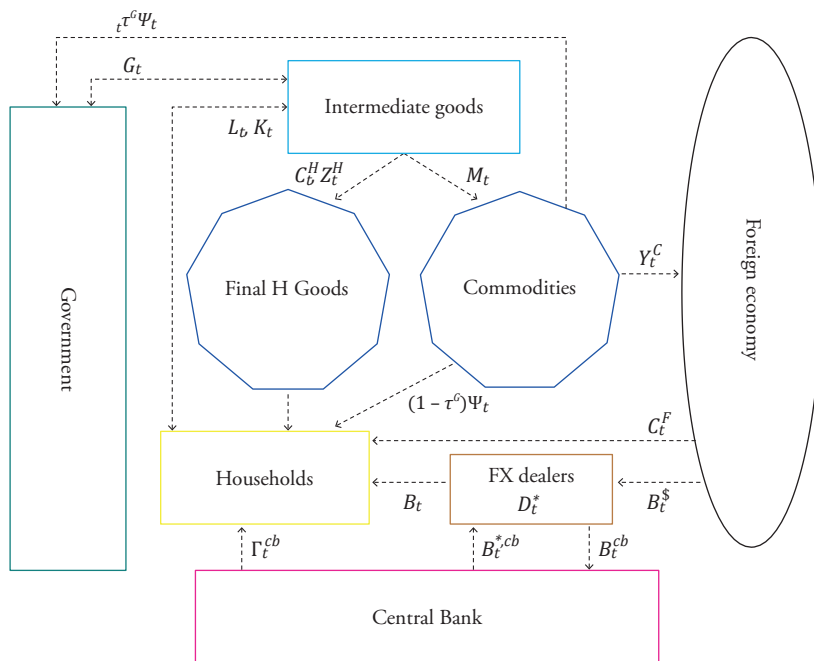
Identidad (t^F):

$$t_t^F = S_t$$

Nivel de precios extranjeros (P^*):

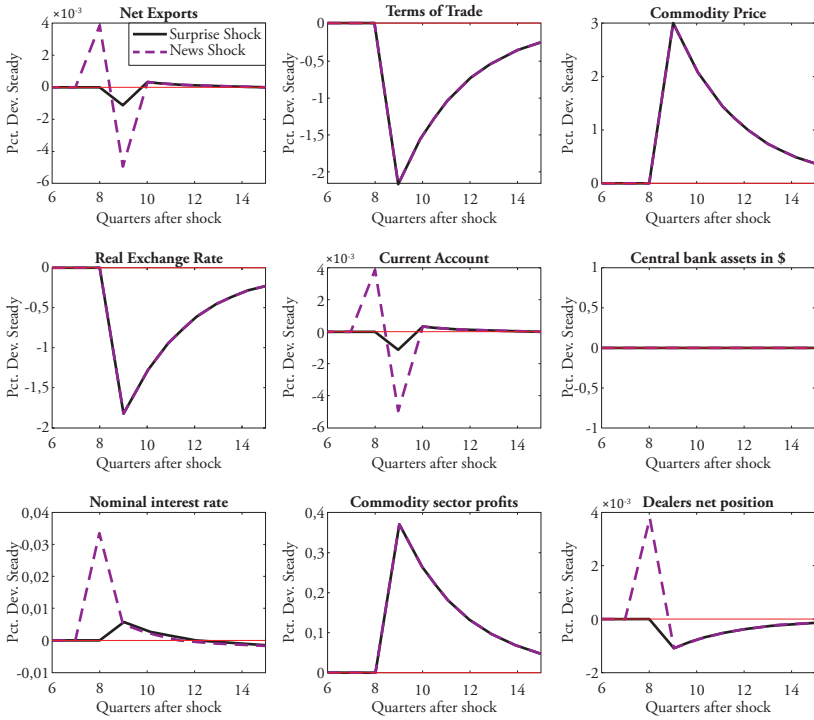
$$P_t^* = 1$$

Anexo 1. Esquema del modelo propuesto (Lázaro-Rebaza)



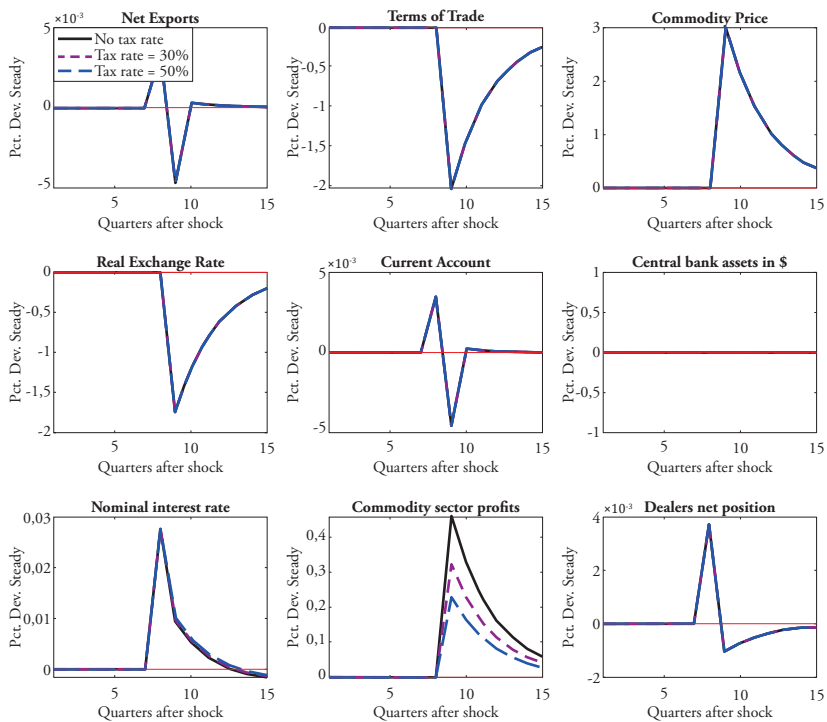
Elaboración propia, 2023.

Anexo 2. Impulso-respuesta ante *shocks* anticipados y no anticipados



Elaboración propia, 2023.

Anexo 3. Impulso-respuesta ante un *news shock* bajo diferentes tasas impositivas



Elaboración propia, 2023.

El efecto de la flexibilización de la contratación pública sobre su eficiencia: evidencia del caso peruano durante la pandemia¹⁴

Matías Gabriel Villalba Ortega

Introducción

La pandemia de COVID-19 ha generado una serie de desafíos sin precedentes en todo el mundo, afectando múltiples aspectos de la vida cotidiana y poniendo a prueba la capacidad de respuesta de las instituciones y sistemas sanitarios, económicos y sociales. Los Gobiernos han enfrentado enormes desafíos para garantizar el suministro de equipo médico esencial, como respiradores y equipos de protección personal, así como para desarrollar y distribuir pruebas y vacunas a gran escala. Además, la pandemia ha impactado profundamente en el empleo, la educación, el comercio y la movilidad de personas, lo que ha llevado a la implementación de políticas y programas de apoyo para mitigar las consecuencias negativas en la población y la economía.

Uno de los consiguientes desafíos consistió en la necesidad de que los Gobiernos realicen contrataciones públicas de manera eficiente para enfrentar la escasez de suministros. Ante la urgencia de adquirir bienes y servicios esenciales, muchos Gobiernos optaron por flexibilizar sus normas de contratación (Gallego, Prem, & Vargas, 2021)¹⁵. De hecho, en los marcos de contratación

¹⁴ 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 2023. Su autor agradece en especial al asesor de este trabajo, el profesor Alberto Chong, así como a los miembros del jurado, profesores Julio Aguirre y José Luis Bonifaz, por sus valiosas observaciones. También al economista Edgar Castro por sus comentarios y aportes durante la elaboración de este trabajo.

¹⁵ Esos autores mencionan ejemplos al respecto en Alemania, Argentina, Australia, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Francia, Hungría, Israel y Nueva Zelanda. Y, para más información sobre la legislación de emergencia alrededor del mundo, proponen revisar el siguiente enlace: <https://www.lexology.com/library/detail.aspx?g=d75c6657-a3f7-4312-b341-7ba8da835fd8>

de muchos países se disponen de causales que permiten el uso de procedimientos de contratación de emergencia más relajados que los ordinarios. Estas reglas generalmente permiten a las autoridades negociar directamente con los potenciales proveedores, sin necesidad de publicación previa ni límites de tiempo, entre otros (OECD, 2020a).

La conveniencia, o inconveniencia, de la discreción burocrática es un tema muy debatido entre profesionales, grupos de reflexión y organismos de control. Si bien abunda la evidencia anecdótica de que la discreción burocrática es negativa para la eficiencia de las contrataciones públicas y, por ello, la contratación directa es comúnmente desalentada por las normas de contratación de muchos países miembros de la OCDE (OECD, 2020b), persiste un debate al respecto en medios académicos. Por un lado, se sostiene que la contratación directa podría incrementar el riesgo de corrupción debido a falta de transparencia y menor supervisión en el proceso de selección de proveedores, que propician prácticas indebidas como el nepotismo o la malversación de fondos públicos. Así, la mayor discreción actuaría como un incentivo para que los funcionarios busquen rentas de forma ilícita; por ejemplo, cuando un funcionario otorga contratos a cambio de una compensación monetaria. Por otro lado, los procedimientos de contratación muy complejos pueden generar despilfarro de recursos que afecten tanto a los contratistas como a los organismos gubernamentales (Bandiera, Prat, & Valletti, 2009). Además, la discreción podría usarse también para reducir costos de transacción, aprovechar mejor la información disponible y negociar mejores precios para el Gobierno (Bajari & Tadelis, 2001; Klein, 1991; Kelman, 2005). Es decir, una mayor discreción también podría venir acompañada de ciertos aspectos positivos, por lo cual el efecto neto de la flexibilización de las normas de contratación pública sería *ex ante* ambiguo en términos de eficiencia.

Ello implica la necesidad de abordar empíricamente la pregunta de si la flexibilización de las normas de contratación durante la pandemia de COVID-19 ha tenido un impacto positivo o negativo sobre la eficiencia de las contrataciones públicas. Sin embargo, pese a la abundancia de evidencia anecdótica y estudios teóricos, existen pocos estudios empíricos que evalúen el efecto neto del aumento de la discreción burocrática, especialmente en contextos de instituciones débiles, como es el caso de América Latina (Carril, 2021; Bandiera *et al.*, 2009).

Lo cual explica que la presente investigación tenga como objetivo evaluar dicho efecto neto utilizando el caso peruano. Porque, durante la pandemia de COVID-19, los organismos gubernamentales peruanos hicieron un mayor

uso de la modalidad de contratación directa y sus funcionarios pudieron seleccionar proveedores discrecionalmente, en lugar de realizar subasta abiertas u otros procesos regulares para otorgar contratos. Ante ello, utilizando datos del portal de acceso abierto del Organismo Supervisor de Contrataciones del Estado (OSCE), implemento aquí dos ejercicios empíricos. El primer ejercicio utiliza datos de compras de bienes estándar y busca estimar el efecto de la flexibilización sobre el precio unitario efectivamente pagado por ellos. El segundo ejercicio toma una muestra grande, de todas las compras de bienes y servicios, y evalúa el efecto de la flexibilización según una métrica alternativa a la del primer ejercicio: el reporte de precios unitarios definidos en los contratos.

La hipótesis de este estudio es que el efecto neto de la flexibilización de las normas de contratación pública fue positivo para el Perú durante la pandemia de COVID-19. Es decir que, pese a los riesgos potenciales que comúnmente se asocian con la discreción burocrática, la flexibilización resultó en la obtención de mejores precios en las compras de los bienes y, además, resultó en un más frecuente reporte de precios unitarios. Así, este estudio hace tres aportes a la literatura especializada en la materia: (i) contribuye al debate en curso sobre la conveniencia de la discreción burocrática en la contratación pública; (ii) propone una forma de medir la eficiencia, a través del reporte de precios unitarios, no empleada por los estudios previos consultados; y (iii) el enfoque metodológico adoptado aquí para la recopilación de datos representa una innovación significativa en la materia.

1. Revisión de literatura

1.1 Riesgos de la discreción burocrática: corrupción e ineficiencia

En la literatura especializada predomina la corriente de pensamiento que plantea que la discreción burocrática en la contratación pública aumenta la corrupción y disminuye la eficiencia en la gestión de los recursos públicos.

Entre los estudios más recientes, se tiene el de Detkova *et al.* (2021), que encuentra que las percepciones de corrupción de compradores y proveedores públicos en Rusia aumentaron significativamente durante la pandemia de COVID-19. Por su parte, Gallego *et al.* (2021) usan datos de Colombia y una metodología de diferencias en diferencias para hallar evidencia de que, durante la pandemia, en promedio, las municipalidades más «corruptas» de Colombia utilizaron las modalidades discrecionales de contratación diferencialmente más que las municipalidades menos «corruptas». Por lo que concluyen que *shocks* negativos como la COVID-19 aumentan tanto el desperdicio en la contrata-

ción como la corrupción¹⁶. Asimismo, Szucs (2023) evalúa el caso de dichas modalidades en Hungría y, mediante un modelo estructural, encuentra que una mayor discreción resulta en una más frecuente selección de contratistas poco productivos, que beneficia a empresas bien conectadas con el partido político en el poder y tiende a aumentar los precios pagados por los contratos.

Estos ejemplos recientes se suman a varios estudios previos, teóricos y empíricos, que llegan a conclusiones consistentes con esta corriente de pensamiento (Baltrunaite *et al.*, 2018; Palguta & Pertold, 2017; Transparency International, 2010; Tran, 2010; Decarolis *et al.*, 2020; Kang & Miller, 2017).

1.2 Beneficios potenciales de la flexibilización regulatoria

No obstante, otra corriente de pensamiento también está presente en la literatura sobre contratación pública. Esta corriente se origina en Kelman (1990), quien sostiene que el exceso de regulaciones en los procesos de contratación genera sobrecarga de tareas e ineficiencias que podrían aumentar mucho los costos de los organismos públicos involucrados.

En línea con esa posición, Bandiera *et al.* (2009) definen los términos de desperdicio activo y desperdicio pasivo en las contrataciones e identifican su rol en la contratación italiana. El primero implica un provecho, directo o indirecto, para el funcionario u organismo a cargo, mientras que el segundo no. El ejemplo más claro y específico de desperdicio activo es el de cualquier acto de corrupción en las contrataciones públicas; mientras que un ejemplo general de desperdicio pasivo sería el resultante de la impericia o inexperiencia del personal a cargo. Los citados autores, aprovechando una medida experimental llevada a cabo en Italia, encontraron que (i) hay una gran variabilidad en el precio que pagan diferentes organismos gubernamentales y que, si todos los organismos pagasen los precios del primer decil, el gasto se reduciría en un 21%; (ii) que las diferencias en los precios pagados se explican por características institucionales y no por variables geográficas o de tamaño del organismo; (iii) que las diferencias en desperdicio pasivo entre los organismos explican una parte importante de las diferencias en los precios que pagan; (iv) que al menos el 82% del desperdicio estimado es pasivo; y (v) que una mayor discreción no generaría más desperdicio activo. Por todo lo cual, dichos autores concluyen sugiriendo que una mayor discreción podría no ser perjudicial y más bien podría ser, en neto, positiva al reducir el desperdicio pasivo sin aumentar (significativamente) el desperdicio activo.

¹⁶ Sin embargo, esos autores reconocen las limitaciones de datos que enfrentó su estudio.

En otro contexto, Carril (2021) analiza cómo las regulaciones de contrataciones públicas en Estados Unidos afectan los incentivos de compradores públicos y proveedores privados. Utilizando un modelo estructural, encuentra que el exceso de escrutinio en el cumplimiento de reglas puede distorsionar el monto de la adjudicación de algunos contratos, e incluso desalentar por completo que otros se lleven a cabo. Además, y aún más importante, encuentra que los contratos sujetos a un mayor escrutinio tienden a tener un peor desempeño. Ante ambos hallazgos, concluye que mucha regulación genera beneficios modestos en comparación con sus costos.

Y Coviello, Guglielmo y Spagnolo (2018) evalúan el efecto causal de una mayor discreción sobre una serie de variables de eficiencia en las contrataciones, mediante una metodología de regresión discontinua. Su principal hallazgo es que una mayor discreción, si bien predice un incremento en la probabilidad de que las mismas empresas ganen licitaciones de forma seguida, no deteriora las medidas de rendimiento que utilizan y que incluso puede llegar a mejorarlas.

Si abordamos lo anterior desde otra perspectiva analítica, el problema de la ambigüedad en el impacto de la discreción planteado por la corriente de pensamiento iniciada por Kelman (1990) puede verse como parte del problema de asignación de autoridad dentro de las organizaciones, analizado por Aghion y Tirole (1997). Desde este marco analítico, Bandiera *et al.* (2021) estudian cómo el cambio en autoridad, entre oficiales de contratación y sus supervisores, afecta al rendimiento de los contratos, medido a través de los precios. Esos autores encuentran, mediante un experimento aleatorio, que una mayor autonomía por parte de los oficiales reduce los precios en un 9% en promedio, en señal de que una mayor discreción no es perjudicial. Otros estudios con hallazgos alineados con esta corriente de pensamiento son el de Bajari y Tadelis (2001) y el de Klein (1991).

En resumen, la literatura especializada en contratación pública presenta dos corrientes de pensamiento principales sobre la discreción burocrática y su impacto en la eficiencia. Mientras que algunos estudios respaldan la idea de que una mayor discreción conduce a una mayor corrupción y menor eficiencia, otros argumentan que el exceso de regulación y escrutinio pueden resultar contraproducentes y que podría ser beneficiosa la flexibilización de normas.

Aun así, en vista de que el diseño y el funcionamiento de los sistemas de contratación siguen siendo áreas relativamente poco estudiadas de la actividad gubernamental (Carril, 2021), y del poco consenso existente acerca del efecto neto de la discreción burocrática, se justifica que la presente investigación

aborde esta problemática desde diferentes perspectivas y con metodologías nuevas y rigurosas. En particular, mediante dos ejercicios empíricos con perspectivas diferentes.

Como se verá más adelante, abordaré el desafío que representa la precisa definición y medición del concepto de eficiencia en la contratación pública. Varios de los estudios mencionados sufren de limitaciones *a priori* debido a la forma de medir la eficiencia que proponen. Por ello, presentaré dos formas distintas de medir eficiencia, una para cada ejercicio empírico. La primera es comúnmente utilizada por los autores ya citados: la medición de la eficiencia a través de los precios unitarios de los contratos. Mientras que la segunda es un aporte del presente estudio porque no figura en los estudios académicos consultados, y consiste en la medición de eficiencia a través del correcto reporte de precios unitarios en los contratos.

Pero, antes de presentar el respectivo marco analítico y metodológico, conviene resumir lo que se conoce del caso peruano en materia de compras públicas.

1.3 Las compras públicas en el Perú

Que sepamos, para el caso peruano no existe un estudio enfocado en identificar el efecto neto de una flexibilización de las normas de contratación pública. El único estudio encontrado aborda un tema adyacente. Es el de Cusato (2022), quien construye sobre los aportes de Bandiera *et al.* (2009) respecto al rol de los desperdicios pasivo y activo en la contratación pública, buscando identificar si los sobrepagos o pérdidas en las compras públicas del Perú son principalmente de naturaleza activa o pasiva.

Nuestro estudio, si bien está centrado en identificar el efecto neto de la flexibilización y no el rol de cada tipo de desperdicio, rescata aportes valiosos del trabajo de Cusato (2022). Principalmente su modelo teórico, que adaptamos para nuestros propósitos, como se verá más adelante. También rescatamos su descripción del sistema de contratación en el Perú, donde existen distintas modalidades de contratación pública, cada una con sus propias regulaciones y procedimientos: la licitación pública, que se aplica para compras con un valor mayor de S/ 400 000; la adjudicación simplificada, para compras de entre S/ 40 000 y S/ 400 000; la subasta inversa electrónica, para la compra de bienes que cuentan con una ficha técnica; y la contratación directa, para la cual tienen que cumplirse ciertos requisitos especiales (Cusato, 2022).

En la normativa actual se contemplan 13 supuestos¹⁷ bajo los cuales las entidades estatales pueden realizar contrataciones directas sin estar obligadas a llevar a cabo un proceso competitivo¹⁸, tales como los supuestos de situación de emergencia, contratación entre entidades, situación de desabastecimiento, proveedor único, entre otros. El supuesto central para nuestro estudio es el de situación de emergencia, el cual comprende cuatro causales: (a) acontecimiento catastrófico, (b) situaciones que afecten la defensa o seguridad nacional, (c) situaciones que supongan el grave peligro de que ocurran las anteriores y (d) emergencia sanitaria.

En efecto, el 26 de abril de 2020, el OSCE determinó que la pandemia de COVID-19 representa un acontecimiento catastrófico¹⁹ acorde con el causal (a) del supuesto de situación de emergencia. El cual, por ser un causal de contratación directa, implicó un permiso para que cualquier entidad pública contrate de manera inmediata bienes y servicios a fin de atender los requerimientos generados por la pandemia. Y el Gobierno peruano también declaró, mediante el D. S. 008-2020-SA, que el país se encontraba en estado de emergencia sanitaria y otorgó autoridad al Ministerio de Salud (Minsa) para que determine qué bienes y servicios serían necesarios a fin de controlar los efectos de la pandemia. De esta forma, se habilitó el supuesto (d) de emergencia sanitaria, y la realización de las respectivas contrataciones directas fue permitida al Minsa, al Instituto Nacional de Salud y al Seguro Social de Salud (Essalud) (Mori, 2022).

Así, se facilitó la contratación directa durante la pandemia, y el uso de esta modalidad parece haber sido muy impulsado por esas medidas. Mori (2022) elaboró una tabla con datos del OSCE, donde muestra la cantidad de procesos de contratación directa y los montos agregados de dicha modalidad desde 2018 hasta 2022. En la tabla 1, se observa claramente que, entre el año 2019 y 2020, la cantidad de procesos de contratación directa más que se triplicó y los montos anuales agregados aumentaron en un factor igual de considerable.

¹⁷ Artículo 27 de la Ley N.º 30225, Ley de Contrataciones del Estado, publicada el 11 de julio de 2014. https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/105211/Ley_30225_Ley_de_contrataciones-julio2014.pdf

¹⁸ En la normativa anterior solo se contemplaban seis causales, mencionadas en el artículo 20 del Decreto Legislativo N.º 1017, Ley de Contrataciones del Estado, publicado el 4 de junio del 2008 (Mori, 2022).

¹⁹ En el Comunicado N.º 011-2020: Orientaciones de la Dirección Técnica Normativa respecto del alcance de la normativa de contrataciones en el marco del Estado de Emergencia Nacional (Mori, 2022).

Tabla 1
Número de procesos de contratación directa y montos adjudicados agregados
(millones de S/)

2018		2019		2020		2021		2022	
N.º de procesos	Monto	N.º de procesos	Monto	N.º de procesos	Monto	N.º de procesos	Monto	N.º de procesos	Monto
2236	2648,6	2811	2816,3	9354	6786,7	6350	5862,5	1430	1294,4

Fuente: Mori (2022).

2. Marco analítico

Formulamos el problema teórico abordado por nuestra estrategia empírica adaptando ligeramente los modelos propuestos por Bandiera *et al.* (2009) y Cusato (2022).

Similarmente a Cusato (2022), planteamos que el problema general enfrentado por una unidad ejecutora (UE)²⁰ al realizar una compra del bien g en el período $t = 0$ (antes de la flexibilización de regulaciones) es:

$$v_{igt} = \max_{b_{igt}} \{ -p_{igt} - d_{igt} + \beta_i \ln(b_{igt}) \}$$

$$s.a. \quad p_{igt} = \alpha_b b_{igt} + \alpha_\mu \mu_i \quad d_{igt} = \lambda_\mu \mu_i$$

Lo más importante de esa especificación es que la UE percibe una desutilidad creciente conforme aumentan el precio p_{igt} del bien comprado y la duración d_{igt} del proceso de compra, mientras que percibe utilidad de los beneficios privados b_{igt} que ilícitamente recibe por coimas, malversación de fondos, etc. La disyuntiva para la UE se observa en que p_{igt} también se encuentra en función de dichos beneficios, con lo cual la UE tiene que elegir un b_{igt}^{pre} de equilibrio que da lugar a un precio de equilibrio p_{igt}^{pre} . El parámetro β_i captura la propensión, propia a la UE analizada, a cometer actos ilícitos como los ya mencionados.

E incluimos en la especificación, al igual que Cusato (2022), el factor de duración del proceso, pues este puede ser muy relevante en la decisión a favor de la contratación directa.

Para resolver el problema de maximización, la UE igualará su costo y beneficio marginales resultantes de la elección de percibir beneficios privados ilícitamente, tal que:

²⁰ Cusato (2022) utiliza esta terminología para referirse a una institución pública que tiene un RUC único.

$$-\frac{\partial p_{igt}^{pre}}{\partial b_{igt}} + \beta_i \frac{\partial \ln(b_{igt})}{\partial b_{igt}} = 0$$

Donde el primer factor de la ecuación corresponde al costo marginal y el último, al beneficio marginal. De ahí se obtendrá el beneficio privado y precio de equilibrio:

$$b_{igt}^* = \beta_i / \alpha_b \quad p_{igt}^* = \beta_i + \alpha_\mu \mu_i$$

Por otro lado, en $t = 1$ (una vez flexibilizadas las normas de contratación) la UE deberá elegir si realiza el proceso de compra por una modalidad competitiva o por la modalidad de contratación directa (CD). La UE elegirá la modalidad de contratación que le genere más utilidad. La utilidad por comprar mediante una modalidad competitiva es V_{igt}^{comp} , mientras que la utilidad de comprar por CD es V_{igt}^{dir} . En términos del modelo, la UE elegirá:

$$v_{igt}^{post} = \max \{V_{igt}^{comp}, V_{igt}^{dir}\}$$

Si realiza un proceso competitivo, la UE i tendrá un problema muy parecido al problema formulado en $t = 0$.

$$\begin{aligned} V_{igt}^{comp} &= \max_{b_{igt}} \{ -p_{igt}^{post} - d_{igt}^{post} + \beta_i \ln(b_{igt}) \} \\ \text{s.a.} \quad p_{igt}^{post} &= \tilde{\alpha}_b b_{igt} + \tilde{\alpha}_\mu \mu_i^{comp} \quad d_{igt} = \tilde{\lambda}_\mu \mu_i^{comp} \end{aligned}$$

Sin embargo, es importante resaltar los cambios de notación en varios de los parámetros, debido a que la relación entre las variables podría verse afectada por la flexibilización misma. También es importante notar que ahora se tiene un nivel de ineficiencia μ_{igt}^{comp} específico para la modalidad competitiva. Similarmente al caso de preflexibilización, tendremos:

$$b_{igt}^* = \beta_i / \tilde{\alpha}_b \quad p_{igt}^* = \beta_i + \tilde{\alpha}_\mu \mu_i^{comp}$$

Mientras que, si la UE realiza un proceso de compra por CD, se tendrá:

$$\begin{aligned} V_{igt}^{dir} &= \max_{b_{igt}} \{ -p_{igt}^{post} - d_{igt}^{post} + \beta_i \ln(b_{igt}) + h(b_{igt}) \} \\ \text{s.a.} \quad p_{igt}^{post} &= \tilde{\alpha}_b b_{igt} + \tilde{\alpha}_\mu \mu_i^{dir} \quad d_{igt} = \tilde{\lambda}_\mu \mu_i^{dir} \quad h(b_{igt}) = (1 - \phi) b_{igt} \end{aligned}$$

El mayor cambio en este caso es la incorporación de un factor adicional en la ecuación de maximización. La función $h(b_{igt})$ captura el hecho de que la probabilidad de ser fiscalizado es mucho menor cuando se realiza una contratación directa, por lo que entra de forma positiva en la función de utilidad

de la UE. En su formulación, el parámetro ϕ captura la probabilidad de ser fiscalizado dado un nivel de beneficios privados.

Para resolver el problema de maximización, la UE igualará su costo y beneficio marginales resultantes de la elección de percibir beneficios privados ilícitamente, tal que:

$$-\frac{\partial p_{igt}^{post}}{\partial b_{igt}} + \beta_i \frac{\partial \ln(b_{igt})}{\partial b_{igt}} + \frac{\partial h(b_{igt})}{\partial b_{igt}} = 0$$

Donde el primer factor de la ecuación corresponde al costo marginal y los otros dos, al beneficio marginal. De lo que se tendrán los siguientes beneficio privado y precio de equilibrio:

$$p_{igt}^* = \beta_i / (\tilde{\alpha}_b - (1 - \phi)) \quad p_{igt}^* = \frac{\tilde{\alpha}_b}{\tilde{\alpha}_b - (1 - \phi)} \beta_i + \tilde{\alpha}_\mu \mu_i^{dir}$$

Si comparamos los niveles de beneficio privado entre las dos modalidades, puede notarse rápidamente que, asumiendo $\tilde{\alpha}_b = \alpha_b$, la UE elegirá la contratación directa si prefiere percibir un mayor beneficio privado. Esto predice lo planteado por gran parte de la literatura consultada: que una flexibilización de las regulaciones genera corrupción en las contrataciones.

Pero la predicción más importante del modelo formulado aquí es la resultante de comparar precios de equilibrio entre las dos modalidades de contratación. Si se asume que $\tilde{\alpha}_\mu = \alpha_\mu$ y que $\mu_i^{dir} = \mu_i^{comp}$, se podría pensar, dado $\frac{\tilde{\alpha}_b}{\tilde{\alpha}_b - (1 - \phi)} > 1$, que en la modalidad de contratación directa se tiene un mayor precio de equilibrio. Sin embargo, al entender μ como el desperdicio pasivo planteado por Bandiera *et al.* (2009) y posteriores estudios en la misma corriente de pensamiento, se puede sostener que la contratación directa podría traer consigo un nivel de desperdicio pasivo menor que el de contrataciones competitivas. Así, el efecto neto de cambiar de modalidad de contratación sobre el precio pagado por el bien será incierto y dependerá de si la reducción en desperdicio pasivo pueda compensar el aumento en riesgo de corrupción.

$$p_{igt}^* = \frac{\tilde{\alpha}_b}{\tilde{\alpha}_b - (1 - \phi)} \beta_i + \tilde{\alpha}_\mu \mu_i^{dir} \quad \text{vs.} \quad p_{igt}^* = \beta_i + \tilde{\alpha}_\mu \mu_i^{comp}$$

Cabe resaltar también el rol que cumple la duración del proceso, la cual dependerá de la modalidad de contratación que se haya preferido. Ya que la UE puede tener una verdadera preocupación por remediar las urgencias de

suministros a nivel nacional, y elegir la modalidad directa porque su menor nivel de pérdida pasiva (μ^{dir}) resulta en una compra mucho más rápida.

3. Metodología

3.1 Desafíos en la medición de eficiencia

Para evaluar empíricamente el efecto de una mayor discreción burocrática sobre la eficiencia en las contrataciones públicas, es imperativo contar con una definición bien acotada de eficiencia. Sin embargo, medir la eficiencia de las compras públicas es un desafío. Fazekas y Czibik (2021) sugieren mediciones basadas en cuatro pilares: (i) transparencia, (ii) competencia, (iii) eficiencia administrativa y (iv) control de la corrupción. Pero su propuesta sobre cómo medir estos pilares utilizando datos administrativos no siempre es sencilla, y asume implícitamente que los procesos competitivos y la discreción limitada producen compras públicas más eficientes. Algo similar sucede con las propuestas de otros autores como Schultz y Søreide (2008) y Gallego *et al.* (2021).

3.2 Precios unitarios en contratos como medida de eficiencia

En particular, es necesaria una métrica no sesgada *ex ante* por la suposición de que discreción equivale a ineficiencia. Una opción es medir la eficiencia a través de los precios unitarios de los productos materia de los contratos, como hacen Best, Hjort y Szakonyi (2017). Sin embargo, dadas las diferentes unidades de medida dentro del gran conjunto de bienes y servicios que los Gobiernos compran, tomar esos precios unitarios plantea problemas de agregación de productos que sesgarían nuestra estimación. Una solución práctica es realizar el ejercicio sobre una muestra de productos estandarizados y homogéneos, cuyas diferencias en precios puedan ser atribuidas a las diferencias en el desperdicio, sea de carácter activo o pasivo, en sus respectivos procesos de contratación.

Y está el hecho de que las interrupciones ocasionadas por la pandemia afectaron a todas las modalidades de contratación, mientras que la flexibilización de las normas impactó principalmente en la modalidad de contratación directa. Por ello, una comparación de los precios entre ambas modalidades antes de y durante la pandemia, sería una manera más adecuada de estimar el efecto del cambio en regulación. En línea con ello, nuestra estimación principal es un modelo de datos de panel que incluye efectos fijos a nivel de UE.

Así, para el contrato i , firmado por la UE j y el proveedor con la fecha de firma t , se tiene:

$$\text{precio}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{flex}_t + \beta_2 \text{CD}_i + \beta_3 \text{flex}_t \times \text{CD}_i + \beta_4 x_i + \beta_5 e_{vj} + EF_j + \text{mes}_t + \text{item}_u + \epsilon_{ijtv}$$

Donde $\text{CD}_i = 1$ cuando se elige la CD y cero de otro modo; x_i son características del contrato, como sus montos totales; e_{vj} son características del proveedor, como una *dummy* indicando si existía o no una relación comercial entre la UE y el proveedor en el período prepandemia ($t = 0$); item_u es una *dummy* de producto; $\text{flex}_t = 1$ para el período de pandemia, cuando se dio la flexibilización, y cero de otro modo; EF_j son efectos fijos de UE; mes_t es un *set* de *dummies*, una para cada mes en la muestra; y ϵ_{ijtv} es un término de error.

3.3 Reporte de precios unitarios como medida de eficiencia

Nuestro segundo ejercicio empírico tiene en cuenta que, en los datos administrativos sobre contrataciones, suele haber un porcentaje de contratos sin un reporte claro de los respectivos precios unitarios. Ello implica que cualquier estimación basada en esos precios tendría un alcance limitado y estaría condicionada a que las entidades los hayan reportado correctamente. Lo cual es muy importante, pues no registrar claramente los precios contractuales podría ser una decisión estratégica de los funcionarios si estos desean ocultar anomalías o actos de corrupción.

Lo anterior puede ser formalizado mediante un modelo de *rent-seeking* basado en el modelo Becker-Stigler, presentado en el anexo 1. De este modo, el hecho de no reportar precios unitarios, o de reportarlos opacamente, puede brindar una métrica de eficiencia. Especialmente porque la falta de transparencia puede servir para limitar la rendición de cuentas, ocultar sobrecostos y evitar ser castigado; todo lo cual afectaría la eficiencia en las contrataciones.

De hecho, Nischal (2021) emplea una lógica similar para respaldar su uso de transparencia como *proxy* de eficiencia. Pero su medida de transparencia no es la más adecuada para el presente estudio porque utiliza la completitud del reporte de información en los procesos de contratación como medida de transparencia, cuando en realidad dicha completitud solo refleja el cumplimiento de procedimientos establecidos que podrían o no ser eficientes. Basta con reconocer que frecuentemente los Gobiernos solicitan el reporte de una enorme cantidad de información, que muchas veces es redundante o irrelevante, para darnos cuenta de que al usar esta medida estaríamos cometiendo un error. Es mejor considerar como una prueba más directa de falta de transparencia e ineficiencia al hecho de que un contrato no provea suficiente información para poder inferir el precio unitario de un bien o servicio.

Por ello, complementariamente, utilizamos el siguiente modelo de efectos fijos:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 flex_t + \beta_2 CD_i + \beta_3 flex_t \times CD_i + \beta_4 x_i + \beta_5 e_{vj} + EF_j + mes_t + \epsilon_{ijt}$$

Donde la única diferencia con la primera especificación está en la variable dependiente, que ahora es una *dummy* construida manualmente para indicar si un contrato reporta o no precios unitarios claramente definidos. En este caso ya no es necesario controlar por cada bien estándar y homogéneo, porque no hay problemas de unidades de medida ni de agregación.

3.3.1 ¿Por qué algunos contratos no tienen precios unitarios claramente definidos?

En el Perú, las regulaciones de contratación no estandarizan los contratos por completo y ello lleva a que existan contratos, incluso cuando resultantes de procesos competitivos, que no tienen precios unitarios claramente definidos. Algunos ejemplos de contratos donde ello puede ocurrir son:

- **Compras en paquete.** En estos contratos, los bienes se compran en conjunto, como un solo paquete, y solo se reporta el precio del paquete, mas no de sus componentes. Por ejemplo, un contrato que tramita «kits escolares» puede que no reporte el precio o la cantidad individual de cada ítem que incluye.
- **Contratos de abastecimiento.** Los cuales cuentan con un presupuesto o período fijo, pero no especifican una lista de precios para cada bien. Este tipo de contrato es comúnmente usado para comprar bienes de una categoría relativamente acotada, como «suministros de oficina» o «suministros de mantenimiento». En estos contratos, el proveedor entrega los bienes a medida que estos sean necesitados hasta que el período del contrato se cumple o se llegue a copar el presupuesto.
- **Archivos no disponibles.** En las bases de datos abiertos que incluyen enlaces web por contrato para cada proceso del sistema de contratación pública, muchas veces es imposible visualizar los archivos. Esto puede darse porque dicho enlace no funciona, o porque el archivo descargado está corrupto y no puede abrirse.
- **Contratos ilegibles.** Incluso cuando no ocurren los casos anteriores, es común que los contratos registrados en la base de datos tengan archivos escaneados sin una resolución suficiente para ser leídos y analizados.

4. Análisis de resultados

4.1 Fuentes de información

4.1.1 Datos abiertos del OSCE

Del Portal de Datos Abiertos del OSCE²¹, utilicé las bases anuales de contratos, de datos de la adjudicación y de datos de convocatoria o invitación. La primera contiene información específica de los contratos registrados por las entidades adjudicantes, como: fecha de suscripción, enlace electrónico al contrato, e ítem específico por ser adquirido²². La segunda contiene información sobre las adjudicaciones, como: datos del proveedor, y valor adjudicado. Y la tercera contiene la información sobre los procesos de contratación adjudicados, como: convocatorias o invitaciones, datos sobre la entidad convocante, el objeto contractual, el sistema de contratación, etc. Estas tres bases abarcan los años 2018 a 2023. Tras unir las bases, dispuse de una base integrada a nivel de ítem comprado según cada contrato, que sirvió como base principal para los ejercicios empíricos.

4.1.2 Catalogo Único de Bienes, Servicios y Obras (Cubso)

También utilicé la base del Cubso publicada por el OSCE, que contiene una cantidad masiva de códigos de productos a un nivel muy detallado, que permiten contar con categorías precisas de los ítems contratados presentes en la base principal. La utilicé para poder controlar, en el ejercicio de precios unitarios, por las diferentes unidades de medida de los productos comprados, pues el nivel de detalle es tal que identifica las cantidades por diferentes presentaciones de un mismo producto, así como la marca, la composición, etc. También la utilicé para identificar los ítems correspondientes a subsectores específicos, como utensilios médicos o medicamentos.

4.1.3 Natural language processing (NLP) y large language model (LLM)

Es sumamente importante resaltar que la base principal que he unificado, si bien cuenta con los valores contratados por ítem y totales por contrato, no tiene una manera consistente de identificar precios unitarios para cada ítem.

²¹ <https://bi.seace.gob.pe/pentaho/api/repos/%3Apublic%3Aportal%3Adatosabiertos.html/content?userid=public&password=key>

²² Cabe resaltar que para un solo contrato es usual tener múltiples ítems por adquirir, por lo que el análisis que vamos a hacer no es a nivel de contrato, sino a nivel de ítem comprado.

Por ello, para poder construir la variable dependiente en los ejercicios empíricos, ya sea el precio numérico o el indicador de reporte de precio unitario, fue necesario extraer precios unitarios de los archivos de contrato.

Con tal fin, primero realicé una descarga masiva de contratos, utilizando los respectivos enlaces provistos por el portal del OSCE. Pero, al llevar a cabo el *web scraping*, se encontró que un porcentaje de los enlaces no funcionaba. Ante ello, procedí a registrar los contratos sin posibilidad de descarga para considerarlos en el análisis como sin reporte de precios unitarios por falta de publicación. Lo cual implica una mayor falta de transparencia, pues un proceso que no publica el contrato resultante es aún menos transparente que uno que publica sin reportar precios unitarios claramente.

Además, debido a que hubiese costado y durado mucho realizar una inspección y extracción manual de la información existente en la gran cantidad de contratos descargados, el procesamiento de lenguaje natural (NLP) resultó una opción preferible en términos de eficiencia y asequibilidad económica. A través de un sistema de reconocimiento óptico de caracteres (OCR), se extrajo el texto de cada contrato descargado²³ para luego procesarlo. En este punto, me topé con una porción pequeña de archivos descargados que no se pudo abrir por encontrarse corruptos o vacíos; y para estos casos apliqué un tratamiento similar al mencionado arriba.

Una vez extraídos los textos, seleccioné una muestra aleatoria de 300 contratos e hice una revisión manual de los precios unitarios, a fin de realizar el *fine-tuning*²⁴ de un modelo grande de lenguaje (LLM)²⁵. En su página web, OpenAI explica que este *fine-tuning* permite mejorar la calidad de los resultados, la consistencia en formato de las respuestas del modelo, e incluso reducir los costos de procesamiento mediante un menor requerimiento de ejemplos en el comando. También señala que este proceso funciona particularmente bien cuando se quiere identificar y extraer características o medidas específicas de un texto con respuestas estructuradas.

Con ayuda del LLM, una vez listo, extraje los precios unitarios en la muestra de contratos y, así, conseguí las sendas variables dependientes de las dos regresiones principales.

²³ Recurrí al OCR porque un gran porcentaje del total de contratos está en archivos escaneados en formato imagen.

²⁴ En pocas palabras, dicho proceso de *fine-tuning* consiste en proporcionarle pares de comando-respuesta «óptimas» a un modelo previamente entrenado para que se entrene adicionalmente con esos pares.

²⁵ Se hizo el *fine-tuning* sobre el modelo provisto por el API de OpenAI: GPT-3.5 Turbo.

4.2 Resultados principales

4.2.1 Reporte de precios unitarios

La tabla 2 resume los resultados principales del ejercicio de reporte, el cual fue realizado sobre una muestra aleatoria de 5000 contratos que proporcionó 7199 observaciones de adquisición de bienes y servicios. La regresión antes formulada en la sección de metodología fue estimada mediante tres especificaciones o modelos diferentes. Por ejemplo, mientras que el modelo 3 tiene la forma propuesta en nuestra metodología, el modelo 1 tiene la forma típica de un análisis empírico utilizando el método de diferencias en diferencias. Al comparar sus resultados, se observa que la flexibilización de las normas de contratación tuvo un efecto significativo en la probabilidad de que se reporten precios unitarios.

Tabla 2
Regresión modelo de reporte

Variable dependiente: Reporte de precios unitarios	Modelo		
	[1]	[2]	[3]
Pandemia	-0,249*** (0,011)	-0,264*** (0,011)	--
CD (contratación directa)	-0,318*** (0,039)	-0,301*** (0,037)	-0,160*** (0,036)
Pandemia x CD	0,280*** (0,043)	0,301*** (0,041)	0,181*** (0,042)
Constante	0,872*** (0,006)	0,189*** (0,045)	0,283** (0,122)
Controles	N	Y	Y
Efectos fijos de entidad	N	N	Y
Efectos fijos temporales	N	N	Y
Número de observaciones	7199	7198	7198
R ² ajustado	8,45	11,21	28,26

Notas. La variable dependiente es una *dummy* que indica si el precio unitario del ítem comprado fue reportado en el contrato. Las variables incluidas como controles de contrato son el monto total contratado y el sistema de contratación. Los errores estándar fueron calculados mediante un *bootstrap* bayesiano de 300 repeticiones. **p<0,05, ***p<0,01.

Fuente: datos en el portal del OSCE, años 2018-2023. Elaboración propia, 2023.

Específicamente, en el período prepandemia, la probabilidad de reporte de precios unitarios para los contratos adjudicados mediante procesos competitivos era del 87%, mientras que era un 32% menor para los contratos obtenidos por contratación directa. En cambio, la llegada de la pandemia –y la consiguiente flexibilización de normas– se vio asociada con una disminución significativa –del 25%– en la probabilidad de reporte para los contratos competitivos, pero con un incremento de esta probabilidad para los contratos asignados por contratación directa. Así, la incidencia de reporte bajó del 87 al 62% para los contratos competitivos, y subió del 55 al 58% para los adjudicados por contratación directa.

En síntesis, la flexibilización de normas de contratación tuvo un efecto divergente en el reporte precios unitarios: mientras que para los contratos directos se observó un aumento en la probabilidad de reporte de aproximadamente un 3%, los contratos competitivos experimentaron una reducción del 25%. Resulta así que la diferencia en el cambio de la probabilidad de reporte entre las dos modalidades fue de 28 puntos porcentuales; una diferencia significativa sin duda. Estos resultados respaldan nuestra hipótesis, y se mantienen incluso tras añadir variables de control en los modelos 2 y 3, y efectos fijos de entidad y tiempo en el modelo 3.

Prueba de falsificación

Luego, apliqué una prueba de robustez para el modelo 3, utilizando únicamente la porción prepandemia de la muestra y corriendo el mismo modelo, pero haciéndolo interactuar no con la *dummy* pandemia original (que tomaba el valor de 0 cuando el contrato fue adjudicado antes de 2020 y de 1 luego), sino varias veces con distintas *dummies* fijadas arbitrariamente en diferentes fechas del período prepandemia. Es decir, con diferentes versiones de una «*dummy* de falsificación», así llamada porque corresponde al período sin flexibilización de normas.

Ello para comprobar si, en los puntos de quiebre situados en fechas sin reforma, eran diferentes o no los efectos entre ambas modalidades de contratación. Ya que un indicio de la veracidad de nuestros resultados sería que, para cualquier especificación de la *dummy* de falsificación, se observara que la interacción del modelo no es significativa, en señal de la inexistencia de dichos efectos diferenciados. Lo cual efectivamente se observa en la tabla 3, y representa un indicio de que la estimación del modelo principal encuentra un efecto causal.

Tabla 3
Prueba de falsificación

Variable dependiente: Reporte Fecha de <i>dummy</i> temporal (quiebre)	Coficiente	p-Value
[1] Ene. 2019	0,020 (0,050)	0,6854
[2] Feb. 2019	0,020 (0,050)	0,6854
[3] Mar. 2019	-0,005 (0,050)	0,9132
[4] Abr. 2019	0,008 (0,050)	0,8799
[5] May. 2019	-0,065 (0,051)	0,2041
[6] Jun. 2019	0,001 (0,053)	0,9886
[7] Jul. 2019	-0,017 (0,053)	0,7518
[8] Ago. 2019	-0,038 (0,064)	0,5534
[9] Sep. 2019	0,095 (0,076)	0,2098
[10] Oct. 2019	0,104 (0,086)	0,2269
[11] Nov. 2019	0,121 (0,115)	0,2937
Controles	Y	--
Efectos fijos de entidad	Y	--
Efectos fijos temporales	Y	--
Número de observaciones	3164	--
R ² ajustado	43,72	--

Notas. Aquí se observa la insignificancia estadística ($p > 0,1$) de la interacción entre la *dummy* de falsificación y la de contratación directa, para cualquier especificación de la *dummy* temporal durante el período de pretratamiento (cada fila corresponde a una regresión con diferente especificación de dicha variable, que en el modelo principal llamamos Pandemia). Lo cual indica que, durante el pretratamiento, no se encontraron diferencias significativas en el reporte entre contratos competitivos y directos. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Fuente: datos en el portal del OSCE. Elaboración propia, 2023.

Prueba de tendencias paralelas

También realicé una prueba de tendencias paralelas convencional, donde, en lugar de la interacción entre contratación y *dummy* de pandemia, se interactuó contratación con una variable de tiempo referida a años previos a la pandemia. Para tener evidencia de que se cumple el supuesto de tendencias paralelas, deberíamos ver insignificancia de la segunda forma de interacción.

Tabla 4
Prueba de tendencias paralelas

Variable dependiente: Reporte	Modelo [1]
2018Q2 x CD	0,012 (0,329)
2018Q3 x CD	-0,260 (0,306)
2018Q4 x CD	-0,378 (0,302)
2019Q1 x CD	-0,640* (0,337)
2019Q2 x CD	-0,376 (0,320)
2019Q3 x CD	-0,218 (0,305)
2019Q4 x CD	-0,275 (0,313)
Controles	Y
Efectos fijos de entidad	Y
Efectos fijos temporales	Y
Número de observaciones	7198
R ² ajustado	28,87

Notas. Aquí se observa baja significancia estadística de las interacciones entre las *dummies* temporales pre-pandemia y la *dummy* de contratación directa, durante todo el horizonte temporal de la muestra. *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01.

Fuente: portal del OSCE. Elaboración propia, 2023.

La tabla 4 muestra los resultados de esta prueba. Ahí se observa que todas las estimaciones con la segunda interacción resultaron no significativas al 95% de confianza, evidenciándose el cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas.

Heterogeneidad de efectos en el modelo de reporte

Adicionalmente, llevé a cabo un análisis detallado de la heterogeneidad de efectos. Para ello, utilicé el modelo completo, implementándolo sobre submuestras categorizadas por el subsector del contrato. Con un enfoque en contratos del sector salud, específicamente en sus sectores correspondientes a los subsectores de servicios de mantenimiento (de infraestructura o equipos) y médicos, así como a la adquisición de medicamentos y de utensilios o equipos médicos.

Tabla 5
Efectos heterogéneos: subsector

Var. dependiente: Reporte	Servicios		Bienes	
	Mantenimiento	Médicos	Medicamentos	Utensilios
CD (contratación directa)	-0,118 (0,104)	1,811*** (0,250)	-0,029 (0,041)	-1,008*** (0,112)
Pandemia x CD	0,069 (0,101)	-1,773*** (0,345)	-0,008 (0,062)	1,031*** (0,121)
Constante	0,255 (0,453)	0,906*** (0,119)	0,348 (0,339)	0,214** (0,098)
Controles	Y	Y	Y	Y
Efectos fijos de entidad	Y	Y	Y	Y
Efectos fijos temporales	Y	Y	Y	Y
Número de observaciones	327	102	3650	903
R ² ajustado	44,25	84,37	27,71	29,12

Notas. La variable dependiente es una *dummy* que indica si el precio unitario del ítem comprado fue reportado en el contrato. Las variables incluidas como controles de contrato son el monto total contratado y el sistema de contratación. Se tomó la existencia de un previo historial transaccional entre el proveedor y la entidad como control de proveedor. La categoría de subsector es según la clasificación del Cubso. Los errores estándar fueron calculados mediante un *bootstrap* bayesiano de 300 repeticiones. *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01. Fuente: datos en el portal del OSCE, años 2018-2023. Elaboración propia, 2023.

Los resultados de este análisis, mostrados en la tabla 5, revelan marcadas diferencias en el efecto identificado según el subsector del contrato. En primer lugar, para la contratación de servicios, no se identificó ningún efecto significativo sobre el reporte de servicios de mantenimiento; mientras que

para servicios médicos se encontró un efecto negativo que contrasta con las estimaciones principales. En segundo lugar, para la adquisición de bienes, no se encontró un efecto significativo sobre el reporte de la adquisición de medicamentos, mientras que sí para la adquisición de utensilios y equipo médico.

4.2.2 Precios unitarios de bienes

Se realizó este análisis sobre una submuestra de la muestra de reporte, donde solo se consideraron los contratos para adquisición de bienes que reportaron precios. También se limitó la submuestra a los bienes que adquiridos tanto antes como después de la pandemia. La tabla 6 muestra los principales resultados de este ejercicio sobre precios unitarios de bienes estandarizados; en el cual, al igual que en el ejercicio anterior, se tomaron diferentes especificaciones y variaciones del modelo planteado en la sección de metodología.

Tabla 6
Regresión modelo de precios unitarios

Variable dependiente: precios unitarios	Modelo		
	[1]	[2]	[3]
Pandemia	254,77* (136,88)	358,60* (184,49)	-- --
CD (contratación directa)	288,01*** (98,08)	339,72*** (121,81)	1261,62** (503,17)
Pandemia x CD	-289,32 (191,83)	-382,51 (235,05)	229,80 (330,08)
Constante	-198,72* (106,30)	-535,88** (240,38)	476,91 (1395,59)
Control de producto	Y	Y	Y
Controles	N	Y	Y
Efectos fijos de entidad	N	N	Y
Efectos fijos temporales	N	N	Y
Número de observaciones	2557	2557	2557
R ² ajustado	43,63	43,75	78,70

Notas. La variable dependiente es el precio unitario del ítem comprado. Siempre se controla por ítem para superar problemas de agregación. Las variables incluidas como controles de contrato son el monto total contratado y el sistema de contratación. Se tomó como control de proveedor la existencia de un historial transaccional entre el proveedor y la entidad. Los errores estándar fueron calculados mediante un *bootstrap* bayesiano de 300 repeticiones. *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01.

Fuente: datos en el portal del OSCE, años 2018-2023. Elaboración propia, 2023.

En dicha tabla se observa que, si bien la contratación directa es consistentemente más cara que la competitiva, la flexibilización de las normas no tuvo un impacto significativo sobre el precio de los bienes adquiridos para ninguna de las especificaciones propuestas. Este resultado es consistente con el resultado anteriormente, respecto a que la flexibilización de las normas de contratación peruanas no resultó en un aumento de precios de contratación en promedio.

E igualmente interesante es que, en las especificaciones [1] y [2], el coeficiente del parámetro de interés resulte negativo, sugiriendo que, tras limpiar por las particularidades del producto comprado, la contratación directa se vio asociada a un menor precio unitario en la adquisición de bienes. Sin embargo, dicho coeficiente se volvió positivo cuando se incluyeron efectos fijos; por lo que no hay evidencia de que la mencionada asociación negativa sea causal.

Prueba de tendencias paralelas

Para el ejercicio de precios unitarios, hice una prueba de tendencias paralelas adicionándole el control de producto. Como muestra la tabla 7, ninguna de las interacciones estimadas tiene significancia estadística, en señal de que también para este ejercicio se cumple el supuesto de tendencias paralelas.

Tabla 7
Prueba de tendencias paralelas

Var. dependiente: precio unitario	Modelo [1]
2018Q2 x CD	-549,75 (1883,03)
2018Q3 x CD	132,75 (1179,65)
2018Q4 x CD	736,41 (1876,56)
2019Q1 x CD	544,176 (1982,13)
2019Q3 x CD	241,90 (972,23)
Controles	Y
Efectos fijos de entidad	Y
Efectos fijos temporales	Y
Número de observaciones	2557
R ² ajustado	75,62

Notas. Aquí se observa la insignificancia estadística de las interacciones entre las *dummies* temporales pre-pandemia y la *dummy* de contratación directa, durante todo el horizonte temporal de la muestra. *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01.

Fuente: portal del OSCE. Elaboración propia, 2023.

4.3 Limitaciones de la investigación

Es importante reconocer que la contundente evidencia encontrada a favor de la hipótesis de esta investigación se apoya casi enteramente en el rendimiento del modelo LLM que entrenamos para la tarea de extraer precios unitarios. Si bien los modelos de *machine learning* tienen un desempeño muy bueno para este tipo de tareas, nunca están exentos de errores. Ello podría sesgar nuestras estimaciones hasta cierto punto, especialmente si la incidencia del error de extracción del modelo correlaciona con la modalidad de contratación para adjudicar el contrato.

Una manera de corroborar que los resultados del modelo aplicado aquí son representativos de la realidad y que sus posibles errores no distorsionen la medición del efecto de interés, sería revisar manualmente los precios unitarios y su porcentaje de reporte en una aleatoria muestra representativa de contratos. La comparación de los estadísticos resultantes de esa revisión manual con los de la extracción mediante el LLM permitiría evaluar con precisión el rendimiento del modelo. Lo cual no se pudo llevar a cabo, por limitaciones de tiempo.

5. Conclusiones y recomendaciones

Este estudio empírico ha explorado el impacto de la flexibilización de normas de contratación pública sobre la eficiencia de esta, y ha encontrado evidencia sustancial a favor de los beneficios del uso de la contratación directa, especialmente durante situaciones de alta vulnerabilidad como fue la pandemia de COVID-19.

Si bien varios estudios consultados señalan que los factores negativos resultantes de una reforma flexibilizadora de normas se verían traducidos en precios unitarios mayores, sea por un aumento de la corrupción u otras razones causantes de sobrecostos, este estudio nuestro ha encontrado que, en el Perú, dicha reforma no aumentó los precios de contratación en promedio. Ya que esta estimación es del efecto neto de la flexibilización, nuestro estudio da paso para que futuras investigaciones identifiquen y cuantifiquen los diferentes impactos positivos y negativos a través de los respectivos canales de transmisión. Los cuales, dada la verosimilitud del supuesto de que más discreción genera más corrupción, corroborarían nuestro hallazgo si identificaran que el efecto negativo de mayor corrupción es neutralizado por un significativo impacto positivo generado por la flexibilización.

También hemos encontrado que la flexibilización tuvo un significativo impacto positivo sobre nuestra medida de transparencia: el reporte

de precios unitarios. Este hecho puede haber ocurrido a través de varios canales; por ejemplo, que procesos de contratación menos engorrosos y lentos debido a la emergencia sanitaria hayan facilitado que los postores publiquen sus precios a fin de asegurarse los contratos. Lo cual, unido a nuestro hallazgo antes mencionado, implica que esa mayor transparencia (más precios unitarios reportados) no estuvo asociada a un incremento de tales precios en promedio.

En conjunto, nuestros hallazgos nos permiten formular unas recomendaciones de política relevantes. Se recomienda que el OSCE y el Minsa no descarten la posibilidad de adoptar políticas similares para afrontar futuras situaciones de crisis, donde se necesite potenciar la eficiencia sin comprometer la transparencia. Esto porque, además de nuestros resultados principales respecto a las ganancias de la flexibilización, también hemos identificado que los positivos efectos de la reforma, en los subsectores del sector (salud) para los cuales fue inicialmente diseñada, se dieron sin haber encontrado evidencia de efectos adversos en otros subsectores como medicamentos generales o servicios de mantenimiento.

Aun así, como medida cautelar, es crucial que tales políticas sean implementadas con medidas más selectivas, a fin de prevenir cualquier posibilidad de efectos adversos en sectores no analizados en profundidad por nuestro trabajo. Porque, si la reforma no es selectiva, existe la posibilidad de que sea aprovechada por una entidad fuera del sector salud para extraer beneficios privados indebidos. En cuyo caso podría darse que el efecto negativo de un aumento en la corrupción sobrepase el efecto positivo de la flexibilización.

Un enfoque más selectivo permitiría una mejor respuesta de las entidades públicas competentes ante emergencias futuras, manteniendo un equilibrio adecuado entre la flexibilidad necesaria y el control riguroso, a fin de prevenir una mayor ineficiencia por corrupción u otros riesgos asociados a la contratación directa.

Referencias

- Aghion, P., & Tirole, J. (1997). Formal and real authority in organizations. *Journal of Political Economy* 105(1), 1-29. doi:10.1086/262063
- Bajari, P., & Tadelis, S. (2001). Incentives versus transaction costs: A theory of procurement contracts. *The RAND Journal of Economics*, 32(3), 387-407. doi:10.2307/2696361
- Baltrunaite, A., Giorgiantonio, C., Mocetti, S., & Orlando, T. (2018). *Discretion and supplier selection in public procurement*. Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) 1178. https://www.bancaditalia.it/publicazioni/temi-discussione/2018/2018-1178/en_tema_1178.pdf

- Bandiera, O., Prat, A., & Valletti, T. (2009). Active and passive waste in government spending: Evidence from a policy experiment. *American Economic Review*, 99(4), 1278-1308. doi:10.1257/aer.99.4.1278
- Bandiera, O., Best, M. C., Khan, A. Q., & Prat, A. (2021). The allocation of authority in organizations: A field experiment with bureaucrats. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(4), 2195-2242. doi:10.1093/qje/qjab029
- Best, M. C., Hjort, J., & Szakonyi, D. (2017). *Individuals and organizations as sources of state effectiveness, and consequences for policy*. NBER Working Paper 23350. https://www.nber.org/.../working_papers/.../w23350.rev0.pdf
- Carril, R. (2021). *Rules versus discretion in public procurement*. BSE Working Paper 1232. Barcelona School of Economics. <https://bse.eu/research/working-papers>
- Coviello, D., Guglielmo, A., & Spagnolo, G. (2018). The effect of discretion on procurement performance. *Management Science*, 64(2), 715-738. doi:10.1287/mnsc.2016.2628
- Cusato N., A. (2022). *Adquisiciones públicas en Perú: identificación de pérdidas por no usar los catálogos electrónicos*. Consorcio de Investigación. Económica y Social; Universidad del Pacífico. <https://cies.org.pe/investigacion/adquisiciones-publicas-en-peru-perdidas-activas-y-pasivas>
- Decarolis, F., Fisman, R., Pinotti, P., & Vannutelli, S. (2020). *Rules, discretion, and corruption in procurement: Evidence from Italian government contracting*. NBER Working Paper 28209. https://www.nber.org/.../working_papers/.../w28209.pdf
- Detkova, P., Pronin, P., Tkachenko, A., & Yakovlev, A. (2021). The changing perceptions of corruption during the COVID-19 pandemic in Russia. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.3921612
- Fazekas, M., & Czibik, A. (2021). Measuring regional quality of government: The public spending quality index based on government contracting data. *Regional Studies*, 55(8), 1459-1472. doi:10.1080/00343404.2021.1902975
- Gallego, J. A., Prem, M., & Vargas, J. F. (2021). Inefficient procurement in times of pandemia. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.3600572
- Kang, K., & Miller, R. A. (2017). *Winning by default: Why is there so little competition in government procurement?* [Conference Paper]. American Economic Association 2017 Annual Meeting, Chicago, IL, EE. UU. <https://www.aeaweb.org/conference/2017/preliminary/paper/iQR3EtBB>
- Kelman, S. (1990). *Procurement and public management: The fear of discretion and the quality of public performance*. American Enterprise Institute Studies 502. The AEI Press. https://www.aei.org/.../2014/07/-procurement-and-public-management_170607823492.pdf
- Kelman, S. (2005). *Unleashing change: A study of organizational renewal in government*. Brookings Institution Press. <https://www.jstor.org/stable/10.7864/j.ctt1287bs6>
- Klein, R. (1991). Procurement and public management: The fear of discretion and the quality of government performance by Steven Kelman. (Book review). *Journal of Public Policy*, 11(3), 345-346. <https://www.jstor.org/stable/4007361>

- Mori, E. (2022). *El uso indebido de la contratación directa en pandemia: problemática y propuestas de solución* (trabajo académico para optar el Título de Segunda Especialidad en Derecho Administrativo). Facultad de Derecho, Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/20.500.12404/24805>
- Nischal, S. (2021). *The economics of collusion between public officials and firms* (Dissertation for the PhD degree). NHH Norwegian School of Economics. <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/.../handle/11250/2833676>
- OECD. (2020a). *Public procurement and infrastructure governance: Initial policy responses to the coronavirus (COVID-19) crisis*. OECD Public Responses to Coronavirus (COVID-19). OECD Publishing. doi:10.1787/c0ab0a96-en.
- OECD. (2020b, 26 de mayo). *The OECD issues note on competition and emergency procurement during COVID-19*. <https://www.concurrences.com/en/bulletin/news-issues/may-2020/the-oecd-issues-note-on-competition-and-emergency-procurement-during-covid-19>
- Palguta, J., & Pertold, F. (2017). Manipulation of procurement contracts: Evidence from the introduction of discretionary thresholds. *American Economic Journal: Economic Policy*, 9(2), 293-315. doi:10.1257/pol.20150511
- Schultz, J., & Søreide, T. (2008). Corruption in emergency procurement. *Disasters*, 32(4), 516-536. doi:10.1111/j.1467-7717.2008.01053.x
- Szucs, F. (2023). Discretion and favoritism in public procurement. *Journal of the European Economic Association*, 22(1), 117-160. doi:10.1093/jeal/jvad017
- Tran, A. (2010). *Can regulations reduce corruption? Evidence from the internal records of a bribe-paying firm*. Working Paper. Indiana University, School of Public and Environmental Affairs. <https://business.baylor.edu/.../SEMINARS/Spring%202010/Tran.pdf>
- Transparency International. (2010). *Handbook of good practices: Preventing corruption in humanitarian operations*. <https://images.transparencycdn.org/images/2010-Handbook...pdf>

Anexo 1. Modelo de *rent-seeking*

En este modelo, la autoridad tiene que tomar dos decisiones secuenciales: primero, la decisión de utilizar una modalidad de contratación competitiva (MC) o una discrecional (MD); y, segundo, la decisión simultánea de si extrae rentas o no y de si informa los precios correctamente o no. Al seleccionar el proceso competitivo, el funcionario no puede extraer rentas fácilmente de un proveedor; y, además, tal proceso es más complejo porque implica mayor planificación y atender procedimientos engorrosos. Así, si el funcionario desea trabajar menos, preferirá el proceso discrecional por ser más sencillo. Estas características hacen que la extracción de rentas en el proceso competitivo sea probablemente muy costosa. El costo relativo de aplicar el proceso competitivo al discrecional suponemos que es $\varepsilon > 0$.

Sea $u(Y)$ la utilidad del funcionario al desempeñar adecuadamente su trabajo, la cual está en función de su salario, por ejemplo. Entonces, su función de beneficio será:

$$\pi(MC) = u(Y) - \varepsilon$$

En contraste, el proceso discrecional sí permite rentas. El funcionario tiene la facultad de elegir quién obtiene el contrato y puede utilizar su poder para extraer rentas monetarias, resultando en un precio superior al del mercado.

En la segunda etapa, el funcionario competente debe decidir simultáneamente entre extraer rentas o no y entre informar (R) o no informar precios bien definidos (NR). Extraer rentas conlleva el riesgo de ser castigado. Sin rentas, el funcionario no teme ser castigado y recibe un beneficio $u(Y)$ si eligió previamente el proceso discrecional. Así, el beneficio esperado de utilizar el proceso discrecional será:

$$\begin{aligned} \pi(\text{honesto} | MD) &= u(Y); \\ \pi(\text{rentas} | MD) &= pu(Y + T) + (1 - p)u(Y + T - \tau) \end{aligned}$$

donde T es las rentas, p es la probabilidad de no ser castigado y τ es la penalización ($\tau > T$).

Ahora, debe elegir entre informar u ocultar precios. Si no está extrayendo rentas, es indiferente entre estas dos opciones. Pero si está extrayendo rentas e informando precios, es probable que sea castigado. Dado que $pR > pNR$, no es racional informar precios mientras se extraen rentas. El funcionario tiene dos opciones: extraer rentas sin informar precios o ser honesto, en cuyo caso es indiferente entre informar o no informar precios.

$$\pi(R \text{ o } NR|honesto, MD) = u(Y);$$

$$\pi(NR|rentas, MD) = pNRu(Y + T) + (1 - pNR)u(Y + T - \tau)$$

donde pNR es la probabilidad de no ser castigado al no haber reportado precios. Usar el proceso competitivo y ser honesto ofrece el mismo pago independientemente de si informan o no.

Aquí asumimos que, si el funcionario es honesto, informará los precios unitarios. Además, asumimos que $\varepsilon = 0$ para el funcionario honesto, y este es indiferente entre utilizar procesos competitivos y discrecionales. Tras esta simplificación, el problema se reduce a:

$$\pi = \max \{ \pi(R \text{ o } NR|MC) \text{ o } \pi(R \text{ o } NR|honesto, MD), \pi(NR|rentas, DD) \}$$

Suponiendo que los funcionarios no conocen la probabilidad real de ser atrapados, que solo cuentan con la creencia θ sobre esa probabilidad y que son heterogéneos en cuanto al nivel de percepción $\theta \sim F$, el problema del funcionario se plantea como:

$$\pi = \max \{ u(Y), (1 - \theta)u(Y + T) + \theta u(Y + T - \tau) \}$$

donde un funcionario informará precios si $\theta > \theta^*$. De lo contrario, no lo hará.

Asistencia técnica y asociatividad: un efecto conjunto sobre la productividad del sector agropecuario peruano²⁶

Renato Paul Florián Cabello
Sebastián Steve Portocarrero Polanco

Introducción

En 2020, el sector agropecuario fue uno de los pocos que mantuvo su crecimiento tras la llegada de la pandemia al Perú, con una tasa de crecimiento del 1,3% con respecto a 2019 (Midagri, 2020). Sin embargo, a pesar del crecimiento del sector y su importancia para el dinamismo económico del país, 4 de cada 10 agricultores son pobres (INEI, 2021). Esto podría explicarse por la baja productividad laboral que existe en el sector agropecuario, a tal punto que, junto con la pesca, ocupó el último puesto en productividad laboral entre los años 2017 y 2021 (ComexPerú, 2021).

A nivel internacional, uno de los métodos más empleados para apoyar el incremento de la productividad agropecuaria es la asistencia técnica, como parte del componente *learning-by-doing* de los servicios de extensión agraria (Robinson-Pant, 2016). La asistencia técnica proporciona información, técnicas y herramientas para mejorar el rendimiento productivo, promueve la diversificación de productos y la ampliación del mercado, y reduce costos mediante el uso de mejores tecnologías (Davis *et al.*, 2012). En el Perú, estos servicios son brindados por instituciones públicas y privadas como, por ejemplo, el Instituto Nacional de Innovación Agraria (INIA), el Ministerio de

²⁶ 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 2023. Sus autores agradecen en especial a la asesora de este trabajo, la profesora Joanna Kamiche Zegarra, así como a los miembros del jurado, el profesor Daniel De La Torre Ugarte y la profesora Rosario Gómez Gamarra, por sus valiosas observaciones.

Agricultura y Riego (Midagri), el Banco Agropecuario del Perú (Agrobanco), la Fundación para el Desarrollo Agrario (FDA), entre otras.

De otro lado, la promoción de la asociatividad –entendida como la pertenencia, interacción y/o participación en organizaciones– es una estrategia que estimula la transferencia de conocimientos para mejorar prácticas productivas y genera un mayor poder de negociación para reducir costos de producción y obtener mejores precios (Blekking *et al.*, 2021). En el Perú, la asociatividad es entendida como un mecanismo colectivo y voluntario bajo el cual los productores articulan esfuerzos, generan sinergias y obtienen beneficios al lograr contrarrestar dificultades propias del mercado y de la actividad agropecuaria (INIA, 2016).

Sin embargo, pese a la evidencia de que ambas variables –asistencia técnica y asociatividad– contribuyen individualmente al incremento de la productividad, en la literatura no se ha estudiado en detalle su contribución conjunta. Por ello, la presente investigación se plantea la hipótesis de que la asistencia técnica y la asociatividad tienen en conjunto un positivo impacto complementario sobre la productividad del sector agropecuario peruano. Este se daría a través de la generación de espacios para el trabajo colaborativo, cooperativo y coordinado entre productores (Bobadilla, Puente, & Fernández, 2019), en los cuales comparten conocimientos prácticos canalizados por la asistencia técnica, para la adopción de mejores tecnologías y procesos de producción y sostenibilidad de las cosechas (Midagri, 2021).

Aquí evaluamos nuestra hipótesis analizando la variación en la productividad mediante un modelo con *pool* de datos que utiliza la estrategia metodológica de *propensity score matching* (PSM), a fin de controlar por el sesgo de selección existente y realizar la estimación sobre la base de grupos muestrales comparables. Nos basamos en los datos para los años 2017 a 2019 de la Encuesta Nacional Agropecuaria (ENA), anualmente recopilada y publicada *online* por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2017/2018/2019).

1. Revisión de literatura

1.1 Productividad

La forma clásica de medir la productividad es bajo el enfoque de la productividad total de factores (PTF). Este enfoque considera el conjunto de factores de producción y analiza la eficiencia con la que es utilizado para lograr un determinado nivel de producto (Belloumi & Matoussi, 2009). Mientras que la

forma neoclásica de medir la productividad es calculando la producción total por cada unidad de un determinado factor de producción, siendo la unidad de tierra el factor más utilizado para el cálculo de la productividad agropecuaria (Fischer & Qaim, 2012); por ejemplo, en términos de toneladas de maíz por hectárea (Sheng, Ding, & Huang, 2019) o de kilogramos de cacao y plátanos por hectárea (Wongnaa & Babu, 2020).

En estudios empíricos, la forma de medir la productividad más empleada se enfoca en el valor bruto de producción (VBP), el cual es el valor total de la producción bruta efectivamente vendida o para el autoconsumo, obtenida a nivel de la unidad agropecuaria o parcela, multiplicando para cada producto su cantidad producida por el respectivo precio de mercado (Escobal, Fort, & Zegarra, 2015). En el presente estudio, adoptamos este enfoque de VBP debido a que toma en cuenta: (i) el canal de precios y (ii) la producción destinada a autoconsumo. Esto último es algo clave cuando se analiza la productividad agropecuaria en países en vías de desarrollo, cuyas estructuras sociales dificultan el acceso a mercados (Penot, Chambon, & Myint, 2021).

1.2 Asociatividad

La asociatividad se entiende como la capacidad de los productores para formar y mantener vínculos con otros miembros de una organización, grupo o comunidad para trabajar de manera colaborativa, cooperativa y coordinada (Bobadilla *et al.*, 2019). La pertenencia a una organización ofrece ventajas en términos de eficiencias en la producción a través de economías de escala (Markelova & Mwangi, 2010), y también de un mayor poder de negociación que se manifiesta en canales de costos y precios como, por ejemplo, el acceso a precios reducidos de insumos y a mejores de productos finales (Wollni & Zeller, 2007). Además, dicha pertenencia influye en la adopción de nuevas tecnologías e insumos especializados que mejoran la productividad, dependiendo de la actividad realizada (Blekking *et al.*, 2021).

Sin embargo, es una tarea compleja la medición e identificación de cada canal de transmisión de los beneficios generados por la asociatividad (Zheng, Wang, & Awokuse, 2012). Además, las asociaciones entre productores agropecuarios se dan por diversos motivos, desde cuestiones intrínsecas a cada productor, tales como la motivación o interés por el éxito productivo (Fischer & Qaim, 2012), hasta razones más estratégicas y específicas tales como lograr una mejor planificación de las cosechas (Blekking *et al.*, 2021).

Sin perjuicio de lo anterior, varios estudios muestran que la pertenencia a una organización suele impactar positivamente sobre la eficiencia en la

actividad productiva. Por ejemplo, Maharjan y Fradejas (2006) demostraron que las cooperativas mejoraron no solo las operaciones pecuarias de los productores miembros, sino también el bienestar socioeconómico de sus hogares, en comparación con los no miembros. Además, Kashiwagi (2020) encuentra, utilizando la metodología de PSM, que la asociatividad tiene un positivo efecto incremental en la eficiencia técnica, de 10,2 p. p. y 10,5 p. p. bajo los algoritmos de emparejamiento de Kernel y *nearest neighbour* respectivamente.

1.3 Asistencia técnica

La asistencia técnica forma parte de los servicios de extensión agraria, que brindan apoyo y orientación a los productores para mejorar las prácticas agrícolas e incrementar la productividad de sus cultivos y/o productos (INIA, 2016). Así, estos programas comprenden dos servicios fundamentales: (i) la capacitación y (ii) la asistencia técnica.

La capacitación se orienta a brindar información clave sobre el mercado (precios y costos) y a difundir el conocimiento de buenas prácticas agropecuarias sostenibles, resilientes y más productivas. Y la asistencia técnica aterriza ese conocimiento con apoyo práctico para la adopción de mejores métodos de producción y comercialización, entre otros (Davis *et al.*, 2012).

En el Perú, la provisión de asistencia técnica está mayormente a cargo de instituciones públicas; sin embargo, las instituciones privadas han demostrado mejores resultados, en promedio (Díaz, 2014). Pese a ello, el servicio brindado por instituciones privadas usualmente carece de un enfoque territorial de extensión agraria²⁷ y está en gran parte limitado a productores agropecuarios que tienen la solvencia necesaria para pagar el servicio.

Asimismo, al igual que en el caso de la asociatividad, la participación del productor agropecuario en la asistencia técnica depende de diversos factores. Entre ellos, se encuentran: (i) afinidad al tema de servicio de extensión (en términos de productos agropecuarios), (ii) motivación intrínseca, (iii) percepción de la calidad de la asistencia técnica (Fischer & Qaim, 2012).

Los estudios presentan evidencia variada respecto al impacto de la asistencia técnica sobre la productividad. Por un lado, autores como Torres, Dávalos y Morales (2021) encuentran que la asistencia técnica tiene un efecto promedio

²⁷ Dicho enfoque es una estrategia empleada para articular los subsistemas de origen, extensión y usuario del programa a fin de asegurar que la asistencia se adecue a las necesidades culturales y territoriales de cada productor (Manzo, Rodríguez, & Triveño, 2020).

positivo y significativo de un 50,4% en el valor de la producción por hectárea. Para el caso peruano, Higuchi y Mahera (2022) demuestran, al 90% de confianza, que participar en tres o más sesiones de asistencia técnica por año tiene un efecto significativo en la eficiencia de la producción de cacao en la Amazonía peruana.

Sin embargo, Ragasa y Mazunda (2018) no encontraron efecto alguno de la asistencia técnica sobre la productividad en Malawi. La razón principal de esto podría deberse a características no observadas, y al error de medir la asistencia técnica como una variable uniforme que no distingue entre capacitación y aportes prácticos (Aker, 2011).

1.4 Relación entre asociatividad y asistencia técnica

En el Perú, existen ocasiones en las que el Estado busca promover la presencia de ambas variables en su apoyo a los productores. En particular, aplicando el enfoque «campesino a campesino» que, según Escobal y Ponce (2016), es una estrategia metodológica de enseñanza y aprendizaje empleada para incrementar la productividad de los productores mediante la difusión de conocimientos. Ello se da a través de procesos participativos y el aprendizaje recíproco-horizontal para mejorar prácticas productivas sostenibles de las familias (Midagri, 2021). Esta metodología da una luz preliminar de lo bien que pueden interactuar estas variables en conjunto.

En síntesis, los estudios empíricos antes citados coinciden respecto a la existencia de un impacto positivo de la asociatividad sobre el rendimiento productivo de los productores (Maharjan & Fradejas, 2006; Kashiwagi, 2020; Blecking *et al.*, 2021). Si bien hay menos evidencia empírica del efecto positivo de la asistencia técnica, el supuesto usual al respecto es que el rendimiento de los productores mejora cuando son asistidos en su aprendizaje de conocimientos prácticos y nuevas tecnologías (Davis *et al.*, 2012; Torres *et al.*, 2021). Pero no hemos encontrado estudios que analicen en profundidad el efecto conjunto de ambas variables en el rendimiento productivo de productores agropecuarios.

Ello justifica la hipótesis del presente estudio: que la asistencia técnica y la asociatividad tienen un positivo efecto complementario sobre la productividad del sector agropecuario peruano. Lo cual se debería a que la asociatividad genera espacios para el trabajo colaborativo, cooperativo y coordinado entre productores, en los cuales pueden compartir el conocimiento práctico canalizado bajo la asistencia técnica en términos de adopción de tecnología, mejores prácticas agropecuarias y sostenibilidad de las cosechas.

2. Marco analítico

Los mecanismos de transmisión que respaldan el esperado efecto conjunto de la asociatividad y la asistencia técnica sobre la productividad agropecuaria son:

En primer lugar, el intercambio de conocimientos es más enriquecedor cuando los productores agropecuarios tienen más experiencia práctica, mejores técnicas productivas y/o saberes tecnológicos. Esto se debe a que un productor más preparado tendrá una mayor capacidad para enseñar y compartir la información aprendida (Midagri, 2021). Suárez y Suárez (2017) indican que la cooperación en el interior de una red de productores suma capacidades y potencia la creatividad al socializar saberes. Para que esta propagación de saberes sea efectiva, es necesario contar con productores adecuadamente preparados en términos técnicos y prácticos, a fin de que la información difundida sea útil para mejorar la producción total (INIA, 2016).

En segundo lugar, al recibir la asistencia técnica que mejora las capacidades prácticas y técnicas del productor, este incrementa la confianza en sí mismo y su capacidad de relacionarse efectivamente con los demás. En efecto, según Suárez y Suárez (2017), un productor asociado que ha recibido asistencia técnica buscará relacionarse más intensamente con los miembros de su organización más destacados o experimentados. Con los cuales hablará cómodamente debido a su mayor confianza en sí mismo resultante de su mayor capacidad técnica (Domínguez & Ulloa, 2016). Por ello, Foncodes (2020) resalta la importancia de esta confianza, que aumenta la difusión y absorción de información y conocimientos prácticos.

Por último, existe un canal de concientización al productor, a través de la provisión de asistencia técnica. Esta motiva a los productores a prestar mayor atención a las alternativas de solución propuestas para las dificultades identificadas, además de buscar asistencias que mejor se adapten a sus necesidades. Ello mitiga obstáculos identificados por el INIA (2016) en ciertos productores, como su marcada rigidez ante los cambios y consiguiente desinterés por participar en actividades de transferencia y adopción de nuevas tecnologías.

3. Metodología

3.1 Descripción de la fuente de información

Para el período 2017-2019, cubierto por la presente investigación, la fuente de datos es la Encuesta Nacional Agropecuaria (ENA), que anualmente recopila y publica *online* el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2017/2018/2019).

La ENA comprende 23 módulos. Para la medición de la productividad, nos basamos en los siguientes: superficie cosechada, sembrada, producción y destino de los cultivos cosechados (módulo 2), producción pecuaria (módulo 10), subproductos pecuarios (módulo 11) y derivados pecuarios (módulo 12). El componente de asociatividad tiene un módulo propio (módulo 16), en el cual se presentan: (i) la pertenencia del productor a alguna organización, (ii) el tipo de organización a la cual pertenece y (iii) los beneficios de la pertenencia a la organización.

Además, la ENA posee el módulo de servicios de extensión agraria (módulo 15), en el cual se clasifican los productores según aquellos que: (i) recibieron capacitación, (ii) tuvieron acceso a información agraria y (iii) recibieron asistencia técnica²⁸. El cuestionario respectivo detalla los distintos rubros de asistencia técnica que el productor pudo haber recibido según la actividad a la que se dedica. Por ejemplo, para la actividad agrícola, se tiene la implementación de análisis de suelos, operación de sistemas de riego, uso de abonos y fertilizantes, entre otros. Nótese que la encuesta reporta los temas de asistencia técnica de esa manera general y, por ende, son útiles para cualquier tipo de cultivo, en el caso de la actividad agrícola. Análogamente, para la crianza y uso económico de cualquier animal, en el caso de la actividad pecuaria.

La ENA también cuenta con módulos que sirven para caracterizar la muestra como, por ejemplo, características de la unidad agropecuaria (módulo 1), del productor agropecuario y su familia (módulo 19). Estos módulos presentan variables que incluimos dentro del *set* de controles para nuestra estimación.

3.2 Modelo empírico

A fin de hallar el efecto complementario de la asociatividad y la asistencia técnica en la producción agropecuaria, utilizamos la siguiente regresión principal cuyos coeficientes estimamos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO):

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 A_i + \beta_3 A_i T_i + \beta_4 N_i + \beta_5 C_i + \beta_6 S_i + \beta_7 S_i^2 + X_i + \delta_d + \gamma_t + F_a + \varepsilon_i$$

En esa ecuación, i es un identificador de la unidad agropecuaria (UA), d es un identificador a nivel departamental y t es un identificador a nivel de año en el *pool* de datos. Todas las variables en torno al «productor» hacen referencia al jefe de la UA. De este modo, y_i corresponde al valor bruto de producción

²⁸ La ENA identifica qué institución, pública o privada, brindó asistencia técnica a los productores, y si fue pagada o gratuita.

de la UA; T_i es una *dummy* que reporta la recepción (en los últimos tres años) de asistencia técnica por parte del productor; N_i es el reporte del número de rubros de asistencia técnica recibidos por el productor (a modo de *proxy* de la intensidad con la que se brinda la asistencia técnica, ya que la ENA no reporta dicha variable directamente); A_i es una *dummy* que reporta la asociatividad del productor; C_i es una *dummy* que reporta la recepción (en los últimos tres años) de capacitación del productor; y S_i representa la superficie de la UA. Sobre esta última variable, se incluye su cuadrado para incorporar los rendimientos marginales de la tierra como factor de producción.

Asimismo, X_i corresponde a un *set* de características asociadas al productor. Estas características corresponden a las covariables observables que, de acuerdo con los estudios consultados (Markelova & Mwangi, 2010; Fischer & Qaim, 2012; Ortega *et al.*, 2019), representan las principales fuentes de endogeneidad en la asignación del tratamiento. Estas variables son: nivel educativo, edad, sexo, experiencia, grado de especialización, e idioma²⁹. Respecto a edad y experiencia, se incluyen los cuadrados de estas variables debido a los posibles rendimientos crecientes/decrecientes sugeridos por los estudios consultados. Por último, δ_d es un efecto fijo a nivel departamental; γ_t es un efecto fijo de tiempo (2017, 2018 y 2019); F_a es un vector de efectos fijos relacionados con las características del productor; y ε_{ijt} es el término de perturbación.

Al aplicar la metodología de PSM, nuestro grupo de tratamiento está conformado por los productores que se encuentran asociados y reportan haber recibido asistencia técnica. Mientras que los productores que incluimos en el grupo de control son los que no reportan ambas variables en conjunto. Así, β_3 —el coeficiente de interés— refleja el efecto complementario que presenta la interacción entre la asistencia técnica y la asociatividad sobre la productividad.

Es necesario hacer las siguientes precisiones sobre la construcción que hemos realizado de las variables de mayor relevancia. La variable dependiente —valor bruto de producción— es construida mediante la siguiente expresión:

$$\sum_{c=1}^n (p_{cijt} * q_{cijt})$$

²⁹ Si bien la experiencia y la edad presentan cierta correlación, la literatura sugiere incluir ambas variables debido a que recogen efectos diferenciados. Por un lado, la experiencia recoge la acumulación de conocimiento práctico y la resiliencia a cambios en los mercados (Zhou & Li, 2022). Por otro lado, la edad captura cambios generacionales (mentalidad y aceptación de cambios) y capacidad de aprendizaje (Guo, Wen, & Zhu, 2015; Seok *et al.*, 2018).

Así, el valor bruto de producción para el productor i del departamento j en el año t se obtiene de la suma del valor bruto de los productos n del productor, multiplicando el precio de cada producto c (p_{cijt}) por su cantidad producida (q_{cijt}). La inclusión de efectos fijos departamentales y de tiempo permite controlar por las fluctuaciones sistemáticas en los valores de p_c y q_c que se deban exclusivamente a factores intrínsecos al departamento y año evaluado, respectivamente (Woolridge, 2010).

En cuanto a la asistencia técnica, el interés de nuestra investigación se centra en la asistencia técnica gratuita brindada por el Estado, ya que esta, además de abarcar la mayor cantidad de productores, contribuye con la finalidad de nuestro estudio, consistente en obtener resultados que permitan extraer conclusiones útiles para mejores políticas públicas sobre el sector. Y si bien no es posible medir la intensidad de la asistencia técnica dentro de cada tema de asistencia, sí es posible controlar este efecto a través de un *proxy* definido como el número de rubros de asistencia técnica recibidos. De ahí la importancia de incorporar N_i en el modelo.

También incluimos un vector de efectos fijos relacionados con las características del productor (F_a), para establecer cortes muestrales y evaluar la incidencia del tratamiento en productores semejantes según ciertos criterios específicos. Este vector considera los siguientes efectos fijos: (i) producto agrícola principal (aquel producto agrícola con mayor peso/importancia dentro del valor bruto de producción), (ii) producto pecuario principal (aquel producto pecuario con mayor peso/importancia dentro del valor bruto de producción), (iii) diversificación del portafolio de productos agrícolas (número de tipos de cultivos cosechados por la UA), (iv) diversificación del portafolio de productos pecuarios (número de tipos de animales criados en la UA) y (v) acceso a mercados (locales/regionales o agroindustria/exteriores).

Y, en vista de que la ENA no permite disponer de un panel de datos porque no realiza un seguimiento a los mismos productores año tras año, nuestra metodología hace uso de un *pool*, entendido como un conjunto de datos que apila cortes transversales de muestras aleatorias constituidas por diferentes períodos de tiempo y diferentes unidades de análisis (en este caso, diferentes unidades agropecuarias). Pero, al no poder incluir en la regresión efectos fijos a nivel de UA por carecer de un panel, la estimación de un *pool* de datos por MCO está expuesta a dos principales fuentes de endogeneidad: (i) sesgo de selección por variables observables omitidas y (ii) sesgo por factores no observables.

Por ello, a fin de controlar el sesgo de selección por variables observables omitidas, empleamos la herramienta metodológica de PSM. La cual consiste en encontrar, en un gran grupo de control conformado por individuos no tratados, a aquellos individuos que son similares a los del grupo de tratamiento en un *set* de características individuales relevantes (Caliendo & Kopeinig, 2008). Cuyo algoritmo de emparejamiento hace uso de un *propensity score* (puntaje de propensión) asignado a cada observación, luego de estimar un modelo de regresión logística en el cual la variable dependiente es la asignación al tratamiento y las variables independientes son las covariables observables. Una vez que se ha estimado el puntaje de propensión para cada observación o unidad de estudio, el algoritmo de emparejamiento del PSM busca encontrar pares de observaciones de tratamiento y de control con puntajes de propensión similares.

El presente estudio aplica el algoritmo de emparejamiento de *radius matching*, donde cada unidad tratada se empareja con todas las unidades no tratadas cuyos valores del puntaje de propensión se encuentran dentro de un rango predefinido. La elección de este algoritmo se debe a que el *pool* por emplear presenta numerosas observaciones fuera del grupo de tratamiento por cada observación tratada³⁰. Así, se puede aprovechar la información proporcionada por las observaciones no tratadas para generar una estimación más precisa. Además, la selección del emparejamiento sucede dentro del *caliper* establecido, entendido como el diferencial máximo entre *propensity scores* que se tolerará en el momento de emparejar a las observaciones a través del PSM (Caliendo & Kopeinig, 2008). El valor del *caliper* para la presente investigación es de 0,001, correspondiente al valor más estricto según la literatura (Adjin, Goundan, & Henning, 2020; Wu *et al.*, 2010)³¹.

Sin embargo, uno de los problemas que surgen con el PSM es que no toma en consideración el sesgo generado por factores no observables. Esto hace necesario emplear una estrategia que determine en qué medida la no inclusión de variables no observables está afectando los resultados cualitativos de la estimación (Rosenbaum, 2005). Por ello, aquí utilizamos los Rosenbaum *bounds*, que identifican en qué tanto deberían diferir las características no observables entre ambos grupos muestrales (tratamiento y control) para alterar la validez

³⁰ Para la regresión principal, se cuenta con 3523 y 74 617 observaciones pertenecientes al grupo de tratamiento y de control, respectivamente. Hay así 21,2 observaciones fuera del grupo de tratamiento por cada observación tratada.

³¹ Si bien se cuenta con un *caliper* «principal» de 0,001, posteriormente se aplican pruebas de robustez en torno al valor de este parámetro.

de los resultados inferidos. Así, mientras mayor sea el límite (*bound*), los resultados serán más robustos a la existencia de factores no observables que estén correlacionados con la asociatividad, la asistencia técnica y la productividad.

3.3 Caracterización de los datos empleados

La ENA requiere de un proceso de limpieza para que la unidad de análisis sea homogénea en términos de disponibilidad de información. Por ello, hemos depurado aquellas observaciones que reportan *missing values* en las variables de interés. Tras este ejercicio de limpieza, el resultante conjunto de datos analizados contiene 26 259 UA para el año 2017, 25 993 para el año 2018 y 25 930 para el año 2019. La alta similitud existente en la cantidad de observaciones para cada año indica que el *pool* de datos empleados exhibe un balance para los años seleccionados.

La tabla 1 muestra la descripción de las variables relevantes y la caracterización de la muestra para la investigación:

Tabla 1
Descripción de las variables relevantes y caracterización de la muestra

VARIABLE	Descripción	Control	Tratamiento	Diferencia
log_productividad	Logaritmo de la productividad agropecuaria	8,061 (1,664)	9,540 (1,435)	1,479*** (0,029)
AT	1, si el productor recibió asistencia técnica en los últimos tres años; 0, de otro modo	0,029 (0,167)	1,000 (0,000)	0,971*** (0,003)
num_AT	Número de temas de asistencia técnica recibidas por el productor	0,028 (0,195)	1,192 (0,749)	1,164*** (0,004)
asociatividad	1, si el productor se encuentra asociado; 0, de otro modo	0,434 (0,496)	1,000 (0,000)	0,566*** (0,008)
capacitacion	1, si el productor recibió capacitación en los últimos tres años; 0, de otro modo	0,103 (0,304)	0,665 (0,472)	0,563*** (0,005)
sup_ha	Superficie de la unidad agropecuaria (en hectáreas)	3,715 (4,666)	5,445 (5,158)	1,729*** (0,081)
educ_primaria	1, si el productor asistió como máximo a la educación primaria; 0, de otro modo	0,509 (0,500)	0,402 (0,490)	-0,108*** (0,009)
educ_secundaria	1, si el productor asistió como máximo a la educación secundaria; 0, de otro modo	0,290 (0,454)	0,395 (0,489)	0,105*** (0,008)
educ_nouniv	1, si el productor asistió como máximo a la educación superior no universitaria; 0, de otro modo	0,047 (0,211)	0,09 (0,286)	0,043*** (0,004)

educ_univ	1, si el productor asistió como máximo a la educación universitaria; 0, de otro modo	0,04 (0,196)	0,079 (0,271)	0,039*** (0,003)
edad	Edad del productor (en años)	54,057 (15,031)	52,858 (12,990)	-1,199*** (0,258)
sexo	1, si el productor es hombre; 0, si el productor es mujer	0,711 (0,453)	0,808 (0,394)	0,098*** (0,008)
experiencia	Experiencia del productor (en años)	25,931 (14,673)	23,949 (12,83)	-1,982*** (0,252)
especializacion	1, si el productor se dedica únicamente a la actividad agropecuaria; 0, de otro modo	0,709 (0,454)	0,674 (0,469)	-0,035*** (0,008)
castellano	1, si la lengua maternal del productor es el castellano; 0, de otro modo	0,592 (0,492)	0,726 (0,446)	0,134*** (0,008)
Número de observaciones en la muestra		74 659	3523	78 182

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01.

Fuente: ENA, en INEI (2017, 2018, 2019). Elaboración propia, 2023.

Asimismo, la tabla 2 muestra la descripción de los efectos fijos incluidos en el análisis:

Tabla 2
Descripción de los efectos fijos considerados como parte de la metodología

Efecto fijo	Descripción
N.º 1: A nivel de tiempo	Se presentan los siguientes valores: 2017, 2018 y 2019 como parte del <i>pool</i> de datos.
N.º 2: A nivel departamental	Se incluyen los 24 departamentos del Perú.
N.º 3: A nivel de producto agrícola principal	Se define como producto agrícola principal al que tiene mayor peso en el valor bruto de producción en la UA. Se incluyen los productos agrícolas principales que, de acuerdo con la distribución muestral, representan una participación mayor del 1% en la muestra. El resto de los cultivos se agrega en una categoría «otros». Para mayor detalle, véase el anexo 1.
N.º 4: A nivel de producto pecuario principal	Se define como producto pecuario principal al que tiene mayor peso en el valor bruto de producción en la UA. Se incluyen todos los productos pecuarios, sin filtrar por aquellos con mayor participación en la muestra, ya que la cantidad de animales no es lo suficientemente alta como para crear una categoría adicional de «otros». Para mayor detalle, véase el anexo 2.
N.º 5: A nivel de diversificación del portafolio agrícola	La diversificación del portafolio agrícola se mide como el número tipos de cultivos cosechados dentro de la UA. Al analizar la muestra, se identifica que el rango de diversificación se encuentra entre 1 y 17 tipos de cultivos diferentes dentro de una misma UA.
N.º 6: A nivel de diversificación del portafolio pecuario	La diversificación del portafolio pecuario se mide como el número animales diferentes criados dentro de la UA. Al analizar la muestra, se identifica que el rango de diversificación se encuentra entre 1 y 13 animales diferentes criados dentro de la UA.
N.º 7: A nivel de acceso a mercados	El nivel de acceso a mercados presenta dos categorías: (i) aquellos productores que acceden a mercados locales y/o regionales únicamente (63,8%) y (ii) aquellos que acceden a mercados de agroindustria y/o mercado exterior (36,2%).

Fuente: ENA, en INEI (2017, 2018, 2019). Elaboración propia, 2023.

4. Análisis de resultados

4.1 Resultados principales

Antes de aplicar, a la base de datos limpiada como se explicó, el PSM con las especificaciones del modelo empírico explicitadas anteriormente, analizamos la significancia de las diferencias entre los grupos muestrales (de tratamiento y de control) en función del *set* de covariables observables. La tabla 3 muestra que estas diferencias son estadísticamente significativas al 99% de confianza, para todos los casos.

Tabla 3
Diferencias entre los grupos muestrales (*ex ante* al PSM)

Set de covariables	Control			Tratamiento			Diferencia
	N.º obs.	Media	Desv. est.	N.º obs.	Media	Desv. est.	
educ_primaria	74 659	0,51	0,50	3523	0,40	0,49	-0,108***
educ_secundaria	74 659	0,29	0,45	3523	0,40	0,49	0,105***
educ_nouniv	74 659	0,05	0,21	3523	0,09	0,29	0,043***
educ_univ	74 659	0,04	0,20	3523	0,08	0,27	0,039***
edad	74 659	54,06	15,03	3523	52,86	12,99	-1,199***
sexo	74 659	0,71	0,45	3523	0,81	0,39	0,098***
experiencia	74 659	25,93	14,67	3523	23,95	12,83	-1,982***
especializacion	74 659	0,71	0,45	3523	0,67	0,47	-0,035***
castellano	74 659	0,59	0,49	3523	0,73	0,45	0,134***

Nota. *** $p < 0,01$.

Fuente: ENA, en INEI (2017/2018/2019). Elaboración propia, 2023.

Tras ello, aplicamos el emparejamiento mediante una regresión *probit*, con la asignación del tratamiento como variable dependiente y el *set* de covariables como regresor. Los resultados de esta regresión (véase el anexo 3) evidencian que todas las observaciones forman parte del soporte común; sin embargo, el *output* de la técnica de emparejamiento deja sin ponderación a 42 observaciones³².

³² Tal recorte implica una pérdida de representatividad ínfima, teniendo en cuenta la cantidad de observaciones en el *pool* de datos. Específicamente, solo se pierde el 0,05% de los datos.

Sin embargo, el proceso de emparejamiento a través del PSM exige una validación luego de su aplicación, por lo que fue necesario volver a realizar la estimación de la significancia en las diferencias entre ambos grupos muestrales en función del *set* de covariables. Al respecto, en la tabla 4 se observa que esas diferencias tienen un valor estadístico nulo para todas las variables covariables seleccionadas, lo que implica que fue mitigado el sesgo observacional en la asignación al tratamiento. Esta validación del balance muestral valida a su vez las respectivas características mostradas en dicha tabla. En particular, que, en promedio: el 81% de las UA son conducidas por hombres, el 67% de los jefes de UA están especializados en la actividad agropecuaria, cuentan con una experiencia en la materia que asciende a 24 años, su edad se encuentra entre 52 y 53 años, y la lengua materna de entre el 72% y 73% de ellos es el castellano.

Tabla 4
Diferencias entre los grupos muestrales (*ex post* al PSM)

Set de covariables	Control			Tratamiento			Diferencia posterior
	N.º obs.	Media	Desv. est.	N.º obs.	Media	Desv. est.	
educ_primaria	74 617	0,40	0,49	3523	0,40	0,49	0,002
educ_secundaria	74 617	0,39	0,49	3523	0,40	0,49	0,003
educ_nouniv	74 617	0,09	0,29	3523	0,09	0,29	-0,002
educ_univ	74 617	0,08	0,27	3523	0,08	0,27	-0,003
edad	74 617	52,93	13,01	3523	52,86	12,99	-0,070
sexo	74 617	0,81	0,39	3523	0,81	0,39	0,001
experiencia	74 617	24,01	12,83	3523	23,95	12,83	-0,064
especializacion	74 617	0,67	0,47	3523	0,67	0,47	0,003
castellano	74 617	0,72	0,45	3523	0,73	0,45	0,002

Notas. *** p<0,01, ** p <0,05, * p<0,1.

Fuente: ENA, en INEI (2017, 2018, 2019). Elaboración propia, 2023.

En esa línea, la tabla 5 muestra los resultados en función de tipo de balance muestral: (i) antes de aplicar el PSM y (ii) luego de aplicar el PSM. Además, con la finalidad de analizar preliminarmente la sensibilidad de los resultados, para cada tipo de balance muestral se presentan tres variaciones en la regresión: (i) sin controles, (ii) excluyendo las variables de capacitación y número de temas de asistencia técnica recibidos, y (iii) el modelo completo.

En general, se observa que todos los resultados son estadísticamente significativos –como mínimo, al 95% de confianza–, independientemente del tipo de balance muestral (con o sin PSM) y el modelo de regresión utilizado. Sin embargo, cabe precisar que los resultados de la regresión principal se encuentran en la columna 6 de esa tabla, ya que corresponden al modelo completo una vez mitigado el sesgo de selección luego de aplicar el PSM.

Tabla 5
Resultados de la regresión principal

Variables	Antes de aplicar el PSM			Luego de aplicar el PSM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sin controles	Sin capacit. ni num_AT	Modelo completo	Sin controles	Sin capacit. ni num_AT	Modelo completo
	log_prod.	log_prod.	log_prod.	log_prod.	log_prod.	log_prod.
tratamiento	0,324*** (0,039)	0,246*** (0,034)	0,221*** (0,035)	0,099** (0,044)	0,086** (0,039)	0,131*** (0,038)
AT	0,055 (0,041)	0,357*** (0,027)	0,041 (0,036)	0,405*** (0,044)	0,533*** (0,037)	0,256*** (0,038)
num_AT	0,307*** (0,026)	0,401*** (0,011)	0,198*** (0,023)	0,226*** (0,010)		0,139*** (0,008)
asociatividad	0,412*** (0,013)		0,387*** (0,011)	0,335*** (0,016)	0,540*** (0,013)	0,318*** (0,014)
capacitacion	0,392*** (0,017)		0,213*** (0,015)	0,182*** (0,013)		0,133*** (0,011)
sup_ha		0,405*** (0,004)	0,402*** (0,004)		0,421*** (0,004)	0,426*** (0,004)
sup_ha ²		-0,019*** (0,000)	-0,019*** (0,000)		-0,020*** (0,000)	-0,019*** (0,000)
educ_primaria		0,166*** (0,016)	0,162*** (0,016)		0,138*** (0,026)	0,137*** (0,025)
educ_secundaria		0,346*** (0,018)	0,339*** (0,018)		0,430*** (0,026)	0,374*** (0,026)
educ_nouniv		0,373*** (0,026)	0,359*** (0,026)		0,438*** (0,030)	0,403*** (0,029)

educ_univ	0,489***	0,473***		0,566***	0,497***	
	(0,027)	(0,027)		(0,030)	(0,030)	
edad	0,017***	0,017***		0,024***	0,021***	
	(0,002)	(0,002)		(0,003)	(0,002)	
edad ²	-0,000***	-0,000***		-0,000***	-0,000***	
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	
sexo	0,210***	0,207***		0,230***	0,199***	
	(0,010)	(0,010)		(0,012)	(0,011)	
experiencia	0,013***	0,013***		0,016***	0,014***	
	(0,001)	(0,001)		(0,001)	(0,001)	
experiencia ²	-0,000***	-0,000***		-0,000***	-0,000***	
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	
especializacion	0,160***	0,160***		0,247***	0,211***	
	(0,010)	(0,010)		(0,010)	(0,010)	
castellano	0,234***	0,237***		0,383***	0,320***	
	(0,013)	(0,013)		(0,011)	(0,014)	
constante	7,845***	6,051***	6,051***	8,213***	5,446***	5,812***
	(0,008)	(0,057)	(0,056)	(0,011)	(0,068)	(0,066)
R ²	0,35	0,49	0,50	0,33	0,47	0,50
Observaciones	78 182	78 182	78 182	78 140	78 140	78 140

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p <0,05.

Fuente: ENA, en INEI (2017, 2018, 2019). Elaboración propia, 2023.

Dicho modelo permite evidenciar que la asistencia técnica presenta un efecto positivo y significativo del 25,6% sobre la productividad agropecuaria. Este resultado es consistente con lo encontrado por estudios como el de Torres *et al.* (2021), quienes hallan un efecto aún mayor –del 50,4%– en el valor de producción por hectárea. También evidencia que la recepción de un rubro adicional de asistencia técnica genera un aumento significativo del 13,9% en la productividad agropecuaria. Asimismo, que la asociatividad impacta positiva y significativamente la productividad de los productores, en un 31,8%; siendo este un resultado consistente con lo obtenido por estudios como el de Kashiwagi (2020).

A su vez, el modelo exhibe un significativo efecto conjunto para aquellos productores que forman parte de una asociación agropecuaria y, simultáneamente, reciben asistencia técnica. En efecto, los productores que reportan

ambas variables son, en promedio, un 13,1% más productivos que los sin ambas características. Este resultado verifica la hipótesis de que la asociatividad genera espacios para el trabajo colaborativo, cooperativo y coordinado entre productores (Bobadilla *et al.*, 2019), en los cuales puede compartirse el conocimiento práctico canalizado bajo la asistencia técnica en términos de adopción de tecnología, mejores prácticas agropecuarias y para la sostenibilidad de las cosechas (Foncodes, 2020).

Sobre el *set* de controles, si bien al respecto no se busca identificar un efecto causal sino solo una asociación, resaltan algunos coeficientes obtenidos. Así, encontramos que los coeficientes relacionados con la educación se comportan adecuadamente, ya que, a mayor nivel educativo, los productores evidencian una mayor productividad. Y encontramos que el hecho de que el productor sea hombre está asociado a un significativo diferencial del 20,7% en su productividad, con respecto a cuando es mujer.

También encontramos que los incrementos de un año en las variables de edad y experiencia están asociados a incrementos en la productividad agropecuaria equivalentes al 3,0% y al 1,9%, respectivamente. Pero estos diferenciales presentan rendimientos marginales decrecientes, lo que podría deberse a diversos factores que requieren más investigación, tales como: (i) fatiga y agotamiento, (ii) cambios en la motivación, (iii) falta de adecuación a tecnología y entorno productivo; entre otros (Zhou & Li, 2022).

Similarmente, el incremento de una hectárea en la superficie agropecuaria está asociado a un significativo diferencial de la productividad agropecuaria, del 45,8%. Pero este diferencial también presenta rendimientos marginales decrecientes, lo que en el contexto peruano podría reflejar limitaciones en recursos como agua, fertilizantes o mano de obra, que reducen los beneficios de la expansión territorial (Midagri, 2013).

4.2 Pruebas de robustez

Los estudios empíricos señalan que los resultados obtenidos con una regresión como la de nuestra investigación pueden variar en función de tres aspectos principales: (i) sesgo por variables no observables, (ii) algoritmo de *matching* y (iii) valores de los *calipers*. Ya hemos explicado que la verificación del balance muestral a través del *set* de covariables seleccionado implica que hemos mitigado el posible sesgo de asignación al tratamiento (encontrarse asociado y recibir asistencia técnica). Pero las variables observables no constituyen la única fuente de endogeneidad. También es necesario evaluar el sesgo generado por la omisión de variables no observables, tales como la

motivación del productor, sus habilidades innatas y su percepción del riesgo (Fischer & Qaim, 2012).

Por ello, hemos calculado los Rosenbaum *bounds* y obtenido que las características no observables entre ambos grupos muestrales tendrían que diferir en un 675% para alterar la validez de los resultados provistos por nuestra regresión principal. Este valor está muy por encima del propuesto por Ortega *et al.* (2019), quienes sostienen que las estimaciones son robustas al sesgo no observable si los Rosenbaum *bounds* tienen valores de entre un 30 y un 90%. Por tanto, nuestros resultados son robustos al sesgo no observable.

Además, en vista de que nuestros resultados fueron obtenidos con el algoritmo de emparejamiento de *radius matching* con un *caliper* de 0,001, para evaluar su robustez hemos utilizado el algoritmo de emparejamiento *nearest neighbour*³³, aplicando la variación con y sin reemplazo, y no solo ante el *caliper* original (0,001), sino también ante otro *caliper* estricto (0,008). La tabla 6 sintetiza los resultados respectivos, mostrando los coeficientes principales de la regresión y el Rosenbaum *bound* asociado a cada algoritmo de emparejamiento y *caliper*.

En dicha tabla se observa que la variable de tratamiento exhibe resistencia a la variación en el algoritmo de emparejamiento, incluso ante distintos *calipers* estrictos y variantes de reemplazo. Por un lado, el valor del Rosenbaum *bound* calculado para cada caso está consistentemente por encima del nivel de sensibilidad considerado adecuado por los estudios especializados. Por otro lado, si bien la reducción del nivel de confianza (del 99 al 90%) implica cierta pérdida de confiabilidad en los resultados, esto resulta principalmente de la reducción muestral (y consecuente pérdida de poder estadístico), que a su vez es consecuencia de la variación en el método de emparejamiento. Pese a esta ligera pérdida de confiabilidad, es evidente que el impacto del tratamiento muestra un gran incremento en la productividad agropecuaria, en un rango de entre el 24,8y el 29,2%; lo cual resalta la robustez de nuestros hallazgos.

³³ Según Caliendo y Kopeinig (2008), bajo el algoritmo de *nearest neighbours*, el individuo del grupo de control se elige compañero de emparejamiento para un individuo tratado, que es el más cercano en términos de *propensity score*. Este emparejamiento tiene dos variantes: (i) con reemplazo y (ii) sin reemplazo. En la variante con reemplazo, un individuo no tratado puede usarse más de una vez como objeto de comparación para individuos tratados.

Tabla 6
Robustez de los resultados ante variaciones en el algoritmo de emparejamiento y *calipers*

Método de emparejamiento y <i>caliper</i>	N.º obs.	Asociatividad	AT	Tratamiento	Rosenbaum <i>bound</i>
<i>Nearest neighbour</i> (n=1) con <i>caliper</i> de 0,001 – sin reemplazo	7046	0,326***	0,165	0,248*	250%
<i>Nearest neighbour</i> (n=1) con <i>caliper</i> de 0,008 – sin reemplazo	7046	0,327***	0,175	0,247*	245%
<i>Nearest neighbour</i> (n=1) con <i>caliper</i> de 0,001 – con reemplazo	6362	0,289***	0,147	0,292**	235%
<i>Nearest neighbour</i> (n=1) con <i>caliper</i> de 0,008 – con reemplazo	6362	0,289***	0,147	0,292**	235%
<i>Radius matching</i> con <i>caliper</i> de 0,001	78 140	0,318***	0,256***	0,131***	675%
<i>Radius matching</i> con <i>caliper</i> de 0,008	78 182	0,319***	0,257***	0,132***	690%

Notas. Los resultados corresponden al modelo completo de la regresión principal. En todos los casos es nula la significancia estadística de las diferencias entre ambos grupos muestrales en función del *set* de co-variables. Además, para cada variación se cumple que los coeficientes del resto de regresores no incluidos en la tabla son significativos al 99% de confianza. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.
Fuente: ENA, en INEI (2017, 2018, 2019). Elaboración propia, 2023.

4.3 Limitaciones

La presente investigación aporta una estimación preliminar del efecto complementario existente entre la asistencia técnica y la asociatividad sobre la productividad del sector agropecuario. Sin embargo, el diseño de nuestro estudio adolece de tres limitaciones relacionadas con la fuente de información utilizada.

En primer lugar, la ENA no cuenta con un panel de datos, sino que corresponde a distintos cortes transversales con granularidad anual. Ello implica que no hace un seguimiento individual de los productores año tras año, lo cual impide la aplicación de la metodología de diferencias en diferencias para la mitigación del sesgo generado por los efectos individuales de cada productor. Para ello, tuvimos que aplicar el PSM, con la inclusión de efectos fijos dentro del *pool* de datos y demás especificaciones descritas previamente.

En segundo lugar, la ENA no es precisa respecto a las características de los servicios de extensión agraria. Para el caso de la asistencia técnica, por ejemplo, si bien la ENA distingue entre capacitación y asistencia técnica, reporta la asistencia técnica de forma discreta (recepción o no recepción). Lo cual no permite observar la intensidad de la provisión de la asistencia técnica para cada productor agropecuario. Ello nos obligó a incorporar la intensidad en forma de *proxy*, a través del número de temas de asistencia recibidos. Además, por la naturaleza temporal de la asistencia técnica, los resultados de este aprendizaje práctico no se reflejan necesariamente en la productividad del mismo período. Pese a que la pregunta en la ENA recoge la información de los últimos tres años, no es posible separar el efecto de una asistencia técnica anterior a este período.

En tercer lugar, la falta de información en la ENA sobre la dinámica asociativa impide medir el grado de participación de un productor en su asociación ni, por ende, el grado de cooperación y coordinación entre los miembros de las asociaciones. Carece entonces de datos sobre un aspecto fundamental para comprender cómo esas asociaciones pueden potenciar la productividad y la resiliencia en el sector agropecuario, a través de los mecanismos de transmisión considerados en nuestro marco analítico.

Sin mengua de lo anterior, hemos demostrado que nuestra metodología ha mitigado las limitaciones señaladas y podemos confiar en la validez de nuestros resultados, en vista de que han sido validados por las rigurosas pruebas de robustez aplicadas: variación del algoritmo de emparejamiento, inclusión de distintos *calipers* y cálculo de los Rosenbaum *bounds*.

5. Conclusiones y recomendaciones

Hemos realizado esta investigación con el objetivo principal de evaluar la existencia de un positivo efecto conjunto entre la asistencia técnica y la asociatividad sobre la productividad del sector agropecuario peruano. Los resultados obtenidos son favorables a la corroboración de nuestra hipótesis, pues muestran que dicho efecto conjunto es del 13,1%, y también muestran un positivo efecto individual del 25,6% para la asistencia técnica y del 31,8% para la asociatividad.

Estos resultados han sido obtenidos empleando la estrategia metodológica de *propensity score matching* e incluyendo efectos fijos departamentales, temporales y a nivel características del productor, en el *pool* de datos de la ENA para el período 2017-2019. Y hemos comprobado que son resultados robustos a diferentes tipos de producto, diversificación y destino de la producción; que

son resistentes al sesgo por factores no observables; y que permanecen válidos cuando se varía el algoritmo de emparejamiento y el *caliper*.

El mencionado efecto complementario del 13,1% sobre el rendimiento productivo agrario sugiere que pueden darse en la práctica los mecanismos de transmisión descritos en nuestro marco analítico. Es decir, que: (i) el intercambio de conocimientos es más enriquecedor cuando los productores agropecuarios tienen más experiencia práctica, mejores técnicas productivas y/o saberes tecnológicos; y (ii) al recibir la asistencia técnica que mejora sus capacidades prácticas y técnicas, el productor gana confianza en sí mismo y en su capacidad efectiva de relacionarse beneficiosamente con los demás en general y con los miembros de su asociación en particular. Recomendamos que futuras investigaciones profundicen el estudio de estos canales de transmisión, para lo cual se requerirá levantar información primaria que permita evaluarlos.

Y nuestros resultados también son relevantes en materia de política pública. En primer lugar, porque, además de confirmar con evidencia robusta la importancia de que el Estado continúe y expanda la provisión de asistencia técnica gratuita a los productores del sector agropecuario, señalan que esta asistencia debe adecuarse a las necesidades de cada productor, considerando sus debilidades específicas que afectan su rendimiento productivo. Sin embargo, para que el Estado pueda adaptar la provisión de asistencia técnica de manera efectiva a las necesidades de cada productor, es imperativo que conduzca un esfuerzo previo de recopilación de información primaria. Ello implica una mayor presencia y participación del Estado en el sector, a través de un trabajo estrecho con las asociaciones de productores y otros actores clave, a fin de recopilar datos que identifiquen las necesidades y desafíos específicos que enfrenta cada productor.

En segundo lugar, es fundamental continuar con la promoción de la asociatividad como una estrategia de alto impacto. Es necesario que los productores agropecuarios conozcan mejor los beneficios de asociarse y cómo establecer y gestionar una asociación adecuadamente. Ya que pertenecer a una asociación facilita el intercambio de información y el acceso a tecnologías más eficientes, estimula el interés de los productores por mejorar su rendimiento, amplía el alcance de la asistencia técnica y difunde sus beneficios. Para ello, el Estado y entidades privadas competentes deben formular estrategias coordinadas que impulsen la conformación de asociaciones, e instrumentos que guíen la participación de los productores en sus asociaciones a fin de que estas sean eficientes y sostenibles.

Por último, es necesario considerar estrategias que aborden el desarrollo de ambas variables –asistencia técnica y asociatividad– en conjunto. Para ello, es importante tener en cuenta que las asociaciones pueden servir como un mecanismo de focalización eficiente, para identificar a los productores que más requieren de asistencia técnica y asegurar su provisión efectiva. Además, la colaboración dentro de las asociaciones crea un canal de confianza entre los productores, donde la experiencia y el conocimiento se comparten de manera natural, con productores más experimentados actuando como capacitadores de sus colegas. Un ejemplo de ello son los llamados «talentos rurales», quienes son productores destacados en su actividad agropecuaria y que son capacitados para brindar servicios de extensión agraria puntual; siendo esta una de las primeras interacciones entre asistencia técnica y asociatividad.

Referencias

- Adjin, K., Goundan, A., Henning, C., & Saar, S. (2020). *Estimating the impact of agricultural cooperatives in Senegal: Propensity score matching and endogenous switching regression analysis*. Agricultural Policy Working Papers Series, WP2020-10. Chair of Agricultural Policy, University of Kiel. <http://www.agrarpol.uni-kiel.de/.../working-papers-of-agricultural-policy>
- Aker, J. C. (2011). Dial «A» for agriculture: A review of information and communication technologies for agricultural extension in developing countries. *Agricultural Economics*, 42(6), 631-647. doi:10.1111/j.1574-0862.2011.00545.x
- Belloumi, M., & Matoussi, M. S. (2009). Measuring agricultural productivity growth in MENA countries. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 1(4), 103-113. [http://www.academicjournals.org/.../article1379603749_Belloumi and Matoussi.pdf](http://www.academicjournals.org/.../article1379603749_Belloumi%20and%20Matoussi.pdf)
- Blekking, J., Gatti, N., Waldman, K., Evans, T., & Baylis, K. (2021). The benefits and limitations of agricultural input cooperatives in Zambia. *World Development*, 146, 105616. doi:10.1016/j.worlddev.2021.105616
- Bobadilla, P., Puente, M. P., & Fernández, R. (2019). La influencia de la asociatividad en el desarrollo de oportunidades productivas: el caso de cuatro asociaciones agropecuarias de la región Moquegua – Perú. *Debates en Sociología*, 48, 65-102. doi:10.18800/debatesensociologia.201901.003
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72. doi:10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x
- ComexPerú. (2021). *Desempeño del mercado laboral peruano. Resultados en 2021*. Sociedad de Comercio Exterior del Perú. <https://www.comexperu.org.pe/.../reporte-laboral-001.pdf>

- Davis, K., Nkonya, E., Kato, E., Mekonnen, D. A., Odendo, M., Miiro, R., & Nkuba, J. (2012). Impact of farmer field schools on agricultural productivity and poverty in East Africa. *World Development*, 40(2), 402-413. doi:10.1016/j.worlddev.2011.05.01
- Díaz B., J. R. (2014). *Enfoque de asistencia técnica y capacitación para agricultores clientes del Banco Agropecuario – Agrobanco* (monografía de licenciatura). Facultad de Agronomía, Universidad Nacional Agraria La Molina. <https://repositorio.lamolina.edu.pe/handle/20.500.12996/848>
- Domínguez, A., & Ulloa, M. (2016). *Innovación en las mypes de equipo eléctrico y de maquinaria y equipo de Los Olivos a partir de la asociatividad empresarial: estudio de casos múltiples* (tesis de licenciatura). Facultad de Gestión y Alta Dirección, Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/20.500.12404/8667>
- Escobal, J., & Ponce, C. (2016). Caracterizando la intervención. En J. Escobal & C. Ponce (Eds.), *Combinando protección social con generación de oportunidades económicas: una evaluación de los avances del programa Haku Winay* (pp. 23-34). Grupo de Análisis para el Desarrollo. https://www.grade.org.pe/.../LIBROGRADE_FORD_HakuWinay.pdf
- Escobal, J., Fort, R., & Zegarra, E. (Eds.) (2015). *Agricultura peruana: nuevas miradas desde el censo agropecuario*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. https://www.grade.org.pe/.../LIBROGRADE_CENAGRO.pdf
- Fischer, E., & Qaim, M. (2012). Linking smallholders to markets: Determinants and impacts of farmer collective action in Kenya. *World Development*, 40(6), 1255–1268. doi: 10.1016/j.worlddev.2011.11.018
- Foncodes. (2020). *Memoria Anual 2020*. Fondo de Cooperación para el Desarrollo Social. <https://www.gob.pe/.../foncodes/informes-publicaciones/815189-memoria-institucional>
- Guo, G., Wen, Q. & Zhu, J. (2015). The impact of aging agricultural labor population on farmland output: From the perspective of farmer preferences. *Mathematical Problems in Engineering*, 730618. doi:10.1155/2015/730618
- Higuchi, A., & Mahera, R. (2022). *La importancia de la asistencia técnica en la productividad y la asociatividad en la calidad del cacao. Lecciones de experiencia de Tocache, Perú*. Propuesta de Política Pública 51. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. <https://ciup.up.edu.pe/media/3115/ciup-ppp51.pdf>
- INEI. (2017/2018/2019). Encuesta Nacional Agropecuaria. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.gob.pe/institucion/inei/colecciones/9028-encuestas-y-registros>
- INEI. (2021). Encuesta Nacional de Hogares (Enaho). Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.datosabiertos.gob.pe/dataset/encuesta-nacional-de-hogares-enaho-2021>
- INIA. (2016). *Guía metodológica para la transferencia de tecnología agraria*. Instituto Nacional de Innovación Agraria. <https://repositorio.inia.gob.pe/handle/20.500.12955/479>

- Kashiwagi, K. (2020). The impact of agricultural cooperatives on efficiency and productivity: Evidence from olive-growing farms in West Bank of Palestine. *New Medit*, 19(3), 21-42. doi:10.30682/nm2003b
- Maharjan, K., & Fradejas, C. (2006). *Role of cooperative in improving accessibility to production resources and household economy of backyard pig raisers in Batangas, Philippines*. En *2006 Annual Meeting, International Association of Agricultural Economists (IIAE)*. August 12-18. Queensland, Australia. doi:10.22004/ag.econ.25583
- Manzo, F., Rodríguez, D., & Triveño G. (2020). *Análisis del mercado de los servicios de extensión agraria en el Perú y propuesta de estrategia para su desarrollo en el marco del SNIA*. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA). Programa Nacional de Innovación Agraria. <http://repositorio.inia.gob.pe/handle/20.500.12955/1342>
- Markelova, H., & Mwangi, E. (2010). Collective action for smallholder market access: Evidence and implications for Africa. *Review of Policy Research*, 27(5), 621-640. doi:10.1111/j.1541-1338.2010.00462.x
- Midagri. (2013). Plan de Nacional de Difusión de la Información Agraria Especializada (PNDIA) 2013-2017. Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego. <https://www.midagri.gob.pe/.../rediagro/2018/consultorias/pndia-2013-17.pdf>
- Midagri. (2020). *Memoria anual del sector agrario y de riego 2020*. Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego. <https://www.midagri.gob.pe/.../pcm/2021/memoria-anual2020.pdf>
- Midagri. (2021). *Anexo 2: Contenidos mínimos del programa presupuestal «Mejora de la articulación de los pequeños productores agropecuarios al mercado»*. Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego. <https://www.midagri.gob.pe/.../meta-7/prog-presu-meta-anexo2-2021.pdf>
- Ortega, D., Bro, A., Clay, D., López, M., Tuyisenge, E., Church, R., & Bizoza, A. (2019). Cooperative membership and coffee productivity in Rwanda's specialty coffee sector. *Food Security*, 4, 967-979. doi:10.1007/s12571-019-00952-9
- Penot, E., Chambon, B., & Myni, T. (2021). *Economic calculations for assessing agricultural systems. Cost benefit analysis and farm level real budget analysis*. Document de Travail. Cirad; ABSys; UMR Innovation. <https://agritrop.cirad.fr/598716/1/>
- Ragasa, C., & Mazunda, J. (2018). The impact of agricultural extension services in the context of a heavily subsidized input system: The case of Malawi. *World Development* 105(C), 25-47. doi:10.1016/j.worlddev.2017.12.004
- Robinson-Pant, A. (2016). *Learning knowledge and skills for agriculture to improve rural livelihoods*. Unesco; Fondo Internacional de Desarrollo Agrícola. doi:10.54675/MVBQ1464
- Rosenbaum, P. (2005). Observational study. *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science*, 3, 1451-1462. doi:10.1002/0470013192.bsa454
- Seok, J. H., Moon, H., Kim, G., & Reed, M. (2018). Is aging the important factor for sustainable agricultural development in Korea? Evidence from the relationship between aging and farm technical efficiency. *Sustainability*, 10(7), 1-15. MDPI. doi:10.3390/su10072137

- Sheng, Y., Ding, J., & Huang, J. (2019). The relationship between farm size and productivity in agriculture: Evidence from maize production in Northern China. *American Journal of Agricultural Economics*, 101, 790-806. doi:10.1093/ajae/aay104
- Suárez, M., & Suárez, L. (2017). El conocimiento, determinante en procesos de asociatividad: una experiencia en conformación de redes empresariales. *Encuentros*, 15(2), 83-97. doi:10.15665/re.v15i2.850
- Torres, N., Dávalos, E., & Morales, L. (2021). *Heterogeneous effects of agricultural technical assistance in Colombia*. Borradores de Economía, 1164. Colombia: Banco de la República. doi:10.32468/be.1164
- Wollni, M., & Zeller, M. (2007). Do farmers benefit from participating in specialty markets and cooperatives? The case of coffee marketing in Costa Rica. *Agricultural Economics*, 37(2-3), 243-248. doi:10.1111/j.1574-0862.2007.00270.x
- Wongnaa, C. A., & Babu, S. (2020). Building resilience to shocks of climate change in Ghana's cocoa production and its effect on productivity and incomes. *Technology in Society*, 62, 101288. doi:10.1016/j.techsoc.2020.101288
- Wooldridge, J.M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press. <https://ipcig.org/evaluation/apoio/Wooldridge...pdf>
- Wu, H., Ding, S., Pandey, S. & Tao, D. (2010). Assessing the impact of agricultural technology adoption on farmers' well-being using propensity-score matching analysis in rural China. *Asian Economic Journal*, 24(2). doi:141-160. 10.1111/j.1467-8381.2010.02033.x
- Zheng, S., Wang, Z., & Awokuse, T. O. (2012). Determinants of producers' participation in agricultural cooperatives: Evidence from Northern China. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 34(1), 167-186. doi:10.1093/aapp/ppr044
- Zhou, D., & Li, L. (2022). Farming experience, personal characteristics, and entrepreneurial decisions of urban residents: Empirical evidence from China. *Frontiers in Psychology*, 13, 859936. doi:10.3389/fpsyg.2022.859936

Anexo 1. Distribución muestral del efecto fijo a nivel de producto agrícola principal

La muestra cuenta con 212 productos agrícolas diferentes. Por ello, es necesario identificar aquellos cultivos con mayor presencia en la muestra, con la finalidad de seleccionar las categorías más relevantes y evitar la pérdida excesiva de grados de libertad. Para ello, se selecciona todos aquellos productos agrícolas que superan el 1% de participación dentro de la muestra. Así, el efecto fijo considera 17 productos diferentes y una categoría de «otros productos agrícolas» que agrupa a todos aquellos productos que no superan el 1% de participación; por ejemplo, la toronja, el tomillo, la estevia, entre otros.

Producto agrícola	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
Alfalfa	1670	2,14	2,14
Arroz	3141	4,02	6,15
Arveja	950	1,22	7,37
Cacao	2528	3,23	10,6
Café	4427	5,66	16,26
Frijol	1014	1,3	17,56
Haba	1189	1,52	19,08
Limón	880	1,13	20,21
Maíz	11 967	15,31	35,51
Mango	970	1,24	36,76
Palto	2511	3,21	39,97
Papa	16 029	20,5	60,47
Plátano	6631	8,48	68,95
Quinua	846	1,08	70,03
Trigo	1011	1,29	71,33
Vid	700	1,00	72,22
Yuca	1537	1,97	74,19
Otros productos agrícolas	20 181	25,81	100
Total	78 182	100	

Fuente: INEI (2017, 2018, 2019). Elaboración propia, 2023.

Anexo 2. Distribución muestral del efecto fijo a nivel de producto pecuario principal

La muestra cuenta con 13 productos pecuarios diferentes. A diferencia de los productos agrícolas, es posible conservar a todas las categorías de animales como parte de los efectos fijos a nivel de producto pecuario principal. Ello se debe a que la inclusión de las categorías no genera una alta pérdida de grados de libertad, a diferencia de lo que sucede con el caso de los productos agrícolas.

Producto pecuario	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
Vacunos	11 105	14,2	14,2
Ovinos	7515	9,61	23,82
Caprinos	836	1,07	24,89
Porcinos	6858	8,77	33,66
Llamas	206	0,26	33,92
Alpacas	1200	1,53	35,46
Cuyes	11 117	14,22	49,68
Patos	1239	1,58	51,26
Pavos	579	0,74	52,00
Conejos	151	0,19	52,19
Pollos de engorde	1644	2,10	54,30
Gallinas	12 333	15,77	70,07
Gallos	1147	1,47	71,54
No se dedican a la actividad pecuaria	22 252	28,46	100
Total	78 182	100	

Fuente: INEI (2017, 2018, 2019). Elaboración propia, 2023.

Anexo 3. Resultados del *probit* respecto al *radius matching* del PSM para la regresión principal

El modelo *probit* para la asignación del *propensity score* de cada unidad de análisis consiste en estimar la regresión de la variable de tratamiento como dependiente y el *set* de covariables sugeridos por la literatura como regresores. Como se observa en la siguiente tabla, que muestra los resultados del *probit*, todas las variables son significativas al 99% de confianza para la asignación del tratamiento; salvo por la variable experiencia, que es significativa al 95%.

Variabales	Tratamiento
educ_primaria	0,274*** (0,039)
educ_secundaria	0,525*** (0,041)
educ_nouniv	0,694*** (0,049)
educ_univ	0,684*** (0,051)
edad	0,000*** (0,004)
edad ²	-0,000*** (0,000)
sexo	0,167*** (0,019)
experiencia	0,006** (0,003)
experiencia ²	-0,000*** (0,000)
especializacion	0,006*** (0,018)
castellano	0,196*** (0,018)
constante	-3,434*** (0,018)
R^2	0,036
Observaciones	78 182

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$.

Fuente: INEI (2017, 2018, 2019). Elaboración propia, 2023.

Inclusión financiera y determinantes del acceso al crédito en la pequeña y mediana agricultura: un análisis del caso peruano³⁴

Nicolás Sebastián Claverías Cisneros

Abdón Cárdenas Pérez

Introducción

Al pequeño y mediano agricultor le es difícil obtener crédito formal debido a diversos factores sociodemográficos, económicos, ambientales y de incertidumbre (Gutiérrez, Salinas, & Wong, 2017); lo cual hace variable y complejo el comportamiento de cada agricultor para conseguir crédito. Esto explica la relevancia de conocer qué factores son los que afectan con mayor probabilidad el acceso del agricultor al crédito formal, a fin de promover la inclusión financiera en un sector donde la pobreza monetaria tiene un fuerte impacto.

En los últimos años, las estrategias de inclusión financiera en Latinoamérica se han centrado en ampliar la oferta de crédito, incentivando la participación de instituciones financieras capaces de ofrecer canastas de productos financieros diversos según las necesidades de los posibles demandantes (Villarreal, 2017). No obstante, siguen existiendo barreras a la obtención de crédito formal en el Perú, como altos costos de transacción en las zonas rurales, falta de educación financiera, riesgos elevados, burocracia, entre otras (Cámara, Peña, & Tuesta, 2013).

Si bien las agroexportaciones peruanas han aumentado grandemente y el Perú es uno de los principales productores mundiales de mangos, paltas, uvas,

³⁴ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2023. Los autores agradecen al profesor José González Quijano por su valiosa asesoría durante la realización de la investigación; así como a los integrantes del jurado, profesores Carlos Parodi y David Wong, por sus observaciones ricas en conocimientos y experiencias.

quinua, espárragos y arándanos, la pequeña y mediana agricultura familiar adolece aún de una baja productividad que frena su desarrollo (Agrobanco, 2022). Además, durante la última década, la agricultura ha estado expuesta a cambios climáticos y desastres naturales como el fenómeno de El Niño y fuertes lluvias de verano (Gutiérrez *et al.*, 2017). Esto hace que otorgar créditos agrícolas sea más riesgoso para las instituciones financieras.

Según Pérez y Titelman (2018), la inclusión financiera tiene tres dimensiones: acceso, uso y calidad. El acceso se refiere a poder utilizar los servicios y productos que brindan las instituciones financieras. El uso se refiere a la frecuencia con que se utiliza los productos financieros de manera efectiva. Y la calidad, a si los productos financieros se adaptan o no a las necesidades y expectativas del cliente. La presente investigación busca contribuir a entender la primera dimensión de la inclusión financiera: el acceso al crédito.

Por su parte, Claessens (2006) distingue tres grupos de agentes económicos. Los que acceden a servicios financieros y los usan. Los que se excluyen voluntariamente y no acceden al crédito porque no lo necesitan, o no tienen conocimiento y/o asumen que no serán capaces de usarlo o pagarlo. Y los que padecen de exclusión involuntaria, a resultas de haber sido rechazados por la entidad financiera que los considera riesgosos por no tener un historial crediticio, o porque son altas las barreras para acceder al sistema financiero.

Aquí buscamos los determinantes de dicha exclusión, sea voluntaria o involuntaria, que influyen en si el agricultor solicita o no el crédito formal, y en si lo obtiene o no. Respecto a la solicitud de crédito, datos de la Encuesta Nacional Agropecuaria (ENA) muestran que el 11% de los agricultores lo solicita y el restante 89%, no. Respecto a la obtención del crédito, de ese 11% que lo solicita, el 91% lo obtiene y al 9% se le rechaza la solicitud (INEI, 2019). Por tanto, solo el 10% de los pequeños agricultores del Perú está incluido financieramente. Y del Censo Nacional Agropecuario (Cenagro) se deduce que las principales razones por las cuales los agricultores no solicitan créditos y, por ende, no están incluidos financieramente, son por no tener necesidad de crédito, altos intereses, falta de garantías necesarias y trámites complicados (Grade, 2015).

Esos datos también muestran que el 71% de los agricultores son hombres y el 29% son mujeres, y que el nivel educativo de los hombres es mayor que el de las mujeres. Respecto a la distancia, datos en la ENA indican que la mayoría de los agricultores se demora más de 1 hora para desplazarse de su unidad agropecuaria a la capital distrital, y que el tiempo promedio para acceder a una oficina en la zona rural es de 111 minutos. Y respecto a las hectáreas,

según la ENA, los pequeños y medianos agricultores tienen en promedio 8 hectáreas (INEI, 2019).

Pero esas fuentes de datos no contienen información sobre otros factores que pueden influir mucho en el comportamiento de los agricultores respecto al crédito formal. Como es el factor confianza, por ejemplo, cuya importancia fue subrayada en las entrevistas que realizamos ante la mencionada carencia de datos. Estas entrevistas revelan la existencia de agricultores que no confían en las entidades financieras, a las que perciben como usureras e incluso estafadoras, por lo que prefieren recurrir a un familiar, vecino, paisano u otro agricultor de la zona que les pueda prestar sin intereses o en términos concesionales. También revelan que la desconfianza de agricultores en los bancos se debe al temor a perder las tierras que tienen que ofrecer como garantía, pues el banco puede ejecutarla y quedarse con ellas ante el impago de la deuda.

Se justica extender la indagación a los factores no observables en las estadísticas disponibles, en vista de que el crédito es una herramienta esencial para que los pequeños agricultores, especialmente los que son pobres, puedan invertir, mejorar su productividad (contando con mejores semillas, fertilizantes, tecnologías de cultivo y cosecha), obtener excedentes, honrar el crédito y así lograr retener sus tierras y asegurar la sostenibilidad de su actividad comercial (Feder *et al.*, 1990; Galarza & Díaz, 2014; Magaja & Agai, 2017). Esto ayuda a combatir la desigualdad, crea puestos de trabajo, aumenta el ingreso de los hogares agrícolas, suaviza la estacionalidad de su consumo a lo largo del año, y les dota de existencias de insumos y cosechas que reducen su vulnerabilidad ante *shocks* adversos. Sin el crédito, el agricultor sería empujado aún más a la trampa de la pobreza (Sebu, 2017).

Por todo lo mencionado, nuestra pregunta de investigación es: ¿Cuáles son los principales determinantes de que un pequeño o mediano agricultor pueda acceder al crédito? Y, para responderla, planteamos las siguientes hipótesis: (1) la probabilidad de que los pequeños y medianos agricultores en el Perú soliciten un crédito formal es condicionada positivamente por factores de demanda como número de hectáreas, productividad, nivel educativo y sexo del agricultor; y negativamente por factores de oferta como tasas de interés altas y trámites engorrosos; (2) y también es condicionada negativamente por la distancia de la unidad agropecuaria a la capital distrital, y por la falta de confianza en entidades financieras (variable no observable en las estadísticas disponibles).

En suma, la presente investigación está enfocada en identificar los factores determinantes de que el pequeño y mediano agricultor solicite un crédito

formal y lo obtenga. También buscamos contribuir al entendimiento de la desconfianza en el crédito agrícola ofertado por instituciones financieras. Y esperamos que nuestros resultados sean de utilidad a usuarios potenciales del Midagri, la SBS y otros hacedores de políticas públicas, así como también para agricultores e instituciones financieras.

1. Revisión de la literatura

1.1 Análisis *policy-oriented*

Trivelli (2021) menciona que la agricultura en el Perú puede dividirse en dos grupos. Por un lado, el agroexportador, con un nivel de productividad elevado y que se financia a través de la banca. Por otro lado, la agricultura familiar, que es mayoritaria en el Perú y generalmente se autofinancia o no recurre al crédito formal de las entidades financieras. También menciona que la agricultura es un sector poco atractivo para las entidades financieras por los elevados costos operativos y riesgos que no están dispuestos a asumir, o que asumen fijando altas tasas de interés que aumentan el riesgo de morosidad de los agricultores.

Existen estudios que explican las razones por las cuales la pequeña y mediana agricultura se resiste a recurrir al crédito formal, como falta de confianza, falta de cultura financiera, entre otras (Ghezzi *et al.*, 2022). El consiguiente nivel bajo de inclusión financiera también es explicado por restricciones provenientes de la provisión de servicios financieros, como altas tasas de interés y productos poco adecuados para el potencial prestatario (Sotomayor, Talledo, & Wong, 2018). En esta línea, Villarreal (2017) considera que la exclusión de pequeños productores en Latinoamérica se debe a la limitada oferta de servicios financieros, que conlleva altos costos operativos, sobre todo para los productores de bajos ingresos localizados en regiones con baja densidad de población. Por ello, señala que tal oferta debe contener productos financieros atractivos y apropiados a las necesidades de los prestatarios, y debe brindar información adecuada al respecto. Y que, por el lado de la demanda, debe enfatizarse la educación financiera difundiendo conocimientos necesarios para la toma de decisiones acertadas. Para esto es necesario acercar las instituciones financieras a las comunidades e intensificar la interacción entre ambas; lo cual es fundamental para que haya menos desconfianza. Frisancho y Valdivia (2022) coinciden con Villarreal, pero consideran que la barrera más importante es la distancia geográfica que hay entre el agricultor y la institución financiera, y que los proveedores de servicios financieros en zonas rurales enfrentan limitaciones

para operar exitosamente debido al deficiente acceso a telecomunicaciones y otras infraestructuras en esas zonas.

Magaja y Agai (2017) mencionan que, pese a las necesidades financieras de los agricultores, el sector financiero parece carecer de incentivos y habilidades para atenderlas. De ahí surgen problemas como las altas tasas de interés, que para dichos autores es el más conocido cuello de botella en las finanzas del sector agrícola y rural en general. Además, los proveedores de servicios financieros necesitan mitigar el riesgo y, por ello, piden garantías reales; es decir, activos registrados formalmente que, en el caso de los agricultores, son sus tierras.

Autores como Trinh y Nguyen (2021) explican que hay obstáculos para el acceso a servicios financieros en áreas rurales de países en desarrollo, como la poca cercanía de las instituciones financieras, el costo de servicios y la exigencia de ciertos requisitos que no pueden ser cumplidos. En cambio, el financiamiento no formal cuenta con ventajas para atender a las comunidades agrícolas rurales, al ofrecer desembolsos rápidos, procedimientos menos complicados; y la distancia y el transporte no son una barrera en este caso.

Por último, la asociatividad y la vida comunitaria entre pequeños agricultores son aspectos fundamentales que convergen para el logro de beneficios comunes. En la agricultura, las redes de cooperación contribuyen a generar mayores ganancias, pues trabajan con reciprocidad y solidaridad, donde las relaciones de confianza marcan la diferencia (Da Silva, Dos Santos, & De Miranda, 2021). Además, como mencionan Cámara *et al.* (2013), la desconfianza en entidades financieras puede deberse a falta de información, dado que en zonas rurales el acceso a servicios financieros es complicado y los niveles de educación financiera son bajos.

1.2 Estudios empíricos

1.2.1 *Hechos estilizados del exterior*

Varios autores han evaluado empíricamente los factores del acceso a servicios financieros en distintos países. Por ejemplo, Trinh y Nguyen (2021), en su estudio referido a agricultores vietnamitas, realizan una encuesta a 402 jefes de hogares agricultores y utilizan un modelo *logit* cuya variable dependiente es la accesibilidad a servicios financieros formales por parte de agricultores. Así, encuentran que los hogares agrícolas con un hombre como jefe de hogar tienen más acceso a servicios financieros; que la educación financiera y la

propiedad de la tierra tienen un efecto positivo en la probabilidad de acudir a los bancos y recibir préstamos; y que las mujeres están en desventaja al respecto porque no tienen el mismo control que los hombres sobre la propiedad y herencia de las tierras.

Kumar, Singh y Sinha (2010) investigaron los determinantes del préstamo institucional en la agroindustria de la India. Aplicaron un modelo *tobit* tomando como variable dependiente la participación del crédito institucional en el total de endeudamiento de los hogares agrícolas, y un vector de variables explicativas como edad y sexo del jefe del hogar, tamaño del hogar, tamaño del terreno (hectáreas), grupo social al que pertenecen, nivel educativo y tipo de hogar. De ese modo encontraron que, conforme aumenta su edad, es más probable que se endeuden por un mayor monto; que los hogares encabezados por hombres pueden obtener más y mayores préstamos; y que la educación hace que el prestatario sea más prudente y no tome créditos muy grandes ni de entidades que cobran intereses altos.

Escalante, Catalán y Basurto (2013) analizan con un modelo *probit* las variables que afectan la asignación del crédito al sector agropecuario mexicano. Y encuentran que el tamaño de los terrenos agrícolas tiene un impacto positivo estadísticamente significativo. En tanto que un estudio realizado en Kenia (Kiplimo *et al.*, 2015) usa modelos *logit* y *probit* de variables dicotómicas y analiza sus efectos marginales sobre el acceso al crédito. Sus resultados indican que el desarrollo de programas sociales permite un mejor entendimiento de los beneficios de los servicios financieros; y que la implementación de oficinas especializadas en financiamiento agrícola puede beneficiar significativamente a los agricultores, otorgándoles herramientas para el sembrío e información detallada que mitigue la asimetría de información.

Y Sebu (2017) utiliza un modelo *probit* para evaluar el acceso al crédito de los hogares agrícolas en las zonas rurales en Malawi. Así, encuentra que la cantidad de agricultores que se desaniman de solicitar un crédito es siete veces más que la de agricultores a los que se les denegó un crédito; que dicho desánimo es mayor en agricultores ubicados en zonas alejadas de las instituciones financieras; y que los hogares que poseen más activos, como tierras y ganado, tienen una mayor probabilidad de obtener el crédito, pues el prestamista los considera como garantía. Dicho autor también reacciona ante la evidencia provista por estudios antes citados, acerca de que el hombre tiene mayor probabilidad que la mujer de acceder al crédito, argumentando a favor de otorgar crédito a mujeres porque ellas invierten mejor los ingresos adicionales en beneficio del hogar.

1.2.2 Hechos estilizados del Perú

Cámara *et al.* (2013) analizan, utilizando datos de la Enaho del año 2011, los factores microeconómicos y características individuales que afectan la probabilidad de que un hogar o negocio familiar peruano esté o no bancarizado. Su identificación de inclusión financiera se basa en la posesión y utilización de instrumentos financieros. Aplicando un modelo *probit*, esos autores encuentran que, en el ámbito rural, ser mujer, la soltería, tener pocos ingresos y/o un bajo nivel educativo, son factores importantes que reducen la probabilidad de utilizar instrumentos financieros; es decir, que aumentan la probabilidad de exclusión financiera. También señalan que la probabilidad de acceder al sistema financiero formal está condicionada por barreras de entrada como falta de dinero para abrir una cuenta bancaria y cubrir los costes de estar en el sistema financiero formal, carencia de la documentación requerida, desconfianza en instituciones; y que dicha falta de dinero es percibida como el mayor obstáculo.

Por su parte, Sotomayor *et al.* (2018) evalúan los determinantes de que agricultores peruanos accedan al sistema financiero para obtener un crédito. Para ello, aplican un modelo *probit* y realizan estimaciones de máxima verosimilitud para corregir la no linealidad. Así, detectan la existencia, en zonas rurales, de una correlación positiva entre el tiempo transcurrido para llegar a una institución financiera y la obtención de crédito no formal. De modo que la probabilidad de pedir prestado fuera del sistema financiero formal aumenta conforme mayor es la distancia entre las oficinas del sistema formal y los prestatarios.

Mientras tanto, Alvarado y Pintado (2017) analizan la utilización del crédito por parte de productores agropecuarios peruanos mediante un proceso secuencial en tres etapas (necesidad, solicitud y obtención del crédito), a fin de identificar los factores más relevantes en cada etapa. Con datos de la Enagro y la SBS, aplican un modelo Heckman por etapas que permite corregir problemas de sesgo, cuyas tres variables dependientes son una *dummy* para cada etapa: si el agricultor tiene necesidad de un crédito; si lo solicita; y si lo obtiene. Los resultados de sus respectivas estimaciones indican que el tamaño de la unidad agropecuaria condiciona la probabilidad de necesitar un crédito en un 70%, pues, a mayor cantidad de hectáreas, mayor es la necesidad de un crédito para cubrir los mayores costos de insumos y mano de obra. También encuentran que solo el 11% (aproximadamente) solicita un crédito formal, siendo las principales variables condicionantes de la probabilidad de solicitarlo, la falta de garantías en sentido negativo; y, en sentido positivo, la asistencia técnica

facilitada por el crédito, que permita asegurar su repago al mejorar el manejo de la unidad agropecuaria. Y encuentran que el 88% obtiene el crédito formal solicitado, siendo las principales variables condicionantes de la probabilidad de obtenerlo la exportación y posesión de los títulos de propiedad requeridos.

2. Marco analítico y metodología

Si bien el acceso al crédito permite alcanzar diversas metas financieras, Beltrán y Cueva (2011) indican que existe una serie de riesgos por información asimétrica y selección adversa. Por tal razón, es necesario conocer cómo el pequeño y mediano agricultor busca mitigar dichos riesgos, en particular los derivados del requisito de poner sus terrenos u otros activos esenciales como garantía para obtener crédito del sector financiero formal.

En línea con ello, y a la luz de los estudios antes citados, la presente investigación está enfocada en identificar los factores del comportamiento del agricultor ante dicho sector, dadas las asimetrías existentes entre ambos agentes, que explican su decisión respecto al crédito formal y consiguiente ubicación en uno de los tres tipos de agricultores según Claessens (2006): (1) los incluidos porque usan servicios financieros; (2) los que se autoexcluyen por falta de conocimientos o porque no necesitan el crédito; y (3) los que son excluidos por la entidad financiera al considerarlos riesgosos.

En tal sentido, los testimonios obtenidos mediante las entrevistas que hemos realizado confirman que el agricultor enfrenta dificultades para acceder al crédito formal por carecer de registros públicos de sus propiedades. Ante lo cual, el agricultor recurre a préstamos de asociaciones agrícolas y/o comunales, que reconocen sus posesiones sin exigir la titulación formal y pueden ser concesivas en términos financieros. También confirman el impacto disuasivo del acceso al crédito formal por parte del agricultor que tienen: los altos intereses resultantes de la gestión de riesgos por parte de los bancos; los trámites, que para el agricultor son costosos debido en parte a la escasez o ausencia de oficinas bancarias en zonas rurales alejadas, y también son engorrosos debido a su poca capacitación financiera, explicada en parte por dicha ausencia; y la desconfianza nutrida por todo lo anterior.

2.1 Metodología

Para estimar los efectos marginales de las variables que identifican los posibles factores explicativos de la demanda y de la oferta de crédito agrícola formal, aplicamos la metodología de variables dependientes limitadas (VDL) en el siguiente modelo *probit*:

$$L = \prod_{i=1}^N [F(x_i'\beta)]^{y_i} [1 - F(x_i'\beta)]^{1-y_i}$$

$$\text{Efecto marginal} = \frac{\partial \Pr(y_i = 1)}{\partial x_{ik}} = \frac{\partial F(x_i'\beta)}{\partial x_i'\beta} * \frac{\partial x_i'\beta}{\partial x_{ik}} = f(x_i'\hat{\beta}) * \hat{\beta}_k$$

- $y_i = 1$: si el individuo solicita el crédito.
 N: número de individuos de la muestra.
 F(.): función acumulada de una distribución normal estándar.
 $\hat{\beta}_k$: coeficiente de correlación del acceso al crédito y la variable explicativa k.
 f(.): función de densidad marginal.

Siguiendo a Sotomayor *et al.* (2018), especificamos la variable dependiente como discreta y binomial, que toma el valor 1 cuando el agricultor solicita un crédito y 0 cuando no lo solicita; y estimamos el modelo *probit* empleando la máxima verosimilitud para ajustarlo considerando la no linealidad. Así, asumiendo que la muestra es independiente e idénticamente distribuida, la función de densidad marginal sigue una distribución normal estándar que limita los valores de la probabilidad predicha. La cual es la probabilidad de que ocurra la solicitud del crédito, dados los valores de un conjunto de variables independientes que pueden ser continuas, categóricas o una combinación de ambas (Wooldridge, 2002). Y el efecto marginal se refiere a la variación de dicha probabilidad en respuesta a un cambio en una variable independiente en particular.

Las variables independientes que consideramos son todas categóricas. De estas, en nuestra estimación econométrica incluimos las que identifican factores por el lado de la demanda de crédito agrícola: el nivel educativo del agricultor, su sexo, el número de hectáreas que posee, y la distancia que lo separa de las oficinas financieras formales. Por el lado de la oferta, consideramos las tasas de interés y los trámites engorrosos, pero bajo el método de casos, ya que estas variables solo aparecen en el *probit* cuando la *dummy* solicitud toma un valor de 0; es decir, cuando el agricultor no solicita el crédito.

Sin embargo, dado que nuestras estimaciones econométricas cubren tres departamentos peruanos (Ayacucho, Arequipa y Loreto) solamente, reconocemos que su consistencia puede estar debilitada por los inherentes sesgos de selección, que impiden generalizar la validez de nuestros resultados. Y la consistencia de los efectos marginales que estimamos también puede estar

limitada por omisión de variables relevantes o por factores no observables en las estadísticas disponibles.

Por ello, hemos recurrido, además de a la mencionada metodología econométrica, al método de casos basado en entrevistas, a fin de poder aproximarnos a variables no observables en las estadísticas como «confianza», o específicas a cada solicitud de crédito como «(altas) tasas de interés» y «trámites engorrosos», así como a las dimensiones cualitativas de variables como «nivel de educación» y «distancia», e incluso de «número de hectáreas» y «sexo».

El método de casos es apropiado para comprender situaciones específicas del mundo real. En esta singularidad reside el aporte que el uso de dicho método hace a la presente investigación. Si bien nuestro limitado presupuesto para el trabajo de campo solo nos permitió emprender un número pequeño de entrevistas, siguiendo a Wong (2010), nos hemos cuidado de realizarlas a distintos tipos de actores relevantes, a fin de que las convergencias o divergencias entre sus testimonios sobre la influencia de las mencionadas variables no observables o específicas, provean indicios de patrones empíricos que complementen la identificación de los determinantes de la decisión del agricultor respecto al crédito formal.

3. Análisis de resultados

3.1 Descripción de datos

Dada nuestra selección no aleatoria de los departamentos de Arequipa, Ayacucho y Loreto para las entrevistas bajo el método de casos, de la ENA (INEI, 2019) obtuvimos las variables relevantes para nuestras estimaciones econométricas respecto a esos tres departamentos. Luego de complementar esos datos con los del Cenagro (INEI, 2012) y de excluir los *missing values* para eliminar sesgos en la estimación, identificamos un total de 230 169 pequeños agricultores en los tres departamentos. Cuyos datos agrupamos para obtener resultados promedio, y también analizamos por separado para obtener resultados individuales por departamento.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos para Arequipa, Ayacucho y Loreto

Variable	Descripción	Núm. obs.	Promedio	Desv. est.
Solicitud de crédito	El agricultor solicitó el crédito = 1 El agricultor no solicitó el crédito = 0	230 169	0,089	0,28
Número de parcelas: cuartiles	Cuartil 1 (más bajo) Cuartil 2 Cuartil 3 Cuartil 4 (más alto)	230 169	2,111	1,15
Nivel educativo	Sin nivel = 1 Primaria = 2 Secundaria = 3 Superior no univ. = 4 Superior univ. = 5	230 169	2,350	0,91
Grupo etario	Menor de 18 años = 1 19-25 años = 2 26-55 años = 3 Mayor de 55 años = 4	230 169	3,308	0,58
Sexo	Hombre = 1 Mujer = 0	230 169	0,714	0,45
Total hectáreas	Menor de 6 = 1 Entre 6 y 10 = 2 Entre 11 y 15 = 3 Entre 16 y 20 = 4 Mayor de 20 = 5	230 169	1,336	0,64
Productividad	Menor de 25% = 1 Entre 26 y 50% = 2 Entre 51 y 75% = 3 Mayor de 76% = 4	230 169	2,081	0,88
Tasas de interés	Tasas de interés altas = 1 Otra razón = 0	230 169	0,203	0,40
Trámites	Trámites engorrosos = 1 Otra razón = 0	230 169	0,061	0,23
Distancia	Demora menos de 1 hora = 1 Demora entre 1 y 10 horas = 2 Demora más de 11 horas = 3	177 391	1,684	0,53

Propietario	Sin información = 1			
	Con título inscrito en registros públicos = 2			
	Con título no inscrito en registros públicos = 3	166 882	2,801	1,34
	Sin título, pero en trámite de título = 4			
	Sin título ni trámite = 5			
Internet	Tiene acceso a internet = 1	230 169	0,028	0,16
	No tiene acceso a internet = 0			
Alfabetismo	Sabe leer y escribir = 1	230 169	0,854	0,35
	No sabe leer y escribir = 0			

Fuentes: elaboración propia (2023) con base en ENA (INEI, 2019), Cenagro (INEI, 2012) y entrevistas.

La tabla 1 muestra los correspondientes estadísticos descriptivos, referidos a la variable dependiente y a las variables explicativas en el modelo *probit*. La variable dependiente, solicitud del crédito, es una variable *dummy* donde 1 indica que el agricultor sí lo solicitó y 0 que no. Las variables explicativas están especificadas de la siguiente manera:

- El número de parcelas a cargo del agricultor suma tanto la cantidad en el mismo distrito como la cantidad en otros distritos.
- A la variable nivel educativo la recodificamos para agruparla en cinco categorías: «sin nivel», «primaria», «secundaria», «superior no universitaria» y «superior universitaria».
- Edad: 1 si el agricultor es menor de 18 años; 2 si el agricultor tiene entre 19 y 25 años; 3 si el agricultor tiene entre 26 y 55 años; 4 si el agricultor tiene más de 55 años.
- Sexo: 1 si es hombre y 0 de lo contrario.
- Número de hectáreas: 1, si el agricultor tiene menos de 6 hectáreas; 2, si el agricultor tiene entre 6 y 10 hectáreas; 3, si el agricultor tiene entre 11 y 15 hectáreas; 4, si el agricultor tiene entre 16 y 20 hectáreas; 5, si el agricultor tiene más de 20 hectáreas.
- Distancia: 1, si el agricultor se demora menos de 1 hora para desplazarse a una entidad financiera formal; 2, si se demora entre 1 y 10 horas; 3, si se demora más de 11 horas.

Cabe precisar que a las variables distancia y propiedad les corresponden menos observaciones, debido a respuestas faltantes a las preguntas al respecto en las entrevistas.

3.2 Discusión de resultados

La tabla 2 resume los resultados promedio de nuestra estimación econométrica para los tres departamentos: Arequipa, Ayacucho y Loreto. Allí, se observa que el nivel educativo del pequeño agricultor influye significativamente en la probabilidad de que solicite un crédito. En promedio, por comparación con los agricultores sin nivel de educación, aquellos con educación primaria tienen una probabilidad de solicitar un crédito mayor en 2,6%. Asimismo, los agricultores con educación secundaria, superior no universitaria y superior universitaria tienen una probabilidad de solicitar un crédito mayor en 6,1%, 7,8% y 5,7%, respectivamente. Esto se debe a que, conforme aumenta el nivel educativo del agricultor, este va adquiriendo más conocimientos y habilidades para la solicitud de un crédito formal.

Tabla 2
Determinantes de acceso al crédito en Arequipa, Ayacucho y Loreto
Variable dependiente: probabilidad de solicitar un crédito

Variables	Solicitud
Nivel educativo (base: sin nivel)	
Primaria	0,026*** (0,0025)
Secundaria	0,061*** (0,0029)
Superior no universitario	0,078*** (0,0048)
Superior universitario	0,057*** (0,0044)
Lectura_Escritura	0,010*** (0,0033)
Edad (base: menor de 19 años)	
Entre 19 y 25 años	0,039 (0,0080)
Entre 26 y 55 años	0,064*** (0,0076)
Mayor de 56 años	0,042** (0,0076)

Sexo (1 si es hombre; 0 si es mujer)	-0,001*** (0,0016)
Total hectáreas (base: menor de 6)	
Entre 6 y 10	0,019 (0,0019)
Entre 11 y 15	0,0001** (0,0036)
Entre 16 y 20	0,014 (0,0057)
Mayor de 20	0,118 (0,0313)
Distancia (base: demora menos de 1 hora)	
Demora entre 1 y 10 horas	-0,072*** (0,0016)
Demora más de 11 horas	-0,109*** (0,0025)
Productividad (base: menor de 25%)	
Entre 26 y 50%	0,026** (0,0013)
Entre 51 y 75%	0,090 (0,0021)
Mayor de 76%	0,125*** (0,0038)
Acceso a internet	0,038*** (0,0033)
Constante	-2,298***

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05.
Elaboración propia, 2023.

También se observa que el tamaño del predio agropecuario influye positivamente en la probabilidad de solicitar un crédito formal. En promedio, dicha probabilidad crece un 1,9% para los agricultores que poseen entre 6 y 10 hectáreas respecto a los que poseen menos de 6 hectáreas; y, significativamente, crece en 1,4% para los que poseen entre 11 y 15 hectáreas.

Y también es positivo y significativo el efecto de la variable productividad, debido en parte a que un requisito para tramitar un crédito formal es que

más del 50% del predio agrícola esté cultivado. Así, la probabilidad de que lo soliciten los agricultores con más del 76% de su terreno cultivado aumenta en un 12,5% respecto a los que tienen menos del 26% sembrado.

En sentido contrario, es significativamente negativo el efecto de la distancia que separa al agricultor de la capital del distrito en la probabilidad de que solicite un crédito formal, debido a los asociados costos de transporte y tiempo. Así, tal probabilidad es, para los agricultores que demoran entre 1 y 10 horas en cubrir dicha distancia, un 7,2% menor que para los que demoran menos de 1 hora; y disminuye en un 10,9% para los que demoran más de 11 horas.

Mientras tanto, el efecto de la variable edad varía según el tramo etario. Los agricultores de entre 26 y 55 años tienen una probabilidad de solicitar un crédito formal 6,4% mayor que los menores de 19 años. Pero esta probabilidad disminuye para los que tienen más de 56 años.

Y los agricultores hombres tienen una probabilidad de solicitar un crédito formal menor en un 0,1% que las agricultoras mujeres. Pero este resultado no es significativo estadísticamente.

En cambio, sí son estadísticamente significativos los efectos positivos de las variables «lectura y escritura» y «acceso a internet», que aumentan la probabilidad de solicitar un crédito formal en un 1% y un 3,8% respectivamente, respecto a los que carecen de esos medios.

En síntesis, los resultados econométricos validan nuestra primera hipótesis respecto al impacto positivo, sobre la probabilidad de que el agricultor solicite un crédito formal, de su nivel educativo (y asociada capacidad de lectura y escritura), productividad (y asociado acceso a internet) y tamaño del predio agrícola que posee. Y también validan nuestra segunda hipótesis respecto al impacto negativo de la distancia sobre dicha probabilidad.

Además, nuestras regresiones para cada uno de los tres departamentos por separado muestran que los mayores efectos marginales corresponden a las variables productividad y nivel educativo en los casos de Arequipa (tabla 3) y Ayacucho (tabla 4). Mientras que, en Loreto, el efecto de acceso a internet es significativamente mayor (tabla 5).

Tabla 3
 Determinantes de acceso al crédito en Arequipa – efectos marginales (*probit*)
 Variable dependiente: probabilidad de solicitar un crédito

Variables	Solicitud
Nivel educativo (base: sin nivel)	
Primaria	0,039*** (0,0141)
Secundaria	0,064*** (0,0145)
Superior no universitario	0,069*** (0,0159)
Superior universitario	0,018*** (0,0149)
Lectura_Escritura	0,043*** (0,0163)
Edad (base: menor de 19 años)	
Entre 19 y 25 años	0,111 (0,0386)
Entre 26 y 55 años	0,184*** (0,0355)
Mayor de 56 años	0,119** (0,0355)
Sexo (1 si es hombre; 0 si es mujer)	0,041*** (0,0044)
Total hectáreas (base: menor de 6)	
Entre 6 y 10	0,114 (0,0073)
Entre 11 y 15	0,1168** (0,0211)
Entre 16 y 20	0,086 (0,0139)
Mayor de 20	0,188 (0,0425)

Distancia (base: demora menos de 1 hora)	
Demora entre 1 y 10 horas	-0,098*** (0,0041)
Demora más de 11 horas	-0,1692*** (0,0145)
Productividad (base: menor de 25%)	
Entre 26 y 50%	0,085** (0,0050)
Entre 51 y 75%	0,207 (0,0063)
Mayor de 76%	0,182*** (0,0093)
Acceso a internet	0,016*** (0,0058)
Constante	-0,098***

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$.
Elaboración propia, 2023.

Tabla 4
Determinantes de acceso al crédito en Ayacucho – efectos marginales (*probit*)
Variable dependiente: probabilidad de solicitar un crédito

Variables	Solicitud
Nivel educativo (base: sin nivel)	
Primaria	0,027*** (0,0031)
Secundaria	0,046*** (0,0038)
Superior no universitario	0,036*** (0,0063)
Superior universitario	0,023*** (0,0074)
Lectura_Escritura	0,004*** (0,0038)

Edad (base: menor de 19 años)	
Entre 19 y 25 años	0,068 (0,0130)
Entre 26 y 55 años	0,067*** (0,0122)
Mayor de 56 años	0,015** (0,0123)
Sexo (1 si es hombre, 0 si es mujer)	0,0042*** (0,0021)
Total hectáreas (base: menor de 6)	
Entre 6 y 10	0,026 (0,0032)
Entre 11 y 15	0,035** (0,0108)
Entre 16 y 20	0,009 (0,0144)
Mayor de 20	0,010 (0,0590)
Distancia (base: demora menos de 1 hora)	
Demora entre 1 y 10 horas	-0,025*** (0,0019)
Demora más de 11 horas	-0,072*** (0,0051)
Productividad (base: menor de 25%)	
Entre 26 y 50%	0,030** (0,0018)
Entre 51 y 75%	0,088 (0,0033)
Mayor de 76%	0,134*** (0,0073)
Acceso a internet	0,028*** (0,0131)
Constante	-0,015***

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05.
Elaboración propia, 2023.

Tabla 5
 Determinantes de acceso al crédito en Loreto – efectos marginales (*probit*)
 Variable dependiente: probabilidad de solicitar un crédito

Variables	Solicitud
Nivel educativo (base: sin nivel)	
Primaria	0,010*** (0,0036)
Secundaria	0,020*** (0,0040)
Superior no universitario	0,034*** (0,0082)
Superior universitario	0,037*** (0,0110)
Lectura_Escritura	0,0018*** (0,0045)
Edad (base: menor de 19 años)	
Entre 19 y 25 años	0,007 (0,0075)
Entre 26 y 55 años	0,014*** (0,0072)
Mayor de 56 años	0,017** (0,0074)
Sexo (1 si es hombre, 0 si es mujer)	-0,002*** (0,0025)
Total hectáreas (base: menor de 6)	
Entre 6 y 10	0,010 (0,0019)
Entre 11 y 15	0,035** (0,0037)
Entre 16 y 20	0,004 (0,0056)
Mayor de 20	- -

Distancia (base: demora menos de 1 hora)	
Demora entre 1 y 10 horas	-0,029*** (0,0031)
Demora más de 11 horas	-0,025*** (0,0041)
Productividad (base: menor de 25%)	
Entre 26 y 50%	0,001** (0,0021)
Entre 51 y 75%	0,010 (0,0024)
Mayor de 76%	0,022*** (0,0035)
Acceso a internet	0,046*** (0,0035)
Constante	0,022***

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$.
Elaboración propia, 2023.

3.3 Método de casos

Aplicamos este método con el propósito de captar la influencia que tienen, en la decisión de solicitar un crédito formal, variables no observables en las estadísticas disponibles, como confianza, tasa de interés (para cada crédito) y burocracia (reflejada en trámites engorrosos). Si bien el limitado presupuesto para el trabajo de campo solo nos permitió emprender un número pequeño de entrevistas, nos cuidamos de realizarlas a distintos tipos de actores relevantes, a fin de que las convergencias o divergencias entre los testimonios sobre la mencionada influencia provean indicios de patrones empíricos que complementen la identificación de los determinantes de la decisión del agricultor respecto al crédito formal.

Con ello en mente, recogimos testimonios tanto de pequeños agricultores, como de la especialista de un banco agrario en Arequipa, y también de un par de equipos de estudios económicos de un importante gremio empresarial y de un reconocido *think tank*, respectivamente. La perspectiva de los productores fue consultada mediante entrevistas a cinco pequeños agricultores en distintas zonas rurales de Arequipa, Ayacucho y Huancavelica; así

como a una agricultora representante de una federación de 52 asociaciones agrarias en Loreto.

3.3.1 Confianza

La mayoría de los entrevistados coinciden en que la confianza es fundamental en el proceso de acceso al crédito formal e inclusión financiera. Ya que, cuando los agricultores no tienen confianza en las instituciones financieras, prefieren pedir prestado a un familiar, vecino, paisano u otro agricultor de la zona.

Esta desconfianza se debe, según la agricultora representante de la federación agraria en Loreto, a que los bancos suelen aprovecharse del poco conocimiento de los términos financieros que tienen muchos pequeños agricultores. Al respecto, afirma que el personal bancario sale al campo solo para asegurar la venta de productos financieros, con el afán de lograr que el agricultor firme documentos sin informarle debidamente de los términos respectivos. Se limitan a mencionar el monto total del crédito y de las cuotas de pago, sin detenerse en explicar los intereses involucrados. Tampoco asesoran al agricultor sobre cómo utilizar el crédito a fin de poder pagarlo. Todo lo cual conduce a que los bancos sean percibidos como entidades usureras y estafadoras. Y un agricultor de la sierra señaló que la quiebra de algunas cooperativas en décadas pasadas produjo que la desconfianza en las entidades financieras formales no se limite a los bancos.

Por el contrario, un agricultor de Ayacucho manifestó que confía en las instituciones financieras y no tendría ningún problema en solicitar un préstamo formal más adelante. Y la funcionaria de negocios de un banco agrario en Arequipa considera que los agricultores de esa zona no desconfían tanto, pues su entidad financiera se rige estrictamente por normas de la SBS e informa con la mayor transparencia al cliente, explicándole cuánto le van a costar los trámites, los registros y la financiación.

Por su parte, los integrantes entrevistados del par de equipos de estudios económicos consultados opinan que la falta de confianza del agricultor surge de su poco conocimiento de lo que ofrece la entidad financiera, que lo lleva a sentirse inseguro y temeroso de ser engañado. También afirman que la confianza es una variable fundamental, que impacta no solo en el corto plazo, sino también en el largo plazo. Porque, si un agricultor tuvo una buena experiencia con un prestamista fuera del sistema financiero formal, debida en parte a una mejor comunicación entre ambas partes, esta buena relación entre prestatario y prestamista informal puede durar años y reproducirse entre los miembros de la comunidad del agricultor. A esta difusión del crédito informal contribuye el

arraigado sentido de comunidad que tienen los agricultores, y su consiguiente pertenencia a asociaciones basadas en la confianza y facilitación de recursos para producir y vender sus cultivos.

En consecuencia, el método de casos provee indicios de un patrón empírico respecto a la confianza, ya que la mayoría de los entrevistados señalan que esta variable puede condicionar la decisión del agricultor respecto a solicitar un crédito formal. Por ende, no se puede rechazar la hipótesis de que la falta de confianza reduce la probabilidad de que tal solicitud ocurra.

3.3.2 Tasas de interés altas y burocracia (trámites engorrosos)

Respecto a la burocracia, los entrevistados de un equipo de estudios económicos consideran que, dado el alto nivel de informalidad existente en la economía peruana, los trámites en entidades financieras son el principal factor disuasorio de solicitudes de crédito formal. Pues el banco pide boletas de pagos y títulos de propiedad que trabajadores informales no tienen o prefieren no declarar. Este problema es aún más complicado en áreas rurales, donde el mercado no es totalmente formal y la distancia eleva los costos de los trámites engorrosos.

Similarmente, según el agricultor de Arequipa entrevistado, el poco conocimiento del agricultor y su carencia de títulos en registros públicos y otros documentos que respalden el préstamo son factores desincentivadores de solicitudes de crédito formal. La especialista del banco agrario en Arequipa también opina que la principal limitante para acceder al crédito formal son la documentación y la burocracia. Afirma que muchos agricultores no tienen los títulos registrados o no tienen individualizados los recibidos en herencia, y se sienten confundidos por los documentos necesarios para tramitar el crédito. Ante lo cual, varios agricultores optan por acudir a prestamistas informales porque estos, aunque pueden cobrar intereses altos, otorgan el crédito rápidamente mediante un trato directo y simplificado.

Respecto a la tasa de interés, esta no sería un problema, según la misma especialista, quien argumenta que los bancos deben evaluar el riesgo por posibles pérdidas agrícolas a fin de poder calcular el costo financiero y fijar los requisitos y garantías exigidas; los cuales pueden ser más exigentes para clientes nuevos y disuadirlos de solicitar el crédito. Ella reconoce que al agricultor puede incomodarle que la tramitación del crédito sea realizada presencialmente, para verificar que se está dando el préstamo a la persona indicada y mitigar así el riesgo de estafa. Esto último explica la cautela en autorizar desembolsos de créditos por medios digitales.

En cambio, el agricultor de Ayacucho y la agricultora en una zona aledaña de Huancavelica que entrevistamos, manifestaron que las altas tasas de interés motivaron que dejaran de solicitar créditos a bancos y cooperativas. De modo que, en la actualidad, prefieren depender de su propio capital para financiar sus actividades agrícolas y recurren a los ahorros generados por sus cosechas.

Esta opinión es compartida y ampliada por la agricultora miembro de asociaciones agrarias en Loreto, para quien la combinación de altas tasas de interés, burocracia y distancia constituye una barrera para la solicitud del crédito formal, especialmente por parte de pequeños agricultores no asociados o independientes que desconocen cómo tramitarlo y a quienes les resulta costoso ir a la ciudad, donde están las entidades financieras, teniendo que asumir individualmente los correspondientes gastos de transporte, alojamiento y alimentación. Estos gastos pueden ser proporcionalmente altos cuando son comparados con el usualmente bajo monto del préstamo necesitado por pequeños agricultores.

En consecuencia, el método de casos provee indicios de un patrón empírico respecto a burocracia (trámites engorrosos) y tasas de interés, ya que la mayoría de los entrevistados señalan que dichas variables pueden influir negativamente en la decisión del agricultor sobre solicitar un crédito formal. Por ende, no se puede rechazar la hipótesis de que los trámites engorrosos y las altas de interés reducen la probabilidad de que tal solicitud ocurra, especialmente por parte de pequeños agricultores en áreas rurales distantes de la ciudad.

3.3.3 Otros factores detectados con el método de casos

Adicionalmente, el método de casos ha permitido no solo corroborar lo encontrado económicamente respecto al factor distancia, sino también detectar la importancia dada por los entrevistados al factor asociatividad entre agricultores. Respecto a la distancia, varios entrevistados hacen hincapié en la necesidad de mejorar la infraestructura en áreas rurales, a fin de reducir los altos costos en transporte y tiempo que desincentivan el acceso al crédito formal por parte de agricultores en zonas alejadas.

Respecto a las asociaciones agrícolas, su importancia fue detectada por nuestro trabajo de campo en Arequipa, Ayacucho y Loreto. Los agricultores entrevistados –particularmente la representante de la federación agraria loreтана– resaltaron que los beneficios de tales asociaciones resultantes de la cooperación para obtener insumos y equipos y compartir conocimientos agrícolas, pueden incluir la ausencia de intereses y fechas estrictas de devolución en los préstamos que dan a sus asociados para que los invierten en su campaña

agrícola. Para facilitar la cooperación productiva, establecen con entidades gubernamentales convenios de asesoramiento técnico y capacitación. Y para reforzar la cooperación financiera, solicitan créditos colectivamente como asociación, cuyos montos son mayores que los obtenibles por sus agricultores asociados mediante préstamos individuales. Además, este acceso colectivo al crédito formal genera aprendizaje financiero e historial crediticio, que progresivamente van facilitando solicitudes individuales de crédito formal por parte de asociados empeñados en mejorar su productividad y desarrollarse como microempresarios.

3.4 Comparación de resultados econométricos y del método de casos

El anexo 1 resume esta comparación, realizada respecto a las cuatro variables analizadas con ambos métodos (econométrico y de casos): nivel de educación, número de hectáreas, distancia y sexo. Lo cual excluye a las tres variables analizadas solo con el método de casos: confianza, tasas de interés y trámites engorrosos. Ese cuadro comparativo muestra que, en los tres departamentos (Arequipa, Ayacucho y Loreto), y según ambos métodos, la variable «nivel de educación» (del agricultor) es la más probable determinante de su decisión de solicitar un crédito formal, seguida por «número de hectáreas» y «distancia». Mientras que la variable «sexo» aparece como carente de un impacto significativo sobre dicha solicitud.

4. Conclusiones y recomendaciones

El presente estudio ha examinado un conjunto de posibles determinantes del acceso al crédito formal por parte de pequeños y medianos agricultores en los departamentos peruanos de Arequipa, Ayacucho y Loreto. Ello, mediante dos metodologías: un modelo econométrico *probit* para variables observables en datos estadísticos (como «nivel educativo», «número de hectáreas», «distancia» entre el predio agrícola y la capital del distrito y «sexo»); y un método de casos basado en entrevistas para abordar variables no observables en las estadísticas, relativas a cómo son percibidas las entidades financieras formales en términos de «confianza», (altas) «tasas de interés» y «trámites engorrosos» (o burocracia).

Los resultados econométricos agregados para esos tres departamentos validan nuestra hipótesis respecto a las variables número de hectáreas y distancia. En efecto, un agricultor que posee más de 20 hectáreas tiene un 11,8% más de probabilidad de solicitar un crédito formal. Mientras que la distancia influye negativamente; es decir, los agricultores cuyo desplaza-

miento toma más de 11 horas tienen un 10,9% menos de probabilidad de solicitar dicho crédito. Por otro lado, la variable «sexo» fue rechazada por influir poco en tal probabilidad.

Nuestras estimaciones econométricas para cada uno de los departamentos por separado confirman que dicha probabilidad aumenta cuando el nivel educativo es mayor y disminuye cuando aumentan los costos de transporte y en tiempo por mayor distancia. Y también muestran la influencia positiva en tal probabilidad de otros factores, como la productividad del predio agrícola en el caso de Ayacucho y el acceso a internet en el caso de Loreto.

En tanto que, según la mayoría de los entrevistados en aplicación del método de casos, las solicitudes de crédito formal por parte de pequeños agricultores son desalentadas por su falta de confianza en entidades financieras y por su percepción de que son altas las respectivas tasas de interés y engorrosos los trámites correspondientes. En particular, la confianza es identificada como una variable sumamente relevante, porque impacta tanto a corto como a largo plazo.

Y varios entrevistados resaltaron los beneficios financieros de la asociatividad entre agricultores, que les facilita el acceso tanto a préstamos comunitarios como a mayores montos de financiamiento mediante créditos formales considerados como menos riesgosos por las entidades financieras debido a su gestión colectiva como asociación.

Finalizamos recomendando que, en vista de la detectada importancia del acceso a internet, futuras investigaciones examinen el papel de la digitalización de trámites crediticios, así como de las *fintech* en particular, en la promoción del acceso al crédito formal y la inclusión financiera de pequeños agricultores.

Referencias

- Agrobanco. (2022). *Memoria anual 2021*. <https://www.agrobanco.com.pe/wp-content/uploads/2017/07/Memoria-Agrobanco-2021.pdf>
- Alvarado, J., & Pintado, M. (2017). *Necesidad, demanda y obtención de crédito en el sector agropecuario en el Perú*. Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO). <http://www.fao.org/3/a-i6713s.pdf>
- Beltrán, A., & Cueva, H. (2011). *Ejercicios de evaluación privada de proyectos*. 4.ª ed. Universidad del Pacífico, Fondo Editorial. <https://fondoeditorial.up.edu.pe/producto/ejercicios-de-evaluacion-privada-de-proyectos/>
- Cámara, N., Peña, X., & Tuesta, D. (2013). *Determinantes de la inclusión financiera en Perú*. Documento de Trabajo N.º 13/31. BBVA Research. https://www.bbvaresearch.com/wp-content/uploads/2014/06/WP_1331.pdf
- Claessens, S. (2006). Access to financial services: A review of the issues and public policy objectives. *World Bank Research Observer*, 21(2), 207-240. doi:10.1093/wbro/lkl004

- Da Silva O., L., Dos Santos P., I., & Da Miranda, R. (2021). Redes de cooperação: estudo sobre a cooperação na agricultura familiar catarinense. *Informe Gepec*, 25(2), 23-41. doi:10.48075/igepec.v25i2.26224
- Escalante, R., Catalán, H., & Basurto, S. (2013). Determinantes del crédito en el sector agropecuario mexicano: un análisis mediante un modelo *probit*. *Cuadernos de Desarrollo Rural*, 10(71), 101-124. doi:10.11144/Javeriana.cdr10-71.dcsa
- Feder, G., Lau, L., Lin, J., & Luo, X. (1990). The relationship between credit and productivity in Chinese agriculture: A microeconomic model of disequilibrium. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(5), 1151-1157. doi:10.2307/1242524
- Frisancho, V., & Valdivia, M. (2022). La vulnerabilidad de los hogares rurales en tiempos de COVID-19: en búsqueda de las lecciones clave para una política de inclusión financiera. En M. Balarín, S. Cueto & R. Fort (Eds.), *El Perú pendiente: ensayos para un desarrollo con bienestar* (pp. 103-120). Grupo de Análisis para el Desarrollo. <https://repositorio.grade.org.pe/bitstream/handle/20.500.12820/707...pdf>
- Galarza, F., & Díaz, J. (2014). *Productividad y poder de mercado oligopsonico en la agricultura peruana*. Documento de Discusión DD 14/14. Universidad del Pacífico, Centro de Investigación. <https://repositorio.up.edu.pe/bitstream/handle/11354/980/DD1414.pdf>
- Ghezzi, P., Hallak, J., Stein, E., Ordóñez, R., & Salazar, L. (2022). *Competir en la agroindustria. Estrategias empresariales y políticas públicas para los desafíos del siglo XXI*. BID Invest. doi:10.18235/0004347
- Grade. (2015). *Agricultura peruana: nuevas miradas desde el Censo Agropecuario*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. https://www.grade.org.pe/.../LIBROGRADE_CENAGRO.pdf
- Gutiérrez, B., Salinas, J. C., & Wong, S. (2017). *Agricultural credits and climate events: Measuring the impacts of heavy rains on the financial situation of Peruvian farmers*. Documento de Trabajo 004. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. https://www.sbs.gob.pe/.../DDT_ANO2017/201920228_SBS_DT_004_2017v2.pdf
- INEI. (2012). IV Censo Nacional Agropecuario (Cenagro) 2012. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.datosabiertos.gob.pe/dataset/censo-nacional-agropecuario-cenagro-2012-...-inei>
- INEI. (2019). Encuesta Nacional Agropecuaria (ENA) 2019. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.datosabiertos.gob.pe/dataset/encuesta-nacional-agropecuaria-ena-2019-...-inei>
- Kiplimo, J., Ngenoh, E., Koech, W., & Bett, J. (2015). Determinants of access to credit financial services by smallholder farmers in Kenya. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 7(9), 303-313. doi:10.5897/JDAE2014.0591
- Kumar, A., Singh, K. M., & Sinha, S. (2010). Institutional credit to agriculture sector in India: Status, performance and determinants. *Agricultural Economics Research Review*, 23(2), 253-264. <http://aeraindia.in/upload/15885922301241.pdf>
- Magaja, D., & Agai, O. G. (2017). *Access to finance for inclusive agri-business development*. 2 Scale Paper 11. https://www.2scale.org/upload/650938_2SCALE_paper11.pdf

- Pérez, E., & Titelman, D. (Eds.). (2018). *La inclusión financiera para la inserción productiva y el papel de la banca de desarrollo*. Libros de la Cepal, N.º 153 (LC.PUB.2018/18-P). <https://www.cepal.org/es/publicaciones/4421>
- Sebu, J. (2017). *Essays on farm household credit constraint, productivity and consumption inequality in Malawi* (tesis doctoral, University of Kent). https://kar.kent.ac.uk/59977/1/71J.Sebu_Thesis_Essays.pdf
- Sotomayor, N., Talledo, J., & Wong, S. (2018). *Determinantes de la inclusión financiera en el Perú: evidencia reciente*. Documento de Trabajo, DD/06/2018. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. <https://www.sbs.gob.pe/Portals/.../DT-001-2018...pdf>
- Trinh, T. T. H., & Nguyen, H. P. (2021). The determinants of accessibility of financial services in Vietnam. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(3), 1143-1152. doi:10.13106/jafeb.2021.vol8.no3.1143
- Trivelli, C. (2021). *Finanzas agropecuarias: desafío pendiente en la agenda agraria en Perú*. LAC Working Paper, 15. International Food Policy Research Institute. <https://ebrary.ifpri.org/digital/collection/p15738coll2/id/134248/>
- Villarreal, F. G. (2017). *Inclusión financiera de pequeños productores rurales*. Libros de la Cepal, N.º 147 (LC.PUB.2017/15-P). <https://www.cepal.org/es/publicaciones/11362/42121>
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press. <https://ipcig.org/evaluation/apoio/Wooldridge...pdf>
- Wong, D. (2010). *Empresas familiares: camino de exportación competitiva en mercados emergentes*. Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/1012>

Anexo 1. Cuadro comparativo de resultados econométricos y del método de casos

Metodología	Ciudad	Nivel de educación	Número de hectáreas	Sexo	Distancia
Econometría	Arequipa	Mayor en 6,9% es la probabilidad de que un agricultor con educación superior no universitaria solicite el crédito	Mayor en 18,8% es la probabilidad de que un agricultor que posee más de 20 hectáreas solicite el crédito	No tiene significancia estadística	Menor en 7,2% es la probabilidad de que solicite el crédito un agricultor si ello le implica un viaje de más de 11 horas
	Ayacucho	Mayor en 4,6% es la probabilidad de que un agricultor con educación secundaria solicite el crédito	Mayor en 3,5% es la probabilidad de que un agricultor que posee entre 11 y 15 hectáreas solicite el crédito	No tiene significancia estadística	Menor en 16,9% es la probabilidad de que solicite el crédito un agricultor si ello le implica un viaje de más de 11 horas
	Loreto	Mayor en 3,7% es la probabilidad de que un agricultor con educación universitaria solicite el crédito	Mayor en 3,5% es la probabilidad de que un agricultor que posee entre 11 y 15 hectáreas solicite el crédito	No tiene significancia estadística	Menor en 2,9% es la probabilidad de que solicite el crédito un agricultor si ello le implica un viaje de entre 1 y 10 horas

Método de casos	Arequipa	Sí está relacionado con el conocimiento sobre los términos del crédito y sus procedimientos	Sí tiene relación, ya que los clientes solicitan diferentes montos según el total de hectáreas	Actualmente no es considerada como una variable que determina el acceso al crédito	Este factor desincentiva al agricultor que debe recorrer caminos largos para solicitar el crédito
	Ayacucho	Puede estar relacionado, pero puede ser solicitado cualquiera sea el nivel de educación	Influye un poco. Depende de cuán productivo sea el predio agrícola	Actualmente no es considerada como una variable que determina el acceso al crédito	No influye mucho, ya que se tienen carreteras para llegar a la capital departamental
	Loreto	Puede estar relacionado, pero puede ser solicitado cualquiera sea el nivel de educación	No se menciona que sea una limitante para solicitar el crédito	Actualmente no es considerada como una variable que determina el acceso al crédito	Es una limitante, dado que los trámites requieren ir a la capital departamental

Elaboración propia, 2023.

