

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2019

26.417

Sergio Argüelles Catare
Víctor Andrés Carranza Meneses
Sebastián Dueñas Roldán
Gonzalo Fernández Salgado
Alonso Guerrero Castañeda
Ariana Gutiérrez Beltrán
María Pía López Lazo
Edicson Luna Román
Carlos Monteagudo Guzmán
Ariel Rubén Pajuelo Muñoz
Gonzalo Torres Miró Quesada
Renato Juan Trujillo Galindo
Lucía Valdivieso Mendoza
Gonzalo Alejandro Vidalón Véliz

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

60
AÑOS

Economía aplicada

Ensayos de investigación
económica 2019

Sergio Argüelles Catare
Víctor Andrés Carranza Meneses
Sebastián Dueñas Roldán
Gonzalo Fernández Salgado
Alonso Guerrero Castañeda
Ariana Gutiérrez Beltrán
María Pía López Lazo
Edicson Luna Román
Carlos Monteagudo Guzmán
Ariel Rubén Pajuelo Muñoz
Gonzalo Torres Miró Quesada
Renato Juan Trujillo Galindo
Lucía Valdivieso Mendoza
Gonzalo Alejandro Vidalón Véliz

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza



© Fernando González Vigil, editor, 2022

De esta edición:

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

Economía aplicada. Ensayos de investigación económica 2019

Fernando González Vigil (editor)

Con la colaboración de Karina Angeles Mendoza

1.ª edición: febrero de 2022

Diseño de la carátula: Ícono Comunicadores

ISBN ebook: 978-9972-57-487-0

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2022-01725

doi: <http://dx.doi.org/10.21678/978-9972-57-487-0>

Disponible en fondoeditorial.up.edu.pe

BUP

Economía aplicada: ensayos de investigación económica 2019 / Fernando González Vigil, editor ; con la colaboración de Karina Angeles Mendoza. -- 1a edición. -- Lima: Universidad del Pacífico, 2022.
274 p. -- (Documento de investigación ; 19)

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. Efecto de la cobertura eléctrica sobre el rendimiento escolar en distritos rurales del Perú entre los años 2007 y 2016. <i>Gonzalo Alejandro Vidalón Véliz y Renato Juan Trujillo Galindo</i>	15
2. Servicio de transporte público: ¿genera impacto en la productividad laboral de los ciudadanos de Lima Metropolitana y el Callao entre 2016 y 2018? <i>Ariana Gutiérrez Beltrán y María Pía López Lazo</i>	49
3. ¿Con un pan bajo el brazo? El efecto del número de hijos sobre la nutrición infantil temprana en el Perú. <i>Alonso Guerrero Castañeda y Lucía Valdivieso Mendoza</i>	87
4. Elección de carrera, <i>mismatch</i> horizontal y salarios: evidencia para el Perú. <i>Edicson Luna Román y Gonzalo Torres Miró Quesada</i>	113
5. Impacto de los flujos de capitales y el crecimiento de los países con mayor tenencia de bonos en la curva de rendimiento de los bonos soberanos del Perú de 2006 a 2018. <i>Sebastián Dueñas Roldán y Carlos Monteagudo Guzmán</i>	159
6. El efecto del sentimiento de mercado de los Estados Unidos sobre los retornos de los mercados bursátiles globales. <i>Sergio Argüelles Catare y Gonzalo Fernández Salgado</i>	193

7. Efectos de la implementación del mecanismo de licitación de afiliados en la dinámica de traspasos del Sistema Privado de Pensiones peruano en el período 2012-2018.

Víctor Andrés Carranza Meneses y Ariel Rubén Pajuelo Muñoz

Presentación

Este volumen de la serie Ensayos de Economía Aplicada contiene las versiones resumidas y editadas de algunos de los mejores Trabajos de Investigación Económica (TIE) elaborados por alumnos y concluidos en el año 2019. Específicamente, contiene las mencionadas versiones de siete TIE que, además de haber sido aprobados ese año cumpliendo los dos requisitos para ser publicados por el Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico (ser calificados con una nota final de mínimo 17 sobre 20 y con ambos miembros del jurado recomendando la publicación), pudieron ser convertidos por sus respectivos autores en una versión ensayo (estilo *journal paper*) dentro de los límites de extensión y plazo de entrega fijados para la preparación de este volumen.

La Universidad del Pacífico (UP) solo otorga el grado de Bachiller en Economía al estudiante de esta carrera que haya completado el respectivo plan de estudios realizando de manera satisfactoria un TIE en el que aplica los conocimientos teóricos y metodológicos adquiridos al análisis riguroso de un tema económico específico. Por ello, los alumnos emprenden esta labor durante los dos últimos semestres académicos de la carrera. La calidad del TIE es supervisada por profesores (a tiempo completo o parcial) e investigadores de la UP, quienes participan activamente como asesores y/o jurados. Algunos de ellos también realizan aportes adicionales, brindando talleres sobre métodos de investigación académica y sobre redacción, que, junto con otros talleres a cargo de especialistas de la UP en recursos bibliotecarios y para presentaciones orales, refuerzan las habilidades de los alumnos sobre estándares de fondo y forma para la elaboración de un TIE, así como para presentar y sustentar sus avances al respecto. Y todo este proceso es organizado y conducido por un equipo de coordinación, conformado por un profesor de la UP (cuya función arbitral de coordinador le impide desempeñarse como asesor o jurado) y su asistente.

La tabla a continuación lista los siete excelentes TIE del año 2019 aquí publicados 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 cuatro fueron concluidos y aprobados en junio de 2019 y tres en noviembre del mismo año. Además, la tabla identifica a los autores respectivos, ordenándolos alfabéticamente según el ciclo académico de 2019 en que completaron con honores la elaboración de su TIE; y también indica el nombre del profesor que asesoró su trabajo y que, en tal condición, comparte el crédito por su calidad. Los editores de este volumen felicitamos a todos los autores y asesores mencionados en la tabla.

Autores	Título	Asesor
Aprobados en junio de 2019 (ciclo académico 2019-I)		
Argüelles Catare, Sergio y Fernández Salgado, Gonzalo	El efecto del sentimiento de mercado de los Estados Unidos sobre los retornos de los mercados bursátiles globales.	Rolando Luna Victoria
Carranza Meneses, Víctor Andrés y Pajuelo Muñoz, Ariel Rubén	Efectos de la implementación del mecanismo de licitación de afiliados en la dinámica de trasposos del Sistema Privado de Pensiones peruano en el período 2012-2018.	Elio Sánchez
Guerrero Castañeda, Alonso y Valdivieso Mendoza, Lucía	¿Con un pan bajo el brazo? El efecto del número de hijos sobre la nutrición infantil temprana en el Perú.	Juan Francisco Castro
Luna Román, Edicson y Torres Miró Quesada, Gonzalo	Elección de carrera, <i>mismatch</i> horizontal y salarios: evidencia para el Perú.	Oswaldo Molina
Aprobados en noviembre de 2019 (ciclo académico 2019-II)		
Dueñas Roldán, Sebastián y Monteagudo Guzmán, Carlos	Impacto de los flujos de capitales y el crecimiento de los países con mayor tenencia de bonos en la curva de rendimiento de los bonos soberanos del Perú de 2006 a 2018.	Juan Pablo Noziglia
Gutiérrez Beltrán, Ariana y López Lazo, María Pía	Servicio de transporte público: ¿genera impacto en la productividad laboral de los ciudadanos de Lima Metropolitana y el Callao entre 2016 y 2018?	José Luis Bonifaz
Trujillo Galindo, Renato Juan y Vidalón, Véliz, Gonzalo Alejandro	Efecto de la cobertura eléctrica sobre el rendimiento escolar en distritos rurales del Perú entre los años 2007 y 2016	Carlos Casas

A los mencionados propósitos identificatorios cumplidos mediante esa tabla, se suma el propósito, reflejado en el índice de este volumen, de ordenar

esos trabajos por afinidades temáticas. En tal sentido, las primeras cuatro investigaciones en dicho índice están abocadas al análisis de efectos sobre el desarrollo del capital humano o su situación laboral, generados por la provisión de servicios públicos o por decisiones a nivel de individuos u hogares; y las tres investigaciones que completan el índice versan sobre temas financieros. Ese orden temático es adoptado para lo que sigue de esta presentación, porque esclarece la comprensión de los respectivos aportes académicos y sus implicaciones de políticas públicas.

Así, la investigación de Trujillo y Vidalón (asesorada por el profesor Casas) analiza, a la luz de estudios empíricos sobre formación de capital humano y en vista del proceso de electrificación rural en Perú, no solo el efecto directo de la cobertura eléctrica rural (definida como el promedio de colegios en un distrito rural peruano que tienen acceso a electricidad, ponderado por el número total de alumnos) sobre el rendimiento escolar en matemáticas y lenguaje; sino también el efecto indirecto de esta sobre dicho rendimiento por parte de alumnos sin acceso a electricidad, que lo reciben al interactuar y trabajar en equipo con alumnos del distrito que sí tienen acceso a electricidad (*peers effect*). Con tal fin, dichos autores trabajan con datos del Minedu y de Osinergmin, aplicando un modelo econométrico que incluye, además de la variable dependiente (las notas en matemáticas y lenguaje en el colegio del distrito rural) y la principal variable explicativa (la cobertura eléctrica del distrito), una variable instrumental (la distancia topográfica entre el colegio y la central eléctrica de distribución más cercana) y una variable dicotómica según el colegio cuente o no con acceso a electricidad. Trujillo y Vidalón comprueban así que es positivo y significativo el efecto tanto directo como indirecto de la (antes definida) cobertura eléctrica rural sobre el rendimiento escolar; que ambos efectos son mayores en la Sierra (donde hay más colegios rurales y centrales eléctricas de distribución en la muestra analizada); y que el *peers effect* es mayor para los alumnos de colegios rurales sin acceso a electricidad. Todo lo cual aporta evidencia robusta, para el caso peruano, de los impactos benéficos del progreso en materia de electrificación rural sobre la formación de capital humano.

Análogamente, la investigación de Gutiérrez y López (asesorada por el profesor Bonifaz) aporta evidencia robusta, para el caso de Lima Metropolitana y el Callao (LMC, para abreviar), de que la calidad del servicio de transporte público condiciona su impacto sobre el desempeño del capital humano expresado en términos de la productividad laboral de los usuarios del servicio. En efecto, dichas autoras comprueban que tal impacto es negativo

cuando el servicio es provisto por vehículos de poca capacidad y calidad que transitan por vías compartidas con otros vehículos, cuyos usuarios sufren un desplazamiento estresante que reduce su productividad laboral; a diferencia del impacto positivo sobre esta hallado para los usuarios del transporte público de mayor calidad porque es masivo y transita por vías segregadas. A estos resultados arriban Gutiérrez y López aplicando, a datos de la Encuesta Lima Cómo Vamos entre los años 2016 y 2018 y de la Enaho, un modelo de estimación *pool data* con mínimos cuadrados generalizados, donde la distinción entre los mencionados tipos de transporte público (denominados como «tradicional» el primero por su uso mayoritario en LMC, y «no tradicional» el segundo por su uso minoritario) y los asociados tiempos de desplazamiento son las principales variables explicativas, y la variable dependiente es el gasto del hogar del usuario (tomado como *proxy* del ingreso indicativo de su productividad laboral). Con base en sus resultados, las autoras proponen algunas medidas concretas para ampliar la cobertura del servicio no tradicional, así como para aliviar la congestión vehicular a fin de reducir el tiempo de desplazamiento en ambos tipos de servicio y para los usuarios del tradicional en particular.

En cambio, la investigación de Guerrero y Valdivieso (asesorada por el profesor Castro) conecta con el tema de capital humano desde otra perspectiva: se enfoca la relación entre el número de hijos infantes en una familia y el nivel nutricional de estos; la cual es una especificación bien acotada de la posible relación entre tasa de natalidad y un problema de duradero impacto perjudicial sobre la calidad del capital humano como es la desnutrición infantil temprana. Con tal fin, esos autores trabajan con datos de salud materno-infantil en el Perú provistos por la Endes para el período 2009-2019, así como con datos de gastos e ingresos del hogar provistos por la Enaho para el mismo período, a los que aplican un modelo econométrico cuya variable dependiente es la calidad nutricional (especificada con tres medidas de nutrición: talla por edad, peso por edad y nivel de hemoglobina), cuya principal variable explicativa es el número de hijos ajustada por la (eventual) ocurrencia de nacimiento múltiples como variable instrumental, y cuyos coeficientes son estimados con MCO y efectos fijos. Esta metodología permite a Guerrero y Valdivieso verificar robustamente que el número de hijos tiene un significativo efecto negativo sobre la talla por edad durante todo el período analizado y también sobre las dos otras medidas de nutrición en el subperíodo 2015-2019; y que hay evidencia de un *trade-off* entre cantidad de hijos y (las tres medidas de) nutrición del hijo mayor en hogares urbanos pero no en los hogares rurales, porque, conforme crece el número de hijos, el gasto per cápita en alimentos disminuye en

hogares urbanos pero no así en los rurales. Por ello, dichos autores concluyen recomendando que futuras investigaciones profundicen en la exploración de la detectada heterogeneidad de efectos y sus factores explicativos.

Y la investigación de Luna y Torres (asesorada por el profesor Molina) está inspirada por especialistas en capital humano y ocupación laboral, que relacionan la especificidad de las habilidades adquiridas durante una carrera universitaria con la ocurrencia de penalización de salarios por *mismatch* horizontal (o MH, para abreviar), entendida como la obtención de menores salarios por parte de egresados experimentando desajustes entre esas habilidades y las requeridas por su ocupación laboral. A la luz de esto, dichos autores estiman, con datos de la Encuesta a Egresados Universitarios y del Censo Nacional Universitario, el efecto del MH sobre el salario y los respectivos efectos diferenciados según grupos de carreras y sectores ocupacionales, mediante regresiones de MCO con efectos fijos y controles que incluyen cuantificaciones de la especificidad de las habilidades adquiridas y requeridas, así como *proxies* de la calidad del egresado y de su universidad. Por añadidura, también aplican un modelo de probabilidad lineal para estimar el impacto de distintos motivos de elección de carrera sobre la ocurrencia de un MH. Esta estrategia empírica permite a Luna y Torres comprobar que en el mercado laboral peruano existe una significativa penalización salarial por MH, que esta es mayor para los egresados de carreras que imparten habilidades muy específicas, y que la ocurrencia del MH ocupacional es más probable cuando la carrera fue elegida por motivos distintos a la orientación vocacional. De ahí que los autores concluyen recomendando la inclusión, en el sitio web de «Ponte en Carrera» (observatorio de educación y empleo en el Perú), de información sobre la incidencia del MH y la respectiva penalización salarial por combinaciones de carrera-universidad / instituto de educación superior, dada su utilidad para mejorar la elección de qué y dónde estudiar.

Como se dijo antes, las tres investigaciones que completan este volumen versan sobre temas financieros. Así, la de Dueñas y Monteagudo (asesorada por el profesor Noziglia) analiza la dinámica de la curva de rendimiento de los bonos soberanos peruanos (CRBSP), en su interacción con las curvas de rendimiento de bonos en los EE. UU. y en México. Dichos autores buscan demostrar que la CRBSP está muy influenciada por factores externos, especialmente por los determinantes de la curva de los EE. UU., debido al peso gravitante del ritmo de crecimiento y de la política monetaria de ese país en los flujos globales de capitales, así como al poco desarrollo del mercado de renta fija peruano. Con tal fin, aplican, a datos de la SBS sobre operaciones de

renta fija de BSP con vencimientos de entre 3 y 240 meses desde noviembre de 2006 hasta noviembre de 2018 (y a datos similares de la Fed para los EE. UU. y del Banco de México), el modelo paramétrico que ostenta el mejor ajuste y cuya dinámica examinan mediante un proceso VAR para estimar la interacción, más un VAR ampliado con la inclusión de variables macroeconómicas del Perú. Dueñas y Monteagudo logran así comprobar que: (1) los tramos de largo y mediano plazo de la CRBSP son impactados significativamente por el tramo de largo plazo de la curva de los EE. UU. (y por el de la curva mexicana, aunque en menor medida), en señal de que las expectativas de inflación en esos países influyen tanto en las expectativas de inflación como en la dinámica de la tasa de interés real en el Perú; (2) los tramos de largo y corto plazo de la CRBSP también son impactados por el tramo de corto plazo de la curva de los EE. UU., debido al fuerte impacto de la política monetaria estadounidense sobre los flujos de capitales y asociados movimientos en tasas de interés; (3) la inclusión de variables macroeconómicas refuerza los resultados verificadores de la hipótesis, en especial el enunciado en (1) respecto a la curva de los EE. UU. en particular. Estos hallazgos permiten a sus autores concluir señalando su importancia para reducir el impacto de los factores externos, con decisiones de inversión y consumo mejor informadas y desarrollando el mercado de renta fija en nuestro país.

Por su parte, la investigación de Argüelles y Fernández (asesorada por el profesor Luna Victoria) evalúa los efectos de transmisión, sobre los retornos en mercados bursátiles alrededor del mundo, que tiene el sentimiento o percepción de los inversionistas respecto al mercado de los EE. UU., resultante de variables tanto fundamentales como de otras formativas de esa percepción. Con tal fin, dichos autores se valen de datos mensuales (desde julio de 2001 hasta diciembre de 2018) sobre los mercados bursátiles en 23 países entre desarrollados y emergentes (obtenidos de Bloomberg, Morningstar y la Fed), para construir un índice de sentimiento de mercado muy utilizado por los especialistas, que complementan con controles por efectos locales e internacionales e incluyen en una modelación empírica inspirada por el *capital asset price model* y procesada mediante VAR con funciones impulso-respuesta. De este modo, Argüelles y Fernández comprueban que el sentimiento respecto al mercado de los EE. UU. explica de manera significativa el exceso de retornos en otros 18 mercados bursátiles de la muestra; y que, si bien este impacto es heterogéneo, hay 14 pares de países cuyas bolsas muestran dinámicas similares durante los primeros cuatro meses posteriores a un *shock* en dicho sentimiento. Por añadidura, los autores redondean la utilidad práctica de sus hallazgos para

inversionistas peruanos atraídos por fondos mutuos del extranjero, al mostrar que la efectividad de un criterio de inversión basado en el conocimiento de los mercados bursátiles con dinámicas similares de retornos según niveles del índice de sentimiento, sería mayor que la efectividad del criterio usual (*buy & hold*).

Mientras tanto, Carranza y Pajuelo evalúan (contando con la asesoría del profesor Elio Sánchez) el efecto del mecanismo de licitación de nuevos afiliados al SPP peruano en la sensibilidad de los afiliados a cambios en las comisiones cobradas por las AFP. Los mencionados autores plantean que de tal sensibilidad depende la medida que en la reducción de esas comisiones puede ser incentivada por dicho mecanismo, conformante de la reforma del SPP legislada el año 2012 y por el cual la licitación de nuevos afiliados es adjudicada por dos años a la AFP ofertante de la menor comisión mixta (por saldo y por flujo). Los autores realizan su evaluación con datos de la SBS, distinguiendo dos períodos: anterior a las licitaciones (febrero de 2008 – mayo de 2013) y durante estas (junio de 2013 – septiembre de 2018); y aplicando un modelo de panel, en el que la variable dependiente son los traspasos por entrada y las variables explicativas son la comisión, la rentabilidad y las proporciones de gasto en ventas y en publicidad; todas estas variables referidas a la AFP ganadora de cada licitación en términos relativos, respecto al total o promedio del SPP. Carranza y Pajuelo comprueban así que, durante el segundo período, bajó la sensibilidad de los afiliados a variaciones en las comisiones y aumentó el impacto en los traspasos de un incremento del gasto en ventas y publicidad. Ante ello, dichos autores consideran que el mecanismo de las licitaciones debe ser rediseñado a fin de estimular la competencia por precio (comisiones) entre las AFP. Y en tal sentido recomiendan, teniendo en cuenta que a partir de 2023 solo regirá la comisión por saldo, que sea mayor la duración de cada licitación (cinco años) y que la cartera licitada incluya no solo a nuevos ingresantes sino también a ya cotizantes al SPP, para que los ingresos por los saldos de estos últimos permitan que las AFP oferten comisiones menores.

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 y agradecer el aporte de quienes hicieron posible el éxito de Investigación Económica (IE) 2019.

Este reconocimiento se extiende a todos los alumnos de esa asignatura, a los profesores que actuaron como asesores y/o jurados, y a 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 y recursos para el desarrollo de una investigación académica, como fue el caso de los siguientes colegas (en orden alfabético según apellido): Hugo Alatrística, José Luis Bonifaz, Juan Francisco Castro, Úrsula Carrión, Carlos Casas, Cesare Del Mastro, Francisco Galarza, Rosario Gómez, Bryan Gutiérrez, Joanna Kamiche, Omar Manky, Oswaldo Molina, Miguel Núñez Del Prado, Carlos Parodi, Roberto Urrunaga, Diego Winkelried y Gustavo Yamada (representado por Daniel Velásquez); así como de Eva Flores (coordinadora del Área de la Biblioteca de Apoyo a la Investigación) y Magaly Rubina (directora de Formación Extraacadémica). Asimismo, al decano de la Facultad de Economía y Finanzas y al jefe del Departamento Académico de Economía en el año 2019, 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 2019, por su invaluable labor durante dicho año y su apoyo para la edición de este volumen.

Fernando González Vigil

Coordinador de Investigación Económica 2019

Efecto de la cobertura eléctrica sobre el rendimiento escolar en distritos rurales del Perú entre los años 2007 y 2016¹

Gonzalo Alejandro Vidalón Véliz
Renato Juan Trujillo Galindo

Introducción

Algunos efectos de los procesos de electrificación rural han sido analizados por los especialistas, cuyos estudios plantean la relevancia de esos procesos en razón de su impacto sobre la eficiencia de la asignación de recursos de hogares e individuos y sus condiciones laborales (Akpandjar & Kitchens, 2017; Bernard, 2012; Khandker, Barnes, & Samad, 2013). En el Perú, se ha estudiado su importancia en la mejora del bienestar en el ámbito rural (Aguirre, 2017; Arraiz & Calero, 2015; Urrunaga *et al.*, 2013). Pero no se ha profundizado el análisis de su efecto en el rendimiento escolar, que mide aproximativamente el capital humano.

La expansión de la electrificación en el Perú ha representado un tema de prioridad para los hacedores de política (Vásquez *et al.*, 2016). Desde inicios de la década de 1990, el Gobierno implementó un programa de privatizaciones como parte de un paquete de reformas estructurales (Dammert, Gallardo, & García, 2005; Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería [Osinergmin], 2016). Posteriormente, en 2007, fue aprobada la Ley General de Electrificación Rural (Ley N.º 28749) que estableció el

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica aprobado en noviembre de 2019. Los autores agradecen al profesor Carlos Casas por su asesoría durante la investigación; a los profesores Roberto Urrunaga y José Luis Bonifaz, por sus valiosos comentarios como jurados del trabajo; al profesor Jorge Montesinos y al economista Rodrigo Chang, por su apoyo en la elaboración del trabajo; así como al Minedu y a Osinergmin, por el acceso a sus bases de datos.

marco normativo para promover la electrificación en zonas aisladas del país (Osinergmin, 2016).

Estas políticas incrementaron no solo la producción de electricidad en un 196% entre 1995 y 2015 (Osinergmin, 2016), sino también la cobertura eléctrica rural, del 30 al 89% entre los años 2007 y 2016, bajo la vigencia de dicha ley (anexo 1). Dado que durante esos mismos años también mejoró el rendimiento escolar en zonas rurales (anexo 2), se justifica el esfuerzo por identificar la relación entre cobertura eléctrica y capital humano², así como los mecanismos explicativos de esta relación. Por ello, nuestro trabajo busca aportar a la literatura con el estudio del efecto de la cobertura eléctrica, a nivel distrital, sobre el rendimiento escolar promedio en niños³, considerado como un factor que repercute significativamente sobre el capital humano futuro (Beltrán & La Serna, 2009).

Nuestra hipótesis es que la cobertura eléctrica en el distrito tiene un efecto positivo y significativo sobre el rendimiento escolar promedio. El coeficiente estimado incluye el impacto del acceso a electricidad de los pares sobre el rendimiento escolar del individuo; un canal de transmisión poco explorado. Este consiste en el efecto del incremento de capital humano de los estudiantes cercanos al individuo sobre su rendimiento escolar, mediante el intercambio de ideas e interacción en trabajos grupales (Han & Li, 2009; Zimmerman, 2003); un efecto *spillover*⁴ relevante para el crecimiento de la economía (Lucas, 1988).

En la segunda sección, se desarrolla una revisión de literatura. En la tercera, se presenta el marco analítico explicativo de los mecanismos de transmisión y del modelo planteado. En la cuarta sección, se presenta la metodología y, en la quinta, el análisis de los resultados de las especificaciones, incluyendo los de un par de estimaciones de efectos heterogéneos según la posibilidad de acceso a electricidad por región natural, así como las limitaciones de nuestro estudio. Por último, se exponen las conclusiones del trabajo.

Revisión de literatura

Si bien distintos autores plantean que hay una relación positiva entre el acceso a electricidad y el crecimiento económico (Arraiz & Calero, 2015; Lee, Miguel, & Wolfram, 2017), es probable que la electrificación no cause dicho crecimiento. Stern, Burkes y Bruns (2017) realizan una revisión de la literatura

² El capital humano se refiere al nivel de educación y conocimientos técnicos de un individuo (Lucas, 1988).

³ Se evalúa el rendimiento escolar de alumnos de segundo grado de primaria.

⁴ Entiéndase como efecto *spillover* al efecto indirecto que causa el acceso a electricidad de personas allegadas al individuo sobre el rendimiento escolar de este.

que busca establecer una relación causal macroeconómica entre el PIB y la electrificación, y concluyen que esos estudios empíricos no tienen suficiente calidad metodológica porque no explican los mecanismos de transmisión⁵.

Por otro lado, sí se han identificado algunos de los mecanismos de transmisión que explican el efecto positivo de la electrificación en el bienestar de la comunidad rural, medido a través de ingresos, condiciones laborales, entre otros. Al respecto, se ha identificado el efecto del acceso a electricidad sobre la elección de actividades laborales y las condiciones de empleo, mediante el mecanismo consistente en el impacto sobre el uso del tiempo del padre; el cual, a su vez, repercute sobre el rendimiento escolar del niño (Singh *et al.*, 1995). Akpandjar y Kitchens (2017) hallan efectos significativos en la formación de negocios pequeños, disminución del empleo agrícola y el incremento del número de personas asalariadas. Mientras que Dinkelman (2011), con datos de panel, encuentra un incremento significativo del empleo de mujeres de 9 a 9,5 puntos porcentuales en Sudáfrica, utilizando un vector de variables características de las comunidades y efectos fijos distritales para controlar la tendencia de la comunidad a lo largo del tiempo, así como una variable instrumental para controlar por variables omitidas que afecten la asignación de los proyectos de electrificación rural⁶.

También se ha identificado el efecto de la electrificación sobre variables relacionadas con la educación. Bensch, Kluge y Peters (2011) analizan el efecto de la electrificación sobre el tiempo de estudio de los niños, utilizando un modelo de corte transversal para estimar el efecto del acceso a la red eléctrica en los últimos cuatro años, con el cual obtuvieron resultados positivos y significativos, pero que desaparecen cuando se toman en cuenta los efectos regionales. Asimismo, Khandker *et al.* (2013) utilizan un panel de datos de 2002 a 2005 para estimar el efecto de la conexión a la red eléctrica sobre la asistencia a las escuelas. Encuentran que los efectos son positivos y significativos: la probabilidad de matrícula aumenta en un 11% y los años de educación se incrementan en 0,67 años. Los respectivos efectos marginales son mayores en los primeros años de conexión, pero luego se mitigan alrededor de los nueve años de conexión. En un estudio similar para la India, Khandker *et al.* (2014) encuentran que la probabilidad de matrícula sube en un 6% para niños y un

⁵ Las variables económicas claves, según esta literatura, son: ingresos, nivel de educación, asistencia a colegios, rendimiento escolar, niveles de salud, empleo, uso del tiempo, entre otras.

⁶ El instrumento utilizado es el promedio de la gradiente de la tierra de la comunidad. Una mayor gradiente incrementa el costo promedio de conexión a una red eléctrica del hogar, afectando así las áreas priorizadas para la electrificación. La variable endógena es dicotómica y toma el valor de 1 si la comunidad formó parte del programa de electrificación, y 0 de otro modo.

7,4% para niñas, y que las horas semanales de estudio aumentan en más de una hora en hogares con acceso a electricidad.

Para el caso peruano, Dasso, Fernández y Ñopo (2015) analizan los efectos de la electrificación rural en los siguientes resultados a nivel colegio: asistencia, matrícula, gastos en educación y rendimiento escolar. Para ello, utilizan datos de panel entre 2007 y 2012 con una metodología de efectos fijos. Encuentran que dicha electrificación está asociada con un efecto negativo en el rendimiento escolar como primer impacto, el cual se torna positivo conforme aumentan los años de exposición a la red eléctrica⁷. Por su parte, Aguirre (2017) estudia el impacto indirecto de la electrificación rural sobre la educación a nivel nacional. Encuentra que brindar acceso a electricidad incrementa el tiempo promedio de estudio diario del niño entre 94 y 137 minutos, e indica que se espera un sesgo positivo en el parámetro de interés debido a las variables omitidas que están positivamente correlacionadas con el tiempo de estudio del niño y con la conexión a electricidad. En la misma línea, Arraiz y Calero (2015) encuentran que, para hogares expuestos a electricidad mediante paneles solares, los niños asignan nueve minutos más a realizar tareas de la escuela, además de tener 0,4 años más de educación en promedio⁸.

De lo anterior se desprende que, para el caso peruano, el efecto de la electrificación rural sobre el rendimiento escolar solo ha sido abordado mediante un panel de datos con una variable explicativa dicotómica. Por ello, nuestra investigación busca explicar los mecanismos de transmisión de dicho efecto especificando el acceso a electricidad con una variable no dicotómica, como es la cobertura eléctrica distrital.

Marco analítico

A la luz de la literatura revisada, nuestro marco analítico plantea tres principales mecanismos de transmisión explicativos de la relación causal que investigamos, entre la electrificación rural y el rendimiento escolar. El primer mecanismo opera a través del acceso a electricidad en el hogar, bajo el supuesto de una

⁷ Dichos autores asumen un rendimiento marginal constante del acceso a electricidad sobre el rendimiento escolar. Y no comprueban econométricamente cuál de los dos efectos mencionados predomina, aunque argumentan que el efecto positivo de los años de exposición a la red eléctrica sobre el rendimiento escolar puede ser mayor que el efecto negativo hallado en la primera especificación. Este coeficiente negativo puede deberse a la construcción de la variable dicotómica de los autores, la cual toma el valor de 1 en los distritos en los que hubo por lo menos un proyecto de electrificación rural en el período de análisis. Es probable que los proyectos se realicen en distritos con situaciones económicas menos favorables, cuyo efecto negativo se atribuye a la cobertura eléctrica porque no ha sido controlado con alguna variable o instrumento.

⁸ Esta diferencia de 0,4 años de educación es válida para niños matriculados en primaria y que han estado expuestos a la electricidad por un promedio de 2 años y 9 meses.

relación positiva entre la cobertura eléctrica en el distrito y la probabilidad de que el hogar acceda a electricidad. Si el hogar obtiene este servicio, aumentan las herramientas a su alcance para actividades económicas. Ello permite a los padres reducir sus horas de trabajo y dedicar más tiempo a sus hijos y al ocio (Barrón & Torero, 2014; Van de Walle *et al.*, 2013). Este incremento del tiempo con los hijos impacta positivamente sobre su rendimiento escolar merced a la ayuda de los padres, siempre y cuando sea en un ambiente no violento (Sacker, Schoon, & Bartley, 2002; Singh *et al.*, 1995).

Además, el acceso a electricidad mejora la productividad de los padres, quienes así pueden obtener mayores salarios. Este efecto compensa el mayor tiempo de ocio y representa un incremento de ingresos (Khandker *et al.*, 2012). Este incremento permite un mayor gasto en alimentos y bienes del hogar (Khandker *et al.*, 2014). Esta mejor calidad de vida permite al niño estudiar más y mejorar su rendimiento escolar (Lucas, 1988; Singh *et al.*, 1995).

Ello es corroborado por los resultados de la estimación con efectos fijos que realizamos con datos de la Enaho entre 2007 y 2016, que resume el anexo 3, y que muestran efectos de la cobertura eléctrica en los ingresos totales y las horas dedicadas a trabajar y el ingreso por hora, que son consistentes con las predicciones teóricas. Se tiene así que un incremento de un 1% en el grado de luminosidad incrementa en un 0,158% el ingreso por hora de los trabajadores y en un 0,128% sus ingresos totales, y reduce en un 0,0140% las horas trabajadas.

El segundo mecanismo parte del acceso a electricidad en el hogar del niño, bajo el supuesto dicho anteriormente. Este acceso incrementa la productividad en actividades laborales realizadas por el estudiante, reduciéndole el número de horas trabajadas (Van de Walle *et al.*, 2013)⁹. También expande sus horas disponibles para estudiar, ya que cuenta con iluminación en las noches. Ambos efectos hacen que el niño cuente con más posibilidades de aumentar su tiempo de estudio y rendimiento escolar (Lucas, 1988); así como con horas extra disponibles para actividades de esparcimiento y descanso (Dasso *et al.*, 2015).

Y el tercer mecanismo consiste en el efecto aprendizaje que obtiene el estudiante al interactuar con sus pares del distrito (*peers effect*), bajo el supuesto de que una mayor cobertura eléctrica en el distrito incrementa la probabilidad de que más niños de este se beneficien del servicio. La mejora en sus respectivos rendimiento escolares, resultante de los dos mecanismos antes mencionados,

⁹ Dado que se está analizando el caso de distritos rurales, donde los niños suelen ayudar a sus padres en las faenas del campo y en otras labores del hogar.

implica un mayor nivel de capital humano promedio del aula, que impacta positivamente sobre el rendimiento escolar de un alumno, aunque no cuente con electricidad en su hogar, mediante el intercambio de ideas y trabajos grupales (Boud, Cohen, & Sampson, 1999). Cabe resaltar que, según la literatura revisada, este efecto suele ser endógeno, ya que depende de la elección del estudiante de su grupo cercano y del nivel de capital humano inicial del niño (Han & Li, 2009; Zimmerman, 2003).

Esos tres mecanismos de transmisión sugieren una relación positiva entre la cobertura eléctrica en el distrito y el rendimiento escolar promedio, en línea con la hipótesis planteada. Por ello, nuestro marco analítico formaliza dicha relación y sus mecanismos con base en el modelo teórico de Lucas (1988), el cual explica los determinantes de la evolución del capital humano (h) mediante la siguiente ecuación de movimiento:

$$\dot{h} = \emptyset h(1 - \mu) \dots (1)$$

Donde \emptyset representa la eficiencia de cada hora de estudio y μ es la fracción del tiempo disponible (no dedicado al ocio) que utiliza el individuo para trabajar. La literatura revisada sugiere las relaciones entre estas variables y la cobertura eléctrica (e).

Por un lado, el acceso a electricidad permite una mayor eficiencia en el estudio gracias al uso de artefactos electrónicos; aunque este efecto tiene rendimientos decrecientes (Khandker *et al.*, 2013). Y para medir la eficiencia de cada hora de estudio hay que distinguir entre la que ocurre en el centro educativo y la que ocurre en el hogar. La primera depende positivamente de la infraestructura física (inf), de la ratio profesor-alumno (R) y del nivel de capital humano de los compañeros (h_a) (Lucas, 1988); mientras que la segunda depende positivamente del acceso a otros servicios como agua, saneamiento y salud (S).

$$\emptyset = \emptyset(e, h_{a(e)}, inf, R, S) \dots (2)$$

Por otro lado, el tiempo de estudio depende positivamente de la cobertura de electricidad, ya que esta aumenta las horas disponibles para estudiar. Asimismo, a partir de la teoría explicativa del primer mecanismo de transmisión, se plantea la existencia de una relación entre el ingreso del hogar (ing) y el tiempo de estudio, mediante la reducción de las horas de trabajo del niño y de su probabilidad de deserción escolar (Khandker *et al.*, 2012).

$$u = u(e, ing) \dots (3)$$

De esta forma, el hogar promedio maximiza una función de utilidad conjunta que depende del consumo de bienes y el ocio, sujeto a la evolución del capital humano del niño. En el óptimo, el capital humano del niño en sus primeros años depende de las siguientes variables:

$$h = h(e, \text{inf}, R, S, \text{ing}) \dots (4)$$

A la luz de la teoría económica revisada, se espera que la variable de interés (*e*) tenga un efecto positivo sobre el capital humano; y se sabe que las otras variables impactan positivamente en el nivel de capital humano, por lo que son incluidas en la especificación.

Metodología

Nuestra estrategia empírica buscar identificar con precisión la relación entre las variaciones intertemporales de la cobertura eléctrica y del rendimiento escolar en zonas rurales (anexos 1 y 2). Y, según el modelo teórico expuesto en la sección anterior, el ingreso del hogar es un determinante del capital humano. Pero, como en el Perú no existen mediciones del ingreso a nivel de hogar, la omisión de esta variable generaría un problema de endogeneidad, ya que esta presenta relación tanto con la variable dependiente como con la variable independiente de interés (Greene, 2012).

Por ello, nuestra metodología se basa en la propuesta por Dinkelman (2011) y Khandker *et al.* (2012), que utiliza una regresión con efectos fijos temporales y una variable instrumental para mitigar el problema de endogeneidad. Esa metodología opera el modelo en dos etapas: primero, se estima la cobertura eléctrica (variable endógena) respecto al instrumento; y en la segunda etapa se utilizan los valores predichos en la primera etapa como un regresor.

Nuestro instrumento, basado en Aguirre (2017), es la distancia topográfica entre el colegio y la central eléctrica de distribución más cercana a este¹⁰. Según la teoría, el instrumento escogido debe cumplir con dos condiciones, exogeneidad y relevancia, para mitigar satisfactoriamente el mencionado problema (Greene, 2012). La condición de exogeneidad consiste en la existencia de una correlación nula entre el instrumento planteado y el error de la regresión en la segunda etapa. Para que ello se cumpla, es necesario asumir que los hogares de altos y bajos ingresos están ubicados a la misma distancia topográfica de las centrales eléctricas de distribución, supuesto que resulta adecuado en vista

¹⁰ La distancia topográfica que calculamos toma en cuenta las vías disponibles en la zona rural para poder acceder del colegio a la central eléctrica de distribución más cercana.

de las variables consideradas para ubicar una central eléctrica de distribución (Osinermin, 2016). En efecto, el Plan Nacional de Electrificación Rural contempla que uno de los criterios para la priorización de proyectos sea el índice de pobreza distrital del año 2007, pero este tiene un peso del 25% en la decisión. Los otros criterios tomados en cuenta por el Estado son: (i) disposición de centrales de generación eléctrica, (ii) minimización de costos de redistribución de la electricidad a centros poblados y colegios, y (iii) viabilidad geográfica de instalar una central eléctrica (Ministerio de Energía y Minas [MEM], 2015). Así, la distancia es determinada principalmente por factores geográficos, no por ingresos distritales.

La condición de relevancia consiste en la existencia de una correlación no nula entre el instrumento empleado y la variable independiente de interés (Greene, 2012). Para verificarla, dado que la provisión de electricidad a través de centrales eléctricas de distribución es la más utilizada para proyectos de electrificación rural (Osinermin, 2016), conviene asumir que los colegios más cercanos a una central eléctrica tienen una probabilidad más alta de acceder a electricidad debido a los menores costos que conlleva su provisión. No obstante, es necesario evaluar la importancia de otras alternativas de acceso a electricidad en zona rurales del país. Respecto a la alternativa de provisión mediante paneles fotovoltaicos, la relación de proyectos de electrificación rural registra 17 proyectos de paneles fotovoltaicos ejecutados entre 2007 y 2016 (anexo 4), los cuales benefician a 14.960 personas (anexo 5), que representan aproximadamente el 0,2% de la población rural (según cifras del Censo Nacional 2017) y, por ello, no va a distorsionar la relación positiva esperada. Y la alternativa de provisión con generación directamente distribuida tampoco representa un alto porcentaje de la electricidad utilizada en la zona rural del país (anexo 6).

Una vez verificadas las condiciones de validez del instrumento, seguidamente explicamos las dos especificaciones para estimar el efecto de la cobertura eléctrica en el rendimiento escolar. Estas consideran que $i = 1, 2, \dots, N$, $j = 1, 2, \dots, M$ y $t = 1, 2, \dots, T$ representan a los colegios, distritos y años, respectivamente.

La primera especificación consiste en calcular el efecto de la cobertura eléctrica en el rendimiento escolar mediante el estimador 2SLS (dos etapas). Para ello, construimos un panel de datos desde 2007 hasta 2016 considerando a los colegios como individuos. Las dos etapas de esta estimación son:

$$\ln(E_{jt}) = \gamma \ln(Z_i) + u_{ijt}$$

$$\ln(Y_{ijt}) = \alpha_t + \beta \widehat{\ln(E_{jt})} + \theta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

Donde Y_{ijt} representa la nota promedio en el colegio i ubicado en el distrito j en el año t . E_{jt} representa la cobertura eléctrica del distrito j en el año t . α_t representa efectos fijos temporales. Z_i representa la distancia topográfica entre el colegio i y la central eléctrica de distribución más cercana. Las variables X_{ijt} representan variables de control a nivel colegio y nivel distrital. Y el coeficiente de interés es β , el cual representa la elasticidad entre la cobertura eléctrica y el rendimiento escolar¹¹; es decir, el efecto total de la cobertura eléctrica en el rendimiento escolar promedio del colegio.

La segunda especificación agrega, en la segunda etapa, una variable dicotómica D_{ijt} que toma el valor de 1 si es que el colegio i cuenta con electricidad, y 0 de otro modo. El objetivo de esta especificación es poder estimar el *peers effect*, de la siguiente manera:

$$\ln(E_{jt}) = \gamma \ln(Z_i) + u_{ijt}$$

$$\ln(Y_{ijt}) = \alpha_t + \beta \widehat{\ln(E_{jt})} + \lambda D_{ijt} + \theta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

A través de la inclusión de la variable dicotómica es posible obtener un coeficiente del efecto del acceso a electricidad del individuo sobre su rendimiento (λ), el cual recoge la magnitud de los dos primeros mecanismos de transmisión. De esta forma, se aísla el efecto de los pares no relacionado con el acceso al servicio del individuo, medido por el coeficiente de la variable de cobertura eléctrica (β) (Duflo, Dupas, & Kremer, 2011).

Esa metodología supone que, si un colegio tiene electricidad, entonces el alumno tendrá electricidad en su hogar; mientras que, si un colegio no tiene electricidad, el alumno no contará con este servicio. La validez de este supuesto yace en que la priorización de colegios en proyectos de conexión a la red eléctrica de las comunidades aledañas (Osinerghin, 2016) implica la inexistencia del caso en que una institución educativa no cuente con electricidad y la comunidad aledaña sí. Pero la situación inversa sí es posible, en cuyo caso dicho supuesto estaría sobrevalorando la cantidad de hogares con electricidad, y la variable D_{ijt} tomaría el valor de 1 para algunos hogares sin electricidad. Este error de medición generaría un sesgo negativo en el parámetro de los *peers effects*, pues algunas variaciones del rendimiento escolar serían atribuidas al (inexistente) acceso a electricidad en el hogar en vez de al efecto de los pares (Greene, 2012). En este caso, entonces, si el coeficiente hallado es positivo y significativo, se puede concluir que existe el *peers effect*.

¹¹ Más precisamente, dicha elasticidad mide el impacto de una variación en un 1% de la cobertura eléctrica en términos de una variación en $\beta\%$ del rendimiento escolar de los alumnos de segundo de primaria.

Análisis de resultados

Fuentes de información

La tabla 1 muestra las variables relevantes para las estimaciones econométricas y las respectivas fuentes de información. Para el cálculo del instrumento, obtuvimos la georreferencia de los colegios a partir del mapa de escuelas en la página web del Minedu; y la georreferencia de las centrales eléctricas de distribución fue obtenida del mapa disponible en la página web de Osinergmin. A partir de ambas bases de datos, calculamos la distancia topográfica entre cada colegio y la central eléctrica de distribución más cercana (véase el anexo 7).

Tabla 1
Fuentes de información

VARIABLES DE INTERÉS Y CONTROLES	FUENTE DE INFORMACIÓN
Notas promedio de Matemáticas y Lenguaje	Evaluación Censal de Estudiantes (ECE) – Minedu
* Porcentaje de estudiantes que cuentan con acceso a electricidad * Características del colegio (infraestructura, gestión, planilla docente, títulos de profesores)	Censo Escolar – Minedu
Luminosidad	Imágenes satelitales de la NASA
* Camiones de basura operativos * Camiones cisterna operativos * Presencia de un sistema de desagüe en la provincia	Registro Nacional de Municipalidades
Georreferencia de los colegios	Mapa de Escuelas – Minedu
Georreferencia de las centrales eléctricas de distribución	Osinergmin

Elaboración propia.

Estadísticos descriptivos

La cobertura eléctrica se define como el promedio de colegios con acceso a electricidad ponderado por el número total de alumnos. La variable de acceso a electricidad se encuentra en el Censo Escolar a nivel colegio, del cual tomamos los valores de 2010 a 2016¹².

¹² Para los años 2007 y 2008, la variable no contaba con observaciones, mientras que para el año 2009 todos los colegios aparecían con conexión eléctrica; lo que hubiera distorsionado el análisis de este trabajo.

El promedio de las notas es 494 y 483 puntos para los exámenes de matemáticas y lenguaje, respectivamente (anexo 8). Según la escala de calificación de la Evaluación Censal de Estudiantes (ECE), una nota menor de 458 en lenguaje o de 512 en matemáticas implica que los estudiantes no lograron los aprendizajes para estar en la categoría «En proceso». Los alumnos que obtuvieron una calificación mayor de 583 en lenguaje o de 638 en matemáticas se encuentran en el nivel «Satisfactorio», que es el nivel de calificación más alto de la ECE. Este nivel solo fue logrado en el 8,22 y 7,68% de los colegios en la base de datos durante los años analizados, en matemáticas y lenguaje respectivamente, como se observa en el anexo 9 (Ministerio de Educación [Minedu], 2015).

También contamos con las variables que reflejan la categoría del colegio según su planta docente: (1) la variable «polidocente completo» toma el valor de 1 si es que el colegio cuenta con seis o más docentes (suele suceder que cada profesor es encargado de una única sección); y (2) la variable «polidocente multigrado» toma el valor de 1 si los profesores están encargados de dos secciones o más. Los colegios unidocentes, es decir, donde un profesor enseña todos los cursos, toman el valor de 0 en las dos variables anteriores¹³.

Por último, respecto a la distribución de los colegios en la base de datos por departamento y zona rural¹⁴, se observa que la mayor proporción (14,99%) de colegios en zonas rurales se da en Cajamarca, y la menor (0,17%) en Tacna (anexo 10).

Estimaciones finales

Primera etapa de la estimación por variable instrumental

En la primera etapa, se estima el efecto del logaritmo de la distancia topográfica con respecto a la cobertura eléctrica y a la luminosidad. Esta etapa permite obtener el valor predicho de la cobertura eléctrica, utilizado como regresor principal en la segunda etapa.

De la mencionada estimación, encontramos que el logaritmo de la distancia topográfica tiene un efecto negativo y significativo al 1% sobre la cobertura eléctrica y el grado de luminosidad, como muestra la tabla 2.

¹³ Se considera la categoría base.

¹⁴ La base de información cuenta con la información de los colegios a lo largo de varios años. Si un colegio aparece en la base durante más de un año, se contabiliza una única vez.

Tabla 2
Primera etapa de la estimación 2SLS

	(1) Ln(Cobertura Eléctrica)	(2) Ln(Luminosidad)
Ln(Distancia)	-0,0999*** (0,000)	-0,719*** (0,000)
Constante	0,0909*** (0,000)	0,732*** (0,000)
Observaciones	65.224	71.140

Notas. *p-values* entre paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Primera especificación: estimación del efecto total

La primera especificación consiste en la regresión de la variable cobertura eléctrica, reemplazada por el valor predicho en la primera etapa, con respecto a la variable dependiente representada por las notas de matemáticas y lenguaje en la ECE. Aquí se incluyen tres grupos de controles: (i) infraestructura del colegio, (ii) características de la planta docente y gestión del colegio, y (iii) características de prestación de servicios a nivel distrital. Para el caso de las regresiones (5) y (6) en las tablas 3 a 5, se incluyeron efectos fijos temporales.

A partir de la medición de cobertura eléctrica resultante de la primera etapa, se estima el impacto de la cobertura eléctrica sobre las notas de matemáticas y lenguaje con tres regresiones distintas. En las regresiones (1) y (2) por mínimos cuadrados generalizados (MCG), el efecto de la cobertura eléctrica en el rendimiento escolar es positivo y significativo al 1%. Estos estimadores, comparados con los obtenidos de la estimación 2SLS en (3) y (4), muestran que el sesgo presentado es negativo¹⁵. No obstante, los coeficientes son positivos y significativos en todas las regresiones. De las regresiones finales en (5) y (6) se obtienen dos resultados principales: una variación en un 1% de la cobertura eléctrica incrementa en un 0,14 y un 0,153% el rendimiento escolar promedio en los exámenes de matemáticas y lenguaje, respectivamente (tabla 3).

La tabla 3 también presenta las estimaciones utilizando la medición del grado de luminosidad. En las regresiones por MCG, un incremento del 1% en el grado de luminosidad del distrito incrementa en un 0,012 y un 0,014% el rendimiento escolar en matemáticas y lenguaje, respectivamente. Estos

¹⁵ El estimador MCG es inconsistente debido a que no utiliza la regresión de la primera etapa que incluye el instrumento. Por otro lado, la estimación 2SLS utiliza como regresor los valores predichos de la cobertura eléctrica y es una estimación en dos etapas.

estimados, comparados con los obtenidos de la estimación 2SLS, muestran que el sesgo presentado es negativo. De las regresiones finales en (5) y (6) se concluye que una variación en un 1% del grado de luminosidad incrementa en un 0,02% tanto el rendimiento escolar promedio en matemáticas como en lenguaje.

Tabla 3
Estimación 2SLS del efecto total

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje
Ln(Cobertura eléctrica)	0,0347***	0,0365***	0,127***	0,134***	0,14***	0,153***
Ln(Luminosidad)	0,0119***	0,0141***	0,0184***	0,0181***	0,0195***	0,0202***

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Segunda especificación: estimación de peers effect

La segunda especificación añade una variable dicotómica a la especificación anterior, que representa el acceso a electricidad de los alumnos del colegio. De esta forma, se busca separar el efecto total hallado con la primera especificación en: (1) el efecto directo del acceso a electricidad y (2) el impacto indirecto del incremento de la cobertura eléctrica del distrito sobre el rendimiento escolar (*peers effect*). Esta desagregación del efecto total es medida a partir de los coeficientes de las variables cobertura eléctrica y acceso a electricidad, respectivamente (tabla 4).

Ambos efectos fueron estimados inicialmente con la primera medición de cobertura eléctrica. En las estimaciones por MCG (columnas (1) y (2)), una variación en un 1% de la cobertura eléctrica incrementa en un 0,026 y un 0,027% el rendimiento escolar en matemáticas y lenguaje, respectivamente; mientras que en las estimaciones por 2SLS (columnas (5) y (6)) el incremento sería en un 0,123 y un 0,132%. El esperado sesgo negativo se observa al comparar los estimadores MCG con los obtenidos mediante la estimación 2SLS.

Y luego fueron estimados utilizando la aproximación de la cobertura eléctrica mediante el grado de luminosidad en el distrito. Las mencionadas columnas de la tabla 4 muestran que, en las estimaciones por MCG, una variación en un 1% del grado de luminosidad incrementa en un 0,009 y un 0,008% el rendimiento escolar en matemáticas y lenguaje, respectivamente; mientras que en las estimaciones por 2SLS el incremento sería de un 0,017%

y un 0,018%. A partir de ambas especificaciones de la cobertura eléctrica, se concluye que: en la primera especificación, el efecto total de la cobertura eléctrica sobre el rendimiento escolar promedio es positivo y significativo al 1%; y, en la segunda especificación, son positivos y significativos tanto el efecto directo como el indirecto del incremento del acceso a electricidad sobre el rendimiento escolar promedio en exámenes de matemáticas y de lenguaje. Cabe resaltar que, en la primera especificación, el efecto indirecto es mayor que el directo; mientras que, en la segunda, ocurre lo contrario (tabla 4).

Tabla 4
Estimación 2SLS del efecto parcial¹⁶

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje
Ln(Cobertura eléctrica)	0,0266***	0,0265***	0,0107***	0,0109***	0,0123***	0,132
Acceso a electricidad	0,0208***	0,0256***	0,0337***	0,0381***	0,0247***	0,0265
Ln(Luminosidad)	0,00901***	0,00839***	0,0148***	0,0154***	0,0169***	0,0175
Acceso a electricidad	0,024***	0,0307***	0,0349***	0,0387***	0,0344***	0,0344
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>Dummies</i> temporales	No	No	No	No	Sí	Sí
Estimación	MCG	MCG	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Estimación de peers effects heterogéneos

Para poder estimar el efecto indirecto diferenciado por colegios que tienen acceso a electricidad y colegios sin este acceso, se plantea la siguiente especificación:

$$\ln(Y_{ijt}) = \alpha_t + \beta \ln(\widehat{E}_{jt}) + \lambda D_{ijt} + \delta \ln(\widehat{E}_{jt}) D_{ijt} + \theta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

La interacción se realiza entre el acceso a la electricidad (D_{ijt}) y el valor de la cobertura eléctrica predicho en la estimación de la primera etapa ($\ln(\widehat{E}_{jt})$). El coeficiente β refleja el efecto indirecto del acceso a electricidad de los pares en el distrito para colegios sin acceso a electricidad ($D_{ijt} = 0$); y $\beta + \delta$ representa el mismo efecto para los colegios que sí cuentan con acceso a electricidad

¹⁶ Cabe precisar que los estimadores obtenidos para cobertura eléctrica y luminosidad no son comparables, debido a desfases en el tiempo de registro de estas variables en la base de datos.

($D_{ijt} = 1$). Por tanto, el coeficiente de δ se interpreta como el efecto indirecto marginal de los colegios con acceso a electricidad respecto a los colegios sin acceso a electricidad.

En la tabla 5 se observa que el *peers effect* para los alumnos de colegios sin acceso a electricidad es significativo y positivo, según el coeficiente asociado a la variable de cobertura eléctrica en las cuatro regresiones. Así, un incremento en un 1% del acceso a electricidad de los pares incrementa en un 0,190 y un 0,166% el rendimiento escolar de los alumnos de colegios sin acceso a electricidad en los cursos de matemáticas y lenguaje respectivamente.

Además, el coeficiente asociado a la interacción resulta negativo y significativo al 1% en las cuatro regresiones. Esto indica que el *peers effect* para colegios sin acceso a electricidad es mayor que para colegios con acceso a electricidad. Sin embargo, una limitación de la estimación utilizando la cobertura eléctrica es el coeficiente negativo o no significativo asociado al acceso a electricidad; el cual se esperaría que fuera significativo y positivo.

Para el caso de la luminosidad, la tabla 5 muestra un importante *peers effect* para alumnos de colegios sin acceso a electricidad, a quienes un incremento de un 1% en el grado de luminosidad del distrito les incrementa en un 0,0259 y un 0,0230% su rendimiento en matemáticas y lenguaje. Pero, para alumnos en colegios con acceso a electricidad, el efecto se reduce a un 0,0102% (0,0259-0,0157) y un 0,0122% (0,023-0,0108), respectivamente.

Tabla 5
Estimación 2SLS de los *peers effects* incluyendo una interacción

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje
Ln(Cobertura eléctrica)	0,0217**	0,0212**	0,190**	0,166**	0,219**	0,205**
Acceso a electricidad	0,027**	0,0323**	-0,0143	0,00493	-0,0303**	-0,0156*
Interacción	0,0136**	0,0147**	-0,0118*	-0,0815**	-0,135**	-0,103**
Ln(Luminosidad)	0,0143**	0,0125**	0,0259**	0,023**	0,03**	0,0269**
Acceso a electricidad	0,0119**	0,0213**	0,0105*	0,022**	0,00584	0,0137**
Interacción	-0,00802**	-0,00627**	-0,0157**	-0,0108**	-0,018**	-0,013**
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>Dummies</i> temporales	No	No	No	No	Sí	Sí
Estimación	MCG	MCG	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Efectos heterogéneos por regiones

Por último, con el objetivo de evaluar la existencia de un efecto geográficamente diferenciado de la cobertura eléctrica, se separó la muestra de acuerdo con la región natural: Costa, Sierra y Selva. Esta subdivisión se sustenta en: (1) las diferencias marcadas en la geografía de cada región natural, que pueden afectar la provisión de electricidad a través de centrales de distribución, y (2) la concentración de colegios de la base de datos en la región Sierra y su poca representatividad en la Selva.

La geografía cumple un papel fundamental en la ubicación de las centrales de distribución eléctrica, por lo cual tiene un impacto sobre la distancia topográfica promedio entre el colegio y la central de distribución eléctrica más cercana. Así, la agreste geografía de la Sierra influye en que la mencionada distancia en esta región (29,09 kilómetros) sea más larga que en la Costa (20,56 kilómetros), pese a que en la Sierra hay más centrales de distribución eléctrica que en la Costa (véase el anexo 7). Y la Selva representa el caso en que dicha distancia es significativamente mayor (46,79 kilómetros) y está asociada a un número reducido de centrales de distribución eléctrica. De modo que la geografía y situación de la región exigen ajustes en nuestro instrumento empírico.

Para ello, debe tenerse en cuenta el número de observaciones (colegios) presentes en cada región natural. Así, mientras que la región Costa solo representa el 9,98% de la muestra y en la región Selva está el 33,16% de las observaciones; la Sierra, al albergar el 56,87% de los colegios censados en el período 2007-2016 (anexo 10), aparece como la región natural más representativa para nuestro estudio, cuyas características posiblemente influyen más en el comportamiento de las variables transmisoras del efecto promedio de la electrificación sobre el rendimiento escolar en la muestra de colegios evaluados.

En la tabla 6 están los resultados, por región, de la primera etapa de la estimación con base en la primera especificación planteada en la metodología. Para la Costa, el coeficiente relacionado con la cobertura eléctrica es positivo (aunque no significativo), a diferencia del hallado para toda la muestra (tabla 2) y de lo predicho por la literatura revisada. Pero el coeficiente relacionado con el grado de luminosidad sí concuerda con lo antes encontrado e interpretado, ya que es negativo y significativo.

Los coeficientes hallados para las regiones Sierra y Selva sí muestran los mismos predichos por la literatura. Así, un incremento del 1% en la distancia promedio produce una reducción del 0,0124% en la cobertura eléctrica de un distrito promedio de la Sierra, y produce una reducción mayor (0,125%) en la cobertura eléctrica de un distrito promedio de la Selva. Este patrón perdura en

la estimación mediante el grado de luminosidad, ya que el coeficiente de interés relacionado con la distancia entre la central y los colegios de la Selva (0,887) es mayor, en valor absoluto, que el coeficiente hallado en la Sierra (-0,437).

Tabla 6
Primera etapa de la estimación 2SLS para cada región natural

		(1)	(2)
		Ln(Cobertura Eléctrica)	Ln(Luminosidad)
	Costa	0,00196	-0,459***
Ln(Distancia)	Sierra	-0,0124**	-0,437***
	Selva	-0,125***	-0,887***

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

A partir de ello, se realizó la segunda etapa de la estimación por región, cuyos resultados muestra la tabla 7. En la Sierra, un incremento del 1% en la cobertura eléctrica aumenta significativamente el rendimiento promedio en matemáticas (0,354%) y lenguaje (0,502%); pero no es significativo el coeficiente relacionado con el efecto de un aumento en el grado de luminosidad sobre el rendimiento en matemáticas. En la Selva, todos los coeficientes de interés son positivos y significativos al 1%, para el rendimiento tanto en matemáticas como en lenguaje. Y se observa que el efecto total de la electrificación es mayor en la Sierra que en la Selva para la medición por cobertura eléctrica.

Mientras tanto, los resultados para la Costa contradicen lo encontrado en la primera etapa. Así, cuando se utiliza el grado de luminosidad como *proxy*, se obtienen coeficientes positivos y significativos al 5% o más; lo cual concuerda con el marco analítico. Y de la aproximación mediante cobertura eléctrica se obtienen coeficientes con signos negativos y significativos al 1%, tanto en la regresión sin *dummies* temporales como en la regresión que sí las incluye, lo cual no va acorde con lo esperado. Estos resultados se deberían a que las proyecciones de ambas variables, por haber sido construidas a partir del signo del coeficiente hallado en la primera etapa, distorsionaron el regresor y, por ende, el coeficiente de la segunda etapa.

Tabla 7
Estimación 2SLS del efecto total para cada región natural

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje
Ln(Cobertura eléctrica)	Costa	0,0249**	0,052***	-6,393***	-6,092***	-5,841***	-5,533***
	Sierra	0,014***	0,0257***	0,318**	0,487***	0,354***	0,502***
	Selva	0,0391***	0,0373***	0,126***	0,128***	0,149***	0,166***
Ln(Luminosidad)	Costa	0,00651***	0,0114***	0,0168**	0,0178***	0,0178**	0,0203***
	Sierra	0,00456***	0,00778***	0,00613*	0,0108***	0,00421***	0,00848***
	Selva	0,0208***	0,022***	0,0222***	0,0204***	0,247***	0,0245***
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Dummies temporales	No	No	No	No	Sí	Sí	Sí
Estimación		MCG	MCG	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

También realizamos las estimaciones para cada región de la segunda especificación planteada en la metodología, a fin de hallar heterogeneidades regionales del efecto directo (acceso a electricidad) e indirecto (*peers effect*) de la electrificación sobre el rendimiento escolar. Tal como se observa en la tabla 8, los coeficientes hallados para las regiones Sierra y Selva son congruentes con el marco analítico. En la Sierra, el efecto directo del acceso a electricidad muestra coeficientes positivos y significativos al 1%; y los coeficientes del efecto de los pares –mediante sus dos mediciones– sobre el rendimiento escolar son positivos y significativos al 1% en lenguaje y al menos al 10% en matemáticas. En la Selva, también son positivos los coeficientes del efecto directo y del indirecto, en ambos casos significativos al 1%. Y se observa que los efectos directos e indirectos (en sus dos mediciones) son mayores en la Sierra que en la Selva.

Sin embargo, tal como sucedió con la primera especificación, con la segunda también se obtienen resultados contraintuitivos para la región Costa, donde tienen signos negativos los coeficientes relacionados con el efecto indirecto de la electrificación sobre el rendimiento escolar. En términos de magnitud, el efecto indirecto de un aumento del grado de luminosidad sobre el rendimiento escolar en la Costa, tanto en matemáticas como en lenguaje, es mayor que los encontrados para las otras dos regiones.

Tabla 8
Estimación 2SLS del efecto parcial para cada región natural

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje
Ln(Cobertura eléctrica)	Costa	0,00988	0,0333***	-5,479***	-4,983***	-4,972**	-4,485***
	Sierra	0,00564*	0,0156***	0,286**	0,432***	0,341**	0,474***
	Selva	0,0324***	0,0292***	0,107***	0,105***	0,131***	0,145***
Acceso a electricidad	Costa	0,0291***	0,036***	0,0308***	0,0457***	0,0141*	0,0274***
	Sierra	0,0164***	0,0198***	0,0182***	0,0262***	0,00834***	0,0133***
	Selva	0,026***	0,0316***	0,0422***	0,0458***	0,0345***	0,036***
Ln(Luminosidad)	Costa	0,00352	0,00727***	0,0238***	0,022***	0,0262***	0,0234***
	Sierra	0,00295***	0,00217***	0,00746*	0,012***	0,00712*	0,0113***
	Selva	0,017***	0,0169***	0,0146***	0,015***	0,0173***	0,0184***
Acceso a electricidad	Costa	0,0146*	0,0263***	0,0339***	0,0476***	0,0347***	0,0453***
	Sierra	0,0103***	0,0205***	0,02***	0,0275***	0,0161***	0,0209***
	Selva	0,0331***	0,0381***	0,0426***	0,045***	0,0439***	0,0421***
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Dummies temporales	No	No	No	No	Sí	Sí	Sí
Estimación	MCG	MCG	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Limitaciones

Esta investigación aporta una estimación preliminar del efecto de la cobertura eléctrica sobre el rendimiento escolar. Pero su diseño adolece de tres limitaciones relacionadas con las fuentes utilizadas. En primer lugar, el principal problema es la nula disponibilidad de datos acerca del acceso a electricidad a nivel del alumno. Por esta razón, hemos utilizado los colegios como unidades de análisis. Este hecho limita el estudio del efecto de interés, ya que se estima un coeficiente del efecto promedio por colegio asumiendo un estudiante representativo de cada colegio para relacionar la estimación y los mecanismos de transmisión expuestos.

En segundo lugar, las bases de datos disponibles en el país no contienen información de la cobertura eléctrica a nivel distrital. Por ello, para este trabajo hemos tenido que formular un coeficiente de cobertura eléctrica representativo por distrito a partir de dos fuentes indirectas y bajo supuestos oportunamente

explicados, que distorsionan en parte el coeficiente utilizado. No obstante, hemos demostrado que el efecto calculado en este trabajo y el efecto real tienen el mismo signo.

En tercer lugar, el instrumento planteado en este trabajo requiere que el sector eléctrico sea en su mayoría dependiente de las centrales eléctricas de distribución. Dada la relevancia del Sistema Eléctrico Interconectado Nacional en la provisión de este servicio en la zona rural durante nuestro período de análisis (2007-2016), hemos utilizado coherentemente las centrales eléctricas de distribución para el cálculo de nuestro instrumento. Pero este instrumento perdería validez si el sector eléctrico peruano evoluciona hacia la generación eléctrica mediante energías renovables o cogeneración (véase el anexo 6). En dicho caso, nuestro trabajo no se podría repetir tal cual para futuros períodos de análisis.

Conclusiones

Los resultados comprueban que la cobertura eléctrica, medida como el porcentaje de alumnos con acceso a electricidad en el distrito, tiene un efecto positivo y significativo sobre el rendimiento escolar en todas nuestras especificaciones empíricas, lo cual va acorde con la teoría económica y la revisión de literatura efectuada. Asimismo, el uso del grado de luminosidad como aproximación de cobertura eléctrica también muestra indicios de un efecto positivo y significativo en todas las regresiones realizadas.

Además, de la estimación del efecto indirecto de la cobertura eléctrica controlando por acceso a electricidad obtuvimos coeficientes positivos y significativos en todas las regresiones realizadas. Ello nos permite concluir que sí existe un efecto positivo y significativo del incremento del acceso a electricidad de los pares sobre el rendimiento escolar del estudiante promedio del distrito. Este resultado corrobora la literatura revisada sobre *peers effects* en educación, explicativos del positivo impacto indirecto que el incremento del rendimiento escolar de los pares tiene sobre el rendimiento escolar de otros estudiantes en el mismo colegio. Adicionalmente, la estimación de la interacción entre la cobertura eléctrica y el acceso a electricidad nos permite concluir que el efecto indirecto (*peers effect*) es mayor para los alumnos de colegios sin acceso a electricidad, debido a que el signo negativo y significativo del coeficiente de esa interacción indica que dicho efecto indirecto se reduce para los colegios con acceso a electricidad.

Y hemos completado nuestro trabajo con un análisis por región natural, dividiendo los colegios evaluados según la región natural en que están ubicados. De este encontramos que el efecto directo e indirecto de la cobertura eléctrica

sobre el rendimiento escolar es generalmente mayor en la región Sierra que en las otras regiones naturales (Costa y Selva). No obstante, los coeficientes hallados para los colegios de la Costa no son consistentes con la teoría, ni en la primera ni en la segunda etapa de nuestra estimación.

Referencias

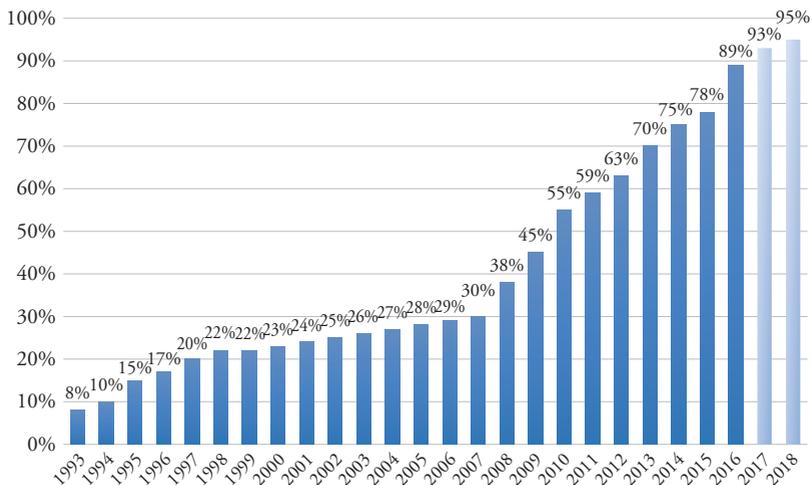
- Aguirre, J. (2017). The impact of rural electrification on education: A case study from Peru. *The Lahore Journal of Economics*, 22(1), 91-108. ISSN 1811-5438.
- Akpanjar, G., & Kitchens, C. (2017). From darkness to light: The effect of electrification in Ghana, 2000-2010. *Economic Development and Cultural Change*, 66(1), 31-54. <https://doi.org/10.1086/693707>
- Arraiz, I., & Calero, C. (2015). *From candles to light: The impact of rural electrification*. IDB Working Paper n.º IDB-WP-599. Inter-American Development Bank. <https://publications.iadb.org/es/publicacion/12225/candles-light-impact-rural-electrification>
- Barrón, M., & Torero, M. (2014). *Electrification and time allocation: Experimental evidence from Northern El Salvador*. MPRA Paper 63782. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/63782/1/MPRA_paper_63782.pdf
- Beltrán, A., & La Serna, C. (2009). ¿Cuán relevante es la educación escolar en el desempeño universitario? Documento de Trabajo 85. Universidad del Pacífico – Centro de Investigación. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/418>
- Bensch, G., Kluve, J., & Peters, J. (2011). Impacts of rural electrification in Rwanda. *Journal of Development Effectiveness*, 3(4), 567-588. <https://doi.org/10.1080/19439342.2011.621025>
- Bernard, T. (2012). Impact analysis of rural electrification projects in Sub-Saharan Africa. *World Bank Research Observer*, 27(1), 33-51. <https://doi.org/10.1093/wbro/lkq008>
- Boud, D., Cohen, R., & Sampson, J. (1999). Peers learning and assessment. Assessment and evaluation. *Higher Education*, 24(4), 413-426. <https://doi.org/10.1080/0260293990240405>
- Dammert, A., Gallardo, J., & García, R. (2005). *Reformas estructurales en el sector eléctrico peruano*. Documento de Trabajo n.º 5. Organismo Supervisor de la Inversión en Energía. <http://www.osinerg.gob.pe/investigacion>
- Dammert, A., Molinelli, F., & Carbajal, M. (2011). *Fundamentos técnicos y económicos del sector eléctrico peruano*. Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. https://www.osinergmin.gob.pe/.../centro_documental/.../Libro_Fundamentos_Técnicos_Economicos_Sector_Electrico_Peruano.pdf
- Dasso, R., Fernandez, F., & Ñopo, H. (2015). The effects of electrification on employment in rural Peru. *IZA Journal of Labor and Development*, 4(6). <https://doi.org/10.1186/s40175-015-0028-4>

- Dinkelman, T. (2011). The effects of rural electrification on employment: New evidence from South Africa. *American Economic Review*, 101(7), 3078-3108. <https://doi.org/10.1257/aer.101.7.3078>
- Duflo, E., Dupas, P., & Kremer, M. (2011). Peers effects, teacher incentives, and the impact of tracking: evidence from a randomized evaluation in Kenya. *American Economic Review*, 101(5), 1739-1774. <https://doi.org/10.1257/aer.101.5.1739>
- Gallardo, J., García, R., & Pérez-Reyes, R. (2005). *Determinantes de la inversión en el sector eléctrico peruano*. Documento de Trabajo n.º 3. Organismo Supervisor de la Inversión en Energía – Oficina de Estudios Económicos. https://www.osinergmin.gob.pe/.../centro_documental/.../Documento_de_Trabajo_03.pdf
- Greene, W. (2012). *Econometric analysis* (7.ª ed.). Pearson. ISBN-13 9780131395381. <https://www.pearson.com/us/higher-education/product/Greene-Econometric-Analysis-7th-Edition>
- Han, L., & Li, T. (2009). The gender difference of peers influence in higher education. *Economics of Education Review*, 28(1), 129-134. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.12.002>
- Khandker, S. R., Barnes, D. F., & Samad, H. A. (2012). The welfare impacts of rural electrification in Bangladesh. *The Energy Journal*, 33(1), 187-206. <https://www.jstor.org/stable/41323350>
- Khandker, S. R., Barnes, D. F., & Samad, H. A. (2013). Welfare impacts of rural electrification: A panel data analysis from Vietnam. *Economic Development and Cultural Change*, 61(3), 659-692. <https://doi.org/10.1086/669262>
- Khandker, S. R., Samad, H. A., Ali, R., & Barnes, D. F. (2014). Who benefits most from rural electrification? Evidence in India. *The Energy Journal*, 35(2), 75-96. <https://doi.org/10.5547/01956574.35.2.4>
- Lee, K., Miguel, E., & Wolfram, C. D. (2017). *Electrification and economic development: A microeconomic perspective*. EEG State-of-Knowledge Paper, n.º 1:2. Energy and Economic Growth-Applied Research Program. <https://escholarship.org/uc/item/6bd7t9ng>
- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-4. doi: 10.1016/0304-3932(88)90168-7
- MEM (Ministerio de Energía y Minas). (2015). *Plan Nacional de Electrificación Rural 2016-2025*. Ministerio de Energía y Minas. http://dger.minem.gob.pe/Proyectos_pner2016.aspx
- MEM (Ministerio de Energía y Minas). (31 de julio de 2018a). *Resolución Ministerial N.º 292-2018 MEM/DM que autoriza publicación de Proyecto de Decreto Supremo que aprueba el Reglamento de la Generación Distribuida*. <https://elperuano.pe/normaslegales/autorizan-publicacion-de-proyecto-de-decreto-supremo-que-apr-resolucion-ministerial-no-292-2018-memdm-1675717-1/>
- MEM (Ministerio de Energía y Minas). (1 de agosto de 2018b). *Proyecto de Decreto Supremo que aprueba el Reglamento de la Generación Distribuida*. <https://autosolar.pe/pdf/Reglamento-peru-agosto-2018.pdf>

- Minedu (Ministerio de Educación). (2015). *Resultados de la Evaluación Censal de Estudiantes*. Ministerio de Educación. <http://umc.minedu.gob.pe/evaluaciones-censales/>
- Osinerghmin (Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería). (2016). *La industria de la electricidad en el Perú*. Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. https://www.osinerghmin.gob.pe/.../centro_documental/Institucional/.../Libros/Osinerghmin-Industria-Electricidad-Peru-25anios.pdf
- Osinerghmin (Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería). (2018). *Generación distribuida: marco normativo comparado para Perú, Chile, Colombia y México*. Reporte de Análisis Económico Sectorial-Electricidad, año 6, n.º 11. Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. https://www.osinerghmin.gob.pe/.../centro_documental/Institucional/.../RAES-Electricidad-diciembre-2018-GPAE-OS.pdf
- Sacker, A., Schoon, I., & Bartley, M. (2002). Social inequality in educational achievement and psychosocial adjustment throughout childhood: Magnitude and mechanisms. *Social Science and Medicine*, 55(5), 863-880. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(01\)00228-3](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(01)00228-3)
- Singh, K., Bickley, P., Trivette, P., & Keith, T. (1995). The effects of four components of parental involvement on eighth-grade student achievement: Structural analysis of NELS-88 data. *School Psychology Review*, 24(2), 299-317. <https://doi.org/10.1080/102796015.1995.12085769>
- Stern, D., Burkes, P., & Bruns, S. (2017). *The impact of electricity on economic development: A macroeconomics perspective*. *Energy and economic growth*. EEG State-of-Knowledge Paper, n.º 1:1. Energy and Economic Growth-Applied Research Program. <https://escholarship.org/uc/item/7jb0015q>
- Urrunaga, R., Bonifaz, J. L., Aguirre, J., Aragón, G., & Jara, Ó. (2013). *Beneficios sociales de la electrificación rural*. Documento de Trabajo 91. Universidad del Pacífico – Centro de Investigación. <http://hdl.handle.net/11354/1961>
- Van de Walle, D., Ravallion, M., Mendiratta, V., & Koolwal, G. (2013). *Long-term impacts of household electrification in rural India*. World Bank Policy Research Working Paper N.º 6527. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6527>
- Vásquez, A., Tamayo, J., Vilches, C., & Chávez, E. (2016). *La regulación del sector de energía*. Documento de Trabajo N.º 40. Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería – Gerencia de Políticas y Análisis Económico. https://www.osinerghmin.gob.pe/.../centro_documental/.../Documento-Trabajo-40.pdf
- Zimmerman, D. J. (2003). Peers effects in academic outcomes: Evidence from a natural experiment. *Review of Economics and Statistics*, 85(1), 9-23. <https://doi.org/10.1162/003465303762687677>

Anexos

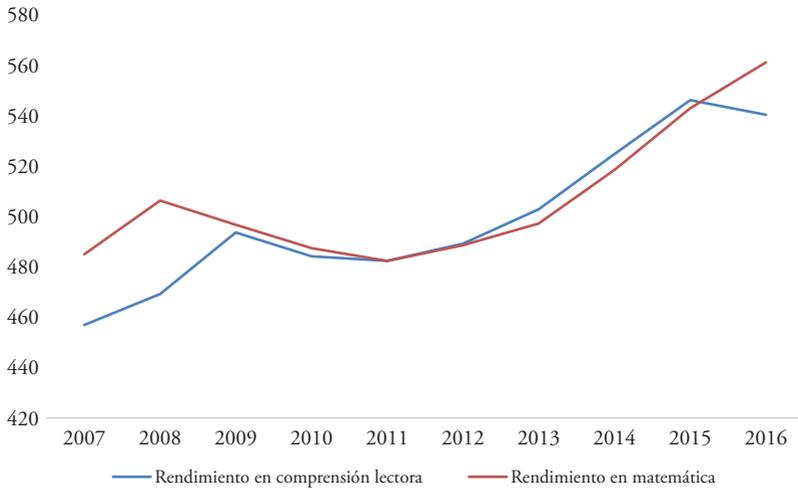
Anexo 1: Evolución de la cobertura eléctrica rural en el Perú, 1993-2018



Nota. * Las cifras de la cobertura para los años 2017 y 2018 son proyecciones hechas por el Plan Nacional de Electrificación Rural (PNER).

Fuente: elaboración propia con datos de Osinermin.

Anexo 2: Evolución del rendimiento escolar en comprensión lectora y matemática en el ámbito rural, 2007-2016



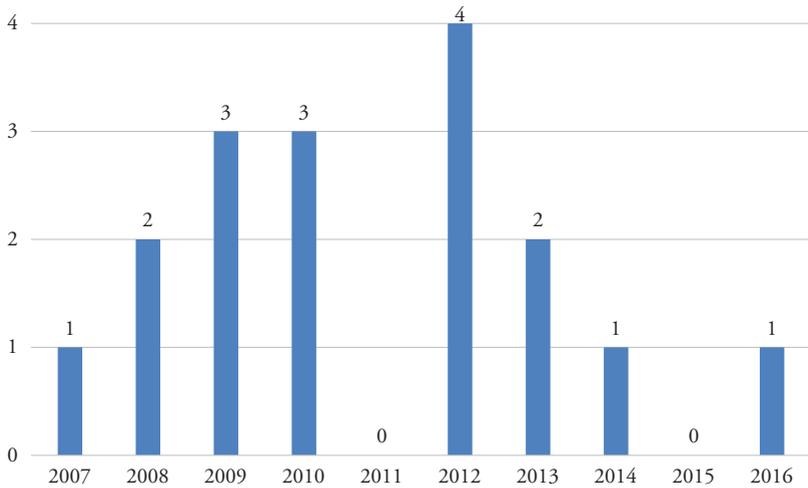
Fuente: elaboración propia con datos de la Evaluación Censal de Estudiantes (Minedu).

Anexo 3: Evidencia empírica sobre el primer mecanismo de transmisión

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(Ingreso por hora)	Ln(Ingreso por hora)	Ln(Ingreso)	Ln(Ingreso)	Ln(Horas trabajadas)	Ln(Horas trabajadas)
Ln(Cobertura eléctrica)	0,0241 (0,419)		-0,0182 (0,489)		0,0147** (0,039)	
Ln(Luminosidad)		0,158*** (0,000)		0,128*** (0,000)		-0,0140*** (0,000)
Constante	2,812*** (0,000)	2,740*** (0,000)	6,201*** (0,000)	6,116*** (0,000)	3,439*** (0,000)	3,428*** (0,000)
Observaciones	6.015	5.069	6.015	5.069	6.219	5.284
Estimación	Efectos fijos					

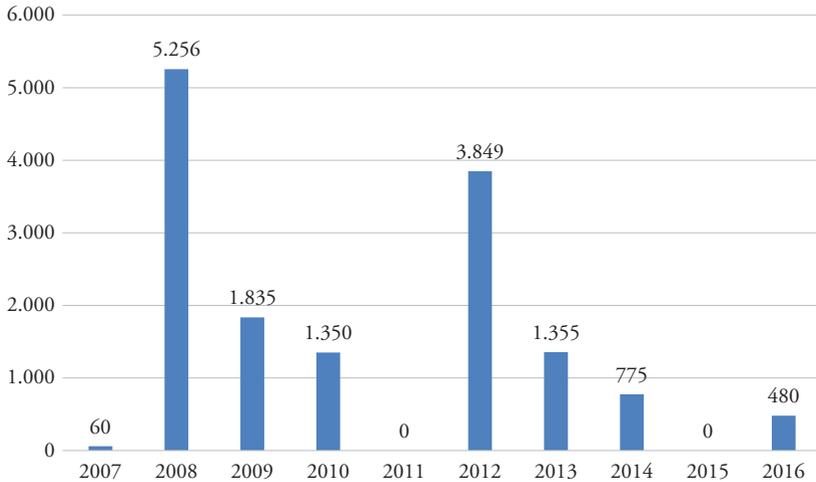
Notas. *p-values* entre paréntesis: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Anexo 4: Número de proyectos de electrificación rural relacionados con paneles fotovoltaicos en ejecución en el Perú, 2007-2016



Fuente: elaboración propia con datos del MEM.

Anexo 5: Número de beneficiarios por proyectos de electrificación rural relacionados con paneles fotovoltaicos en el Perú, 2007-2016



Fuente: elaboración propia con datos del MEM.

Anexo 6: Descripción de la provisión de electricidad entre los años 2007 y 2016

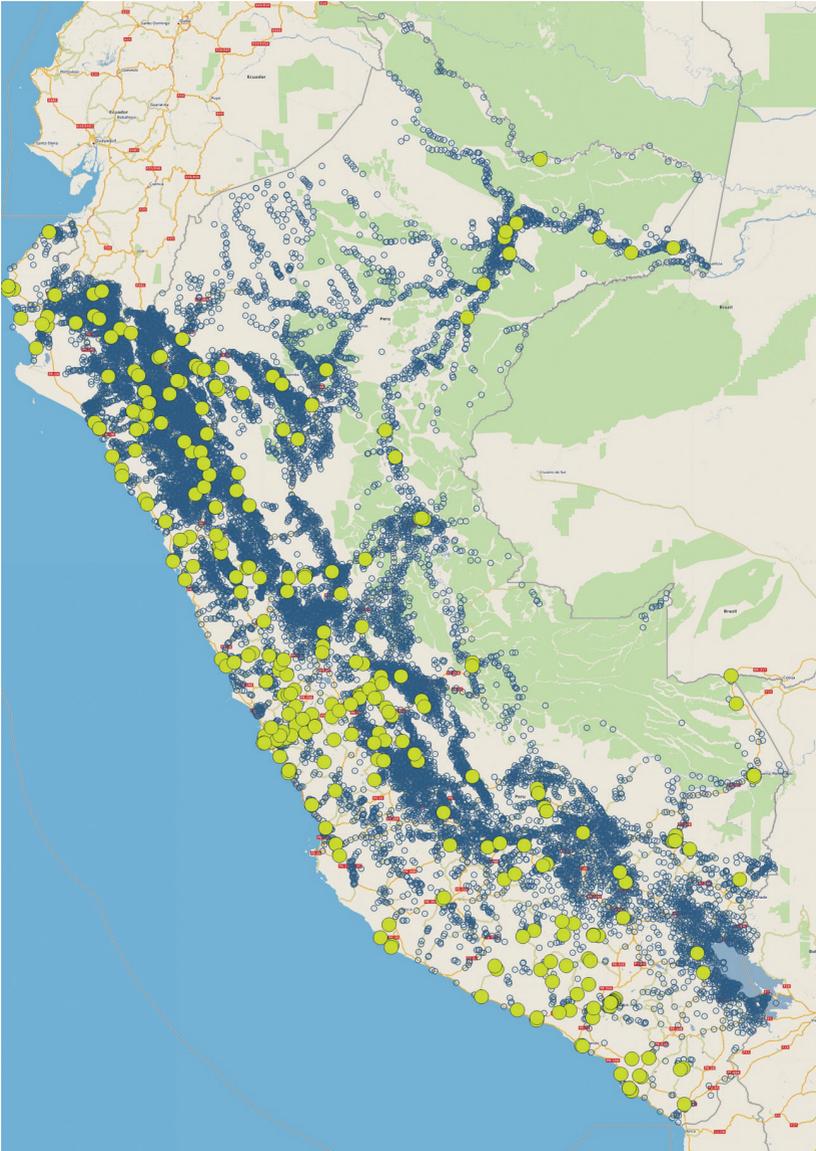
La provisión del recurso se produce mediante tres fases: generación, transmisión y distribución. En primer lugar, la etapa de **generación** consiste en la conversión de un tipo de energía a energía eléctrica. Entre los tipos más conocidos, se encuentran la hidráulica (energía cinética y fuerza gravitatoria del agua) y la térmica, mediante la quema de combustibles como el diésel, carbón y gas. Existen formas no convencionales de producir electricidad, como la generación nuclear, eólica, solar (paneles fotovoltaicos) o geotérmica. Cabe resaltar que esas formas de generación se producen en una **central eléctrica**, desde la cual se transmite a hogares y empresas mediante líneas de transmisión (Gallardo, García, & Pérez-Reyes, 2005).

No obstante, existe una forma de generación llamada **cogeneración o generación distribuida**, la cual consiste en la conversión de la energía, principalmente térmica, generada por procesos productivos industriales o domésticos, en energía eléctrica. La ventaja de este tipo de generación es la conexión directa entre la generación y las redes de distribución, lo cual reduce el uso de redes de transmisión, los costos respectivos y el congestionamiento en dichas redes (Osinergmin, 2018). Durante el período de análisis, este proceso no fue regulado por los organismos competentes, por lo que no es posible tener cifras de su importancia en el mercado. Pero el Minem contempla la elaboración de un marco normativo para desarrollar esta práctica (MEM, 2018a, 2018b).

En segundo lugar, la etapa de **transmisión** consiste en el uso de redes para transportar la electricidad desde los centros de producción hacia los centros de distribución. Este proceso es complejo, ya que el sistema de transmisión se compone de líneas de alta o muy alta tensión, subestaciones de transformación, centros de control, instalaciones de compensación reactiva y otras instalaciones asociadas. Asimismo, esta etapa cuenta con cuatro subetapas, las cuales transforman la electricidad de alta tensión a una de mediana o baja tensión, disponible para el consumo industrial o de los hogares (Dammert, Molinelli, & Carbajal, 2011).

Por último, la etapa de **distribución** consiste en el transporte del suministro de energía eléctrica desde el sistema de transmisión hacia uno de los usuarios finales del servicio. Dicho transporte parte de una central de distribución y la electricidad es transportada mediante un sistema de redes. Este debe ser construido de tal forma que sea lo más eficiente y seguro para los individuos cercanos al sistema de redes (Dammert *et al.*, 2011).

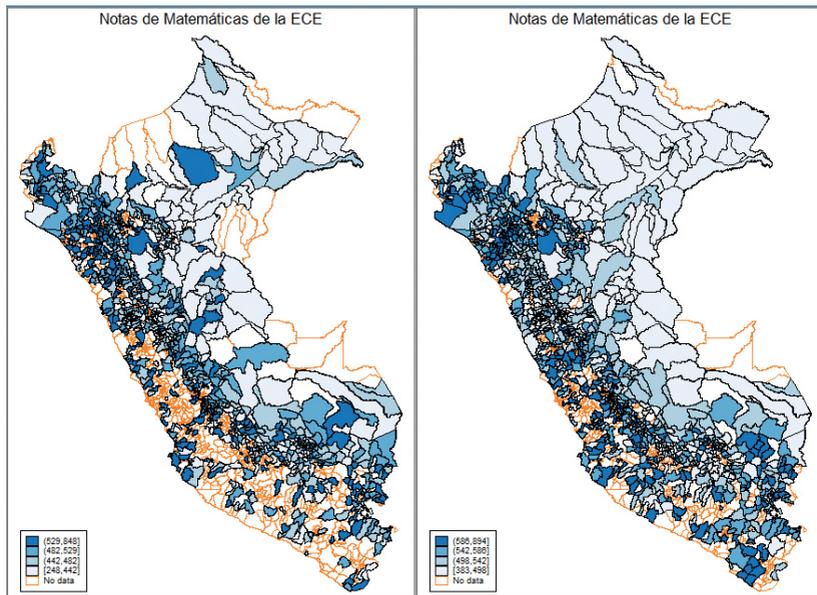
Anexo 7: Mapa de colegios y centrales eléctricas de distribución, Perú



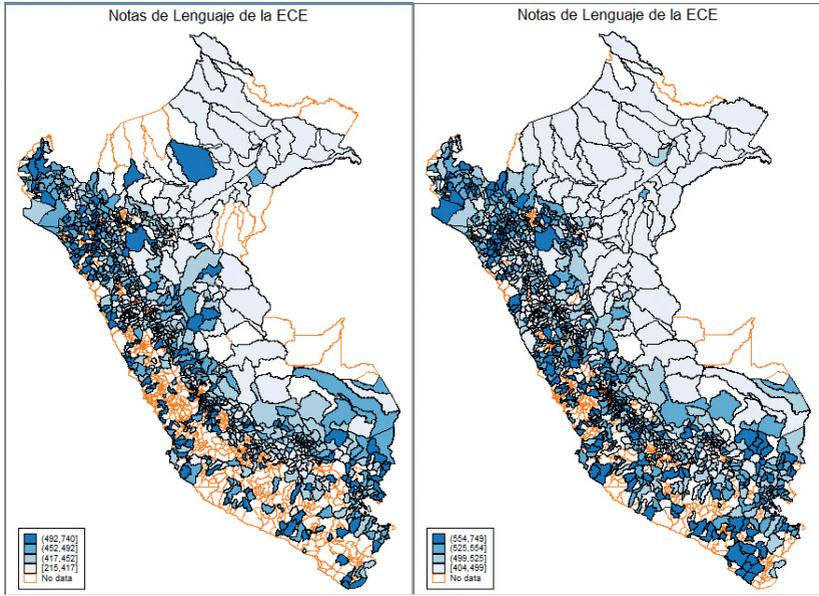
Nota. * Colegios (azul) y centrales eléctricas de distribución (amarillo).
Fuentes: elaboración propia con datos de Osinergrin y del Minedu.

Anexo 8: Mapeo de distribución de notas y cobertura

Mapa de distribución en cuartiles de las notas de matemáticas para 2007 (izquierda) y 2016 (derecha)

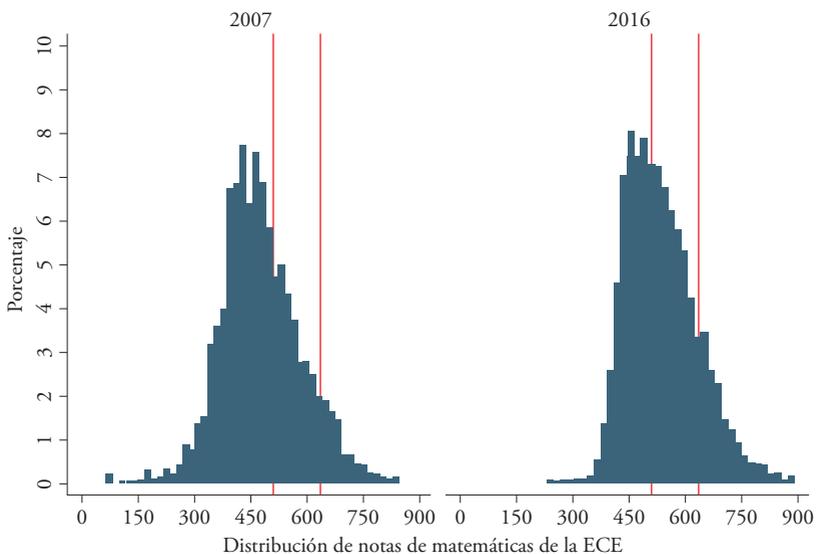


Mapa de distribución en cuartiles de las notas de lenguaje para 2007 (izquierda) y 2016 (derecha)

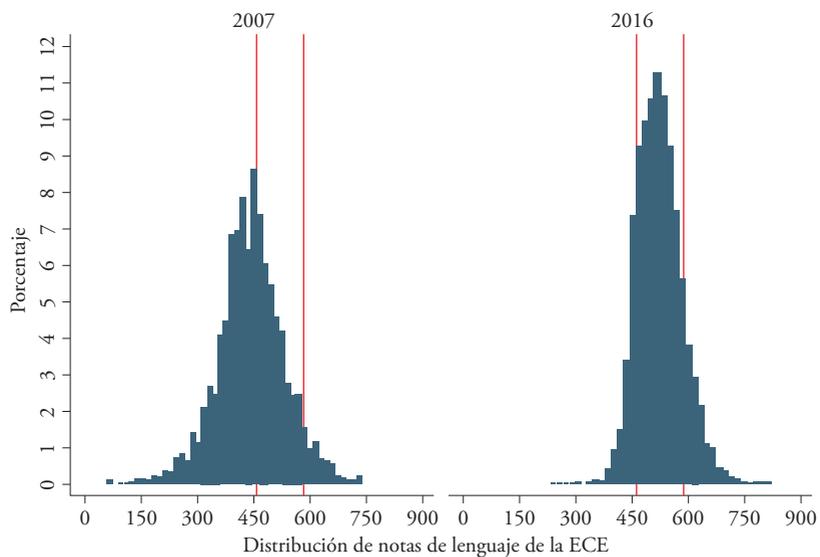


Fuente: Evaluación Censal de Estudiantes (Minedu).

Anexo 9: Distribución de notas en matemáticas y lenguaje, 2007 y 2016



Las líneas rojas representan notas de 512 y 638 que dividen los logros académicos en: en inicio, en proceso y satisfactorio.



Las líneas rojas representan notas de 458 y 583 que dividen los logros académicos en: en inicio, en proceso y satisfactorio.

Fuente: elaboración propia con datos de la Evaluación Censal de Estudiantes (Minedu).

Anexo 10: Colegios por departamento y en zona rural

Departamento	Número de colegios	Porcentaje en zona rural
Amazonas	744	3,87
Áncash	1.062	5,53
Apurímac	589	3,07
Arequipa	196	1,02
Ayacucho	731	3,81
Cajamarca	2.879	14,99
Cusco	1.229	6,40
Huancavelica	771	4,01
Huánuco	1.367	7,12
Ica	130	0,68
Junín	1.196	6,23
La Libertad	1.152	6,00
Lambayeque	459	2,39
Lima	417	2,17
Loreto	1.729	9,00
Madre de Dios	86	0,45
Moquegua	39	0,20
Pasco	408	2,12
Piura	1.352	7,04
Puno	1.172	6,10
San Martín	981	5,11
Tacna	32	0,17
Tumbes	50	0,26
Ucayali	437	2,28
Total	19.208	100,00

Fuente: elaboración propia con datos del Censo Escolar (Minedu).

Servicio de transporte público: ¿genera impacto en la productividad laboral de los ciudadanos de Lima Metropolitana y el Callao entre 2016 y 2018?¹⁷

Ariana Gutiérrez Beltrán
María Pía López Lazo

Introducción

En Lima es evidente el problema de una alta congestión vehicular, explicado en parte porque el parque automotor limeño, que es el más grande del Perú (Posada, 2018)¹⁸, representa el 66% del total de vehículos de transporte particular (autos) en el país. Así, el 25% de la población limeña se demora más de dos horas al día en trasladarse de su domicilio al trabajo y pasa más de 60 horas mensuales en su auto (Banco de Desarrollo de América Latina [CAF], 2017, p. 10). Por tanto, la necesidad de reducir la congestión vehicular en Lima es indiscutible.

Para ello, se requiere una reforma en el transporte público que tenga como objetivo mejorar la conectividad urbana y reducir el tráfico al brindar un transporte público eficiente como alternativa de movilidad. La disponibilidad de un buen servicio de transporte público es fundamental en una economía, dado que una persona carente de medios de transporte adecuados ve restringido su acceso a mejores oportunidades laborales y educativas, y a otras actividades importantes para su productividad y la de su país (Boarnet, 2007).

¹⁷ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue aprobado en noviembre de 2019. Las autoras agradecen a su asesor, el profesor Jorge Luis Bonifaz, por el gran apoyo brindado en conocimientos y dedicación de tiempo durante la realización de la investigación; así como al Observatorio Lima Cómo Vamos por la información proporcionada de las encuestas Percepción Sobre Calidad de Vida en Lima y Callao.

¹⁸ Según la Cámara de Comercio de Lima, en 2016, el parque automotor de Lima y el Callao alcanzó 1.752.919 vehículos (Posada, 2018).

El servicio de transporte público en Lima está dividido en dos categorías: el transporte tradicional, con vehículos para una limitada cantidad de pasajeros (combis, *coasters* y buses); y el transporte no tradicional, con sistemas de alta capacidad (Metropolitano, Metro de Lima y corredores segregados). El transporte tradicional es el más empleado en Lima Metropolitana, por un 58,3% del total de usuarios, pese a ser menos eficiente que el transporte no tradicional, cuya participación es de solo un 7,6% (Encuesta Lima Cómo Vamos, 2018). Esta encuesta señala que el 35,1% de las personas que se movilizaron por trabajo o estudios en Lima manifestó que su viaje le tomó más tiempo que el año anterior, lo cual sugiere un aumento en la congestión vehicular.

Harriet, Poky y Emmanuel (2013, p. 232) demostraron que en Ghana la congestión vehicular genera un impacto negativo en la productividad laboral, ya que los trabajadores pierden en promedio 52,8 minutos al día (9,4% del tiempo trabajado) y llegan tarde al trabajo. Asimismo, Scott (2014) concluyó que un mayor tiempo de desplazamiento en transporte público lleva a una reducción en el ingreso. Se infiere así que el uso de transporte público no tradicional, al disminuir la congestión vehicular, incrementará la productividad laboral de los trabajadores limeños, reflejada en un aumento de sus ingresos laborales.

En línea con lo anterior, el principal objetivo de nuestra investigación es demostrar que el servicio de transporte público afecta la productividad laboral, medida como los ingresos laborales. Un segundo objetivo es identificar el nivel de este impacto, en caso exista, y en cuánto depende del tipo de transporte público (tradicional o no tradicional) utilizado por los individuos. Por ello, la hipótesis por validar es la siguiente: el uso del servicio de transporte público no tradicional afecta positivamente a la productividad laboral, medida como los ingresos laborales de los ciudadanos de Lima Metropolitana; mientras que el servicio de transporte público tradicional la afecta negativamente.

La importancia de esta investigación radica en brindar evidencia empírica sobre el deficiente sistema de transporte limeño, considerado el segundo mayor problema de la ciudad luego de la inseguridad ciudadana. Así, el 29,9% de los ciudadanos se siente insatisfecho con el transporte público, lo que ubica a Lima como la tercera ciudad latinoamericana con mayor insatisfacción al respecto (CAF, 2017). Y, hasta donde se tiene conocimiento, para Lima Metropolitana no se ha realizado un análisis que divida el transporte público en sus dos categorías (tradicional y no tradicional) y calcule el efecto que genera cada uno en la productividad laboral de sus usuarios.

En las siguientes secciones, resumiremos los aportes de la literatura especializada consultada sobre transporte, productividad e ingresos. Luego,

mostraremos la evidencia empírica que motiva la hipótesis por validar. A continuación, plantaremos el modelo utilizado para validar la hipótesis. Y, por último, presentaremos y analizaremos los resultados hallados, las conclusiones y las recomendaciones de política para el transporte público.

Revisión de literatura

Esta sección resume el conocimiento existente acerca del impacto del transporte público sobre la productividad laboral. Se revisa brevemente la literatura teórica y empírica que demuestra el impacto directo del tiempo de desplazamiento del individuo sobre su nivel de utilidad y productividad y, por ende, la necesidad de minimizar ese tiempo. Con tal fin, elegir el medio de transporte adecuado es fundamental para disminuir los tiempos no productivos, aumentar el tiempo dedicado al trabajo o al ocio, maximizar la utilidad y mejorar la productividad del individuo.

Trabajo, ocio y transporte

En los modelos microeconómicos, el individuo busca maximizar una función de utilidad en la que su utilidad está positivamente relacionada con el consumo y el ocio, y negativamente relacionada con el tiempo dedicado a trabajar (Dodgson, 1998). Tal función de utilidad está sujeta a dos restricciones: una presupuestaria, fijada por sus ingresos provistos por un salario determinado en un mercado laboral donde la empresa contrata trabajadores hasta el punto en que el valor del producto marginal del trabajador es igual al salario¹⁹; y otra de tiempo, que depende de la distribución entre horas de trabajo, ocio y transporte.

Así, cada hora adicional que un individuo destina al trabajo o a transportarse es una hora menos para el ocio (Bonifaz, 2012). Small (1982) parte del modelo de Johnson²⁰ (1966) presentando una función de utilidad del consumidor que depende del tiempo dedicado al trabajo y al ocio y al transporte, del consumo, y de un elemento «*scheduling*» tanto en la función de utilidad como en las restricciones. Define «*scheduling*» como la hora de salida hacia el centro laboral, la hora de llegada a este y el tiempo gastado en una zona congestionada. Y plantea las siguientes ecuaciones:

¹⁹ En un mercado con empresas competitivas que maximizan beneficios.

²⁰ El enfoque de Johnson señala que el costo de oportunidad de un bien se encuentra dividido entre su precio monetario y el tiempo de ocio sacrificado para su consumo, entendido como el tiempo de desplazamiento para consumir.

$$\text{Max } u = U(x, l, h, s)$$

$$x + c(s) = y + w \cdot h$$

$$l + h + t(s) = T$$

$$(s, h, w) = 0$$

x : bien de consumo.

l : tiempo dedicado al ocio.

h : número de horas trabajadas.

s : *scheduling*.

c : costo del tipo de transporte.

T : el tiempo dedicado al transporte.

Small (1982) incluye s en la función de utilidad a fin de identificar el efecto de preferencias en horarios de transporte, plantea que c y t dependen de s para capturar la existencia de congestión y horas pico, y asume un s dado; lo cual le permite establecer una relación entre congestión y tiempo trabajado. Por tanto, si $t'(s) < 0$, entonces $\frac{dF}{dh} > 0$; es decir, trabajar un minuto extra implica renunciar a más de un minuto en ocio porque conlleva un horario de transporte más congestionado, generándose desutilidad.

Elección de comportamiento

Cada vez que el individuo tiene que desplazarse, debe elegir cómo hacerlo. Según la teoría neoclásica, un pasajero debe decidir lo siguiente: realizar el viaje, el lugar de destino, el momento del día, qué ruta tomar y qué tipo de transporte utilizar. Y toma estas decisiones con base en sus necesidades, ingresos, ocupación, entre otros; y sujeto a las condiciones de las diferentes opciones de transporte. Así, sus decisiones de transporte varían conforme cambian sus circunstancias individuales y/o los términos de las diferentes opciones de transporte (Johnson 1966, p. 4). La mejor ruta entre su lugar de partida y destino es la que brinde mayor beneficio, pero si muchas otras personas escogen la misma ruta al mismo tiempo, la congestionan y deja de ser la mejor. Esto se conoce como «La tragedia de los bienes comunes», donde la red vial es el bien común (Van Essen *et al.*, 2016, p. 532).

Evidencia empírica

Los resultados de un estudio aplicado a la ciudad de Lagos, en Nigeria, revelan que un retraso de 90 minutos, debido a la congestión vehicular, tiene un significativo impacto negativo sobre la productividad²¹ del trabajador (Somuyiwa, Fadare, & Ayantoyinbo, 2015, p. 654), porque dicha congestión le reduce el tiempo de permanencia en su centro laboral (Hartgen & Fields, 2009).

Asimismo, Harriet *et al.*, (2013) encontraron que, debido a la congestión vehicular en zonas urbanas de Ghana, los trabajadores llegan tarde al trabajo y pierden así un tiempo productivo²² de, en promedio, 52,8 minutos al día (9,4% del tiempo trabajado). Concluyen por ello que la congestión vehicular genera un impacto negativo en la productividad laboral²³.

Por otro lado, Scott (2014) estudia la relación entre el tiempo de desplazamiento en transporte público y el ingreso del hogar en los suburbios de Washington D. C. Define el tiempo de desplazamiento como un *proxy* de la accesibilidad del transporte público porque captura las características del acceso al transporte que pueden modificar el tiempo del viaje²⁴. Para su estimación, utiliza el siguiente modelo empírico:

$$\text{Ingreso} = f(TD + CD + CE + CH + SR + e)$$

TD: tiempo de desplazamiento en transporte público.

CD: características demográficas.

CE: características de empleo.

CH: características del hogar.

SR: estado de residencia.

e: error aleatorio.

Y encuentra que un mayor tiempo de desplazamiento reduce el ingreso del hogar. Sus resultados muestran que el 24% de la variación de dicho ingreso es explicado por el tiempo de desplazamiento en transporte público, cuyo aumento de un minuto disminuye en 0,02 el logaritmo de posibilidades²⁵ de estar en una categoría más alta de ingreso, manteniendo constante el resto de las variables del modelo. Este hallazgo es significativo para aumentos en

²¹ Medida como el volumen de producción alcanzada por trabajador o por hora trabajada.

²² Ratio entre ingreso esperado e ingreso real medido por número de horas trabajadas y reportes de tardanza.

²³ Medida como la participación del insumo laboral en el proceso de producción del producto.

²⁴ Por ejemplo: tiempo de espera por el transporte, tiempo del traslado de su casa a la estación de transporte público, tiempo de viaje según el medio de transporte.

²⁵ Ratio de probabilidad de estar en una categoría de ingreso más alta entre la probabilidad de estar en una categoría menor.

10, 30 o 60 minutos. El autor concluye que, conforme aumenta el tiempo de desplazamiento, el individuo cuenta con menos tiempo para enriquecer su formación profesional, lo que limita sus oportunidades para mejorar su estatus socioeconómico.

Desde otra perspectiva, Cambridge Systematics (2002) indica que un transporte público eficiente mejora la productividad laboral de la empresa al reducir los costos de congestión conforme aumenta la densidad urbana, la cual facilita la transferencia de conocimientos y habilidades, así como el intercambio de servicios entre las personas. En este sentido, Weisbrod y Reno (2009, p. 54) estiman que un aumento del 5% en densidad efectiva se traslada en un aumento de productividad de un 0,09% (US\$ 70 millones por año).

A fin de que tenga sentido hallar el efecto en la productividad laboral medida como los ingresos, se debe poder afirmar que existe una relación estrecha entre estas dos variables. Para ello, Wakeford (2004) estudia la relación entre la productividad y el salario en Sudáfrica. Sus resultados comprueban que hay cointegración entre el salario real y la productividad y que, en el largo plazo, un incremento del 1% en productividad está asociado con un aumento de un 0,58% del ingreso real, aproximadamente.

Respecto a la ciudad de Lima, Céspedes, Lavado y Ramírez (2016) analizan la relación entre el salario por hora y la productividad laboral. Encuentran que las diferencias existentes entre las tasas de crecimiento de la productividad laboral y las tasas de crecimiento de los salarios por hora son menores del 1%. Concluyen así que es razonable considerar que la tasa de crecimiento del salario por hora es un indicador aproximado de la tasa de crecimiento de la productividad laboral.

Por tanto, nuestro estudio utiliza el ingreso laboral como un indicador aproximado de la productividad laboral para hallar el impacto que el transporte público tiene sobre esta.

Marco analítico

PricewaterhouseCoopers, en colaboración con el foro de Turismo y Transporte de Australia, afirman que el éxito de una economía de servicios depende de una buena conectividad entre empleadores y empleados, respaldada por un sistema de transporte público masivo de calidad. Este disminuye el tiempo de desplazamiento al centro laboral y genera un aumento en la productividad laboral, incrementando el número de empleos y los salarios (Tourism & Transport Forum, 2014). Ante ello, cabe esperar que un transporte público eficiente mejore la productividad del trabajador limeño, dado que el rubro de

otros servicios²⁶ es la principal actividad laboral en Lima Metropolitana, con un 31,4% de participación (Sistema Nacional de Evaluación, Acreditación y Certificación de la Calidad Educativa [Sineace], 2018).

En este estudio, medimos la productividad a través de los ingresos laborales, pues asumimos que el salario es igual al valor del producto marginal. Por consiguiente, si encontramos que el uso del transporte público tiene impacto sobre el salario laboral, podremos deducir que ello se debe a un impacto sobre la productividad laboral, *ceteris paribus*.

Y esperamos que el individuo usuario del transporte tradicional tenga un mayor tiempo de desplazamiento hacia su centro laboral, ya que dicho transporte causa congestión al compartir vías con el parque automotor. Un mayor tiempo de desplazamiento ocasionará que el individuo experimente mayor estrés²⁷ y tenga menos tiempo para trabajar y capacitarse y recrearse, lo cual reducirá su productividad laboral porque disminuye su rendimiento potencial. Mientras tanto, esperamos un efecto contrario en el individuo usuario del transporte no tradicional, porque, al ir por una vía segregada, tendrá un menor tiempo de desplazamiento.

Metodología

Datos

Utilizamos la Encuesta Percepción sobre Calidad de Vida en Lima y Callao del Observatorio Lima Cómo Vamos (o Encuesta Lima Cómo Vamos, para abreviar), entre los años 2016 y 2018. Esta encuesta entrevista cada año a 1.920 personas mayores de 18 años residentes de Lima Metropolitana, divididas en cuatro áreas interdistritales²⁸. La distribución de la muestra es proporcional a la distribución poblacional según datos del Censo 2007, por lo que no requiere ponderación.

En esa base de datos es pequeño el número de personas que contesta la pregunta «¿Cuál es el ingreso mensual promedio de su hogar?», por lo que utilizamos los datos al respecto de la Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2018a). Así, en Lima Metropolitana, el gasto representó el 72,5% del ingreso mensual en el año 2018 y, además, las tasas de crecimiento del ingreso y gasto entre 2007 y

²⁶ «Otros servicios» está compuesto por intermediación financiera y de seguros, servicios prestados a empresas, y servicios personales.

²⁷ El estrés impacta la productividad laboral dado que reduce la resistencia y recuperación mental de un trabajador, disminuyendo su rendimiento ideal (Rodríguez & Rivas, 2011).

²⁸ Lima Centro, Lima Sur, Lima Este y Lima Norte.

2018 difieren en un 1,3% (INEI, 2018b). Se deduce entonces que la variable gasto del hogar es un *proxy* adecuado del ingreso, razón por la cual la utilizamos como dependiente, a fin de contar con una muestra de mayor tamaño.

Dado que la variable dependiente es el gasto del hogar²⁹, la unidad elemental del estudio son los hogares de Lima Metropolitana. El universo de nuestra estimación son aquellas personas encuestadas entre los años 2016 y 2018 que trabajan y/o estudian fuera del hogar, que utilizan transporte público, y con registro de gasto del hogar respectivo. De modo que la muestra para este estudio cuenta con 1.308 observaciones entre 2016 y 2018³⁰.

Modelo por estimar

Nuestro modelo estructura la siguiente relación lógica: un mayor tiempo de desplazamiento, causado por el uso del transporte tradicional, implicará una disminución del gasto del hogar, que se infiere como resultante de un menor ingreso del hogar originado por una menor productividad laboral, *ceteris paribus*. Ocurrirá lo contrario en el caso de una reducción del tiempo de desplazamiento permitida por el uso de un transporte no tradicional.

Se utiliza el modelo de Scott (2014) presentado en la revisión de literatura, adaptado a las características particulares de Lima Metropolitana. El gasto del hogar está bajo una transformación logarítmica a fin de obtener cuasi elasticidades. Se contemplan dos posibles representaciones para el modelo empírico:

$$\text{Modelo 1: } \ln(\text{Gasto del hogar}) = f(\beta_1 TD * TT + \beta_2 NE + \beta_3 CH + \beta_4 TT * A + \beta_5 NP + \gamma' \zeta)$$

$$\text{Modelo 2: } \ln(\text{Gasto del hogar}) = f(\beta_1 TD * TT + \beta_2 NE + \beta_3 CH + \beta_4 TT + \beta_5 A + \beta_6 NP + \gamma' \zeta)$$

TD^{31} : tiempo de desplazamiento en transporte público, en minutos.

TT : tipo de transporte utilizado (transporte no tradicional = 0 y transporte tradicional = 1).

NE : nivel educativo del individuo.

CH^{32} : características del hogar.

²⁹ Incluye el gasto en: transporte, salud, educación, alimentos y servicios.

³⁰ 2016: 402 observaciones; 2017: 518 observaciones; y 2018: 388 observaciones.

³¹ Se construye a partir de la suma de las horas utilizadas para transportarse expresada en minutos, y los minutos restantes que completan el tramo de desplazamiento (es decir, 1 h 10 m equivale a 70 minutos).

³² Formada por la sumatoria de cinco variables *dummies* referidas a si el hogar tiene o no teléfono, refrigera-

A: año en el que se realizó la encuesta (2016=1, 2017=2 y 2018=3).

NP: número de personas que viven en el hogar.

e: error aleatorio.

γ 's: vector de controles. Compuesto por las variables «Edad», «Sexo», «Nivel socioeconómico», «Número de habitaciones en el hogar», «Asistencia a colegio privado» y «Asistencia a colegio público».

Las variables de interés para este estudio son el tipo de transporte y el tiempo de desplazamiento: $TD*TT$ y $TT*A$ para el modelo 1 y $TD*TT$ y TT para el modelo 2, donde ambas variables solo se activarán en el caso de que el individuo use el transporte público tradicional. Por lo tanto, la validación de la hipótesis planteada depende de los coeficientes $\beta_1 + \beta_4$. Se espera que esta suma sea negativa y significativa.

El coeficiente de la variable $TT*A$ captura si de un año al otro ha habido algún cambio significativo en el transporte público tradicional. Es decir, captura la intensidad del impacto en el tiempo de desplazamiento por el uso del transporte tradicional. Este impacto puede ser analizado por zonas geográficas, sexo y grupo de edad, porque la encuesta mantiene la cuota de entrevistados cada año.

Una vez elegido el modelo 1 o el 2 y obtenidos los resultados para el transporte tradicional, se hace un cambio en la variable TT a fin de obtener resultados para el transporte no tradicional (transporte tradicional = 0 y transporte no tradicional = 1). Esta vez, se espera que la suma de los coeficientes $\beta_1 + \beta_4$ sea positiva y significativa.

La siguiente examinación permite elegir el modelo (1 o 2) más apropiado. Primero, se calculan las correlaciones entre las variables independientes y la variable dependiente, prefiriéndose las variables independientes que tengan mayor correlación con la dependiente. Después, se calculan las correlaciones entre variables independientes, porque una correlación elevada entre ellas ($>\pm 0,4$) puede causar un aumento de la varianza de los estimadores de los parámetros, lo que conlleva estimadores sesgados (Sifuentes & Ramírez, 2009). Y luego se utilizan cuatro criterios para la construcción del modelo: R^2 , R^2 ajustado, desviación estándar muestral (SEE) y CP Mallow. Dentro del modelo 1 o 2, se elegirá la representación con el número de predictores que obtenga mayor R^2 , menor CP Mallow, R^2 ajustado y SEE.

dora, microondas, lavadora y computadora en funcionamiento; en cada caso, con valor (1) cuando el hogar sí tiene y (0) cuando no. Por tanto, el valor de CH se ubica entre 0 y 5.

Definición y medición de variables del modelo

En las tablas 1 y 2, se presentan la descripción cualitativa y el análisis estadístico de las variables elegidas para el estudio. Resaltan dos puntos importantes: el tipo de transporte público más utilizado es el tradicional, al cual recurren el 89% de los usuarios en la muestra; y, en promedio, a los individuos de la muestra les toma más de 59 minutos trasladarse de su hogar a su centro de trabajo o estudios.

Tabla 1
Descripción cualitativa de las variables de interés

Variable	Cuestionario	Valores
Gasto del hogar	En promedio, ¿cuánto gasta mensualmente su hogar en: transporte, alimentación, educación, salud, vivienda y servicios?	No precisa
Tiempo de desplazamiento	Desde que sale de su casa hasta que llega a su centro de trabajo o estudios, ¿cuánto tiempo demora en trasladarse?	No precisa
Nivel educativo	¿Cuál es su nivel educativo?	0 = ninguno; 1 = inicial / primaria incompleta; 2 = primaria completa; 3 = secundaria incompleta; 4 = secundaria completa; 5 = superior no universitaria completa; 6 = superior no universitaria completa; 7 = superior universitaria incompleta; 8 = superior universitaria completa; 9 = posgrado universitario
Características del hogar	¿Cuenta con: teléfono, refrigeradora, microondas, lavadora y computadora en funcionamiento?	1=sí; 0=no
Tipo de transporte	¿Cómo se movilizó usted principalmente dentro de la ciudad para ir a su trabajo, oficina, o centro de estudio?	1 = transporte público tradicional; 0 = transporte público no tradicional
Número de personas en el hogar	¿Cuántas personas viven permanentemente en su hogar?	No precisa
Edad	Edad del encuestado	No precisa
Sexo	Sexo del entrevistado	1=mujer ; 0=hombre

Nivel socioeconómico	Nivel socioeconómico (versión larga)	1=A; 2=B; 3=C; 4=D; 5=E
Número de habitaciones en el hogar	¿Con cuantas habitaciones cuenta su hogar?	No precisa
Asistencia a colegio privado	¿A qué tipo de establecimiento educativo asisten los niños de su hogar?	1=sí; 0=no
Asistencia a colegio público	¿A qué tipo de establecimiento educativo asisten los niños de su hogar?	1=sí; 0=no

Fuente: Encuesta Lima Cómo Vamos (2018), elaboración propia.

Tabla 2
Estadísticas de Lima Metropolitana

Variable dependiente	Media	Desviación estándar	Varianza	Coef. de variabilidad	Máx.
Gasto del hogar	1.300,56	1.311,23	1.719.330	1,01	15.775

Variable independiente	Media	Desviación estándar	Varianza	Coef. de variabilidad	Máx.
Tiempo de desplazamiento	59,30	36,20	1,310,28	0,61	240
Nivel educativo	5,28	1,68	2,82	0,32	9
Características del hogar	3,50	1,58	2,50	0,45	5
Tipo de transporte	0,89	0,32	0,10	0,35	1
Número de personas en el hogar	4,83	1,91	3,66	0,40	18

Variable de control	Media	Desviación estándar	Varianza	Coef. de variabilidad	Máx.
Edad	33,97	12,54	157,20	0,37	90
Sexo	0,40	0,49	0,24	1,22	1
Nivel socioeconómico	2,77	0,87	0,75	0,31	5
Número de habitaciones en el hogar	3,14	1,39	1,93	0,44	10
Asistencia a colegio privado	0,49	0,50	0,25	1,03	1
Asistencia a colegio público	0,57	0,50	0,25	0,88	1

Fuente: Encuesta Lima Cómo Vamos (2018), elaboración propia.

Método de estimación

Utilizamos el modelo de estimación *pool data*, el cual consiste en estimar bajo la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) una única ecuación que considera nT observaciones y donde los parámetros son comunes a todos los agentes involucrados.

Dado que la Encuesta Lima Cómo Vamos no entrevista al mismo agente a lo largo del tiempo, se opta por agrupar los agentes de los distintos años encuestados (2016, 2017 y 2018) y utilizar una *dummy* para evaluar el impacto año a año. Dada la forma de recolección de los datos para esa encuesta, es muy probable que haya heterocedasticidad del error y autocorrelación, pues la varianza de las perturbaciones puede ser diferente respecto a los individuos o en el tiempo. Por consiguiente, al modelo elegido le realizamos las pruebas de heterocedasticidad de Breusch y Pagan (1979) y de White (1980). Si el modelo es heterocedástico, se opta por utilizar el modelo de estimación *pool data* bajo la técnica de mínimos cuadrados generalizados (MCG).

Se utilizó el factor de expansión promedio de Lima Metropolitana para 2016, 2017 y 2018³³ con el fin de tener las variables en términos poblaciones y obtener mayor precisión en el momento de estimar.

Análisis correlacional

La tabla 3 muestra los resultados del cálculo de las correlaciones entre las variables independientes y la variable dependiente.

Tabla 3
Correlaciones

Variable independiente	Gasto del hogar
Tiempo de desplazamiento y Tipo de transporte (TT*TD)	-0,045
Nivel educativo	0,336
Características del hogar	0,290
Tipo de transporte y Año de la encuesta (TT*A)	-0,460
Tipo de transporte	-0,250
Número de personas en el hogar	0,477
Edad	-0,011

³³ El cual se obtiene del módulo Características de la Vivienda y del Hogar – Condiciones de Vida y Pobreza de la Enaho 2016, 2017 y 2018 con la metodología actualizada.

Sexo	0,038
Nivel socioeconómico	-0,342
Número de habitaciones en el hogar	0,195
Asistencia a colegio privado	0,299
Asistencia a colegio público	-0,255

Elaboración propia.

La correlación negativa entre la variable $TD*TT$ y la variable gasto del hogar sugiere que, ante un incremento en el tiempo de desplazamiento por transporte público tradicional, se reduce el gasto del hogar. Similarmente, la correlación negativa entre la variable $TT*A$ y la variable TT sugiere que, ante el uso del transporte público tradicional, el gasto del hogar disminuye. Ambas correlaciones dan indicios de una posible validación de nuestra hipótesis.

Selección del modelo

Los modelos propuestos para corroborar la hipótesis de investigación son:

$$\text{Modelo 1: } \ln(\text{Gasto del hogar}) = f(\beta_1 TD * TT + \beta_2 NE + \beta_3 CH + \beta_4 TT * A + \beta_5 NP + \gamma' \zeta)$$

$$\text{Modelo 2: } \ln(\text{Gasto del hogar}) = f(\beta_1 TD * TT + \beta_2 NE + \beta_3 CH + \beta_4 TT + \beta_5 A + \beta_6 NP + \gamma' \zeta)$$

De darse el caso de que, en el modelo 1, las variables $TD*TT$ y $TT*A$ tengan baja correlación ($< \pm 0,4$) entre sí y con el resto de variables independientes y los criterios de selección³⁴ muestren mejores indicadores, dicho modelo será elegido porque permite una mejor interpretación y facilita observar cambios significativos año a año en los tipos de servicio de transporte utilizados. Y en este caso el coeficiente de $TT*A$ permitiría una interpretación clave para nuestra investigación, porque capturaría la intensidad del impacto del uso del transporte tradicional en el tiempo de desplazamiento por zonas geográficas, sexo y grupo de edad.

En las tablas 4 y 5, se observan las matrices de correlaciones entre las variables independientes en cada modelo:

³⁴ Los criterios de selección del modelo son R2, R2 ajustado, SEE y CP Mallow.

Tabla 4
Matriz de correlación modelo 1

	TD*TT	Nivel educativo	Características del hogar	TT*A	Número de personas en el hogar	Edad	Sexo	Nivel socioeconómico	Número de habitaciones en el hogar	Asistencia colegio privado	Asistencia colegio público
TD*TT	1										
Nivel educativo	-0,064	1									
Características del hogar	-0,084	0,468	1								
TT*A	0,312	-0,099	-0,019	1							
Número de personas en el hogar	-0,031	0,045	0,079	0,009	1						
Edad	0,092	-0,056	-0,055	-0,017	-0,081	1					
Sexo	-0,137	0,051	0,004	-0,044	0,024	-0,107	1				
Nivel socioeconómico	0,084	-0,508	-0,881	-0,022	-0,031	0,047	-0,043	1			
Número de habitaciones en el hogar	0,010	0,219	0,278	-0,035	0,601	-0,085	0,037	-0,310	1		
Asistencia colegio privado	-0,002	0,309	0,311	-0,092	-0,038	0,026	0,077	-0,342	0,165	1,000	
Asistencia colegio público	-0,006	-0,290	-0,302	0,091	0,073	-0,025	-0,083	0,336	-0,115	-0,904	1,000

Elaboración propia.

Tabla 5
Matriz de correlación modelo 2

	TD*TT	Nivel educativo	Características del hogar	TT	Año encuesta	Número de personas en el hogar	Edad	Sexo	Nivel socioeconómico	Número de habitaciones en el hogar	Asistencia colegio privado	Asistencia colegio público
TD*TT	1											
Nivel educativo	-0,064	1										
Características del hogar	-0,084	0,468	1									
TT	0,482	-0,097	-0,015	1								
Año encuesta	0,016	-0,038	-0,010	0,050	1							
Número de personas en el hogar	-0,031	0,045	0,079	-0,024	0,033	1						
Edad	0,092	-0,056	-0,055	0,020	-0,046	-0,081	1					
Sexo	-0,137	0,051	0,004	-0,049	-0,014	0,024	-0,107	1				
Nivel socioeconómico	0,084	-0,508	-0,881	0,020	-0,055	-0,031	0,047	-0,043	1			
Número de habitaciones en el hogar	0,010	0,219	0,278	-0,029	-0,006	0,601	-0,085	0,037	-0,310	1		
Asistencia colegio privado	-0,002	0,309	0,311	-0,069	-0,058	-0,038	0,026	0,077	-0,342	0,165	1	
Asistencia colegio público	-0,006	-0,290	-0,302	0,067	0,060	0,073	-0,025	-0,083	0,336	-0,115	-0,904	1

Puede apreciarse que las variables independientes con una elevada correlación entre sí son: «Asistencia a colegio privado» y «Asistencia a colegio público»; «Nivel socioeconómico» y «Características del hogar»; «Número de habitaciones en el hogar» y «Número de personas en el hogar»; y «Nivel educativo» y «Nivel socioeconómico». Lo cual podría sugerir multicolinealidad en la regresión lineal del modelo.

Ante ello, se aplicó el factor de inflación de varianza (VIF), cuyo resultado menor de 10 indica que dicha regresión lineal no posee un grado de multicolinealidad preocupante (Rodríguez & García, 2017). Sin embargo, las antes mencionadas variables con alta correlación entre sí presentan un VIF individual por encima del resto de variables (anexo 1).

Dado que asistir a un colegio público o privado son opciones sustitutas entre sí, se optó por eliminar la variable «Asistencia a colegio público» porque es menor en valor absoluto su correlación con la variable «Gasto del hogar» (tabla 3); y así el VIF promedio en ambos modelos disminuye significativamente (anexo 2). Y también eliminamos la variable «Nivel socioeconómico», porque su alta correlación con la variable «Características del hogar» se debe a que, según la Asociación Peruana de Empresas de Investigación de Mercados, esa variable eliminada está construida a partir de datos como equipamiento y servicios públicos, que nuestro este estudio utiliza para construir la variable «Características del hogar». Con ambos cambios, los modelos tienen un VIF promedio menor de 1,35 y todos los VIF individuales son similares (anexo 3).

Cabe destacar, primero, que la correlación positiva existente, en ambos modelos, entre las variables $TT*A$ y TT y la variable $TD*TT$ sugiere que, si el individuo utiliza el transporte público tradicional, su tiempo de desplazamiento será mayor. Y, segundo, que se cumple el primer criterio establecido para poder elegir el modelo, pues las variables $TD*TT$ y $TT*A$ no presentan altos niveles de correlación ($>\pm 0,4$) entre ellas ni con el resto de las variables independientes.

Por ello, se procedió a seleccionar el modelo aplicando los criterios R^2 , SEE, R^2 ajustado, CP Mallow en el modelo 1 y en el 2. El anexo 4 muestra que el modelo 1 presenta menor CP Mallow y SEE que el modelo 2, mientras que el R^2 ajustado y el R^2 son muy similares en ambos modelos. Dado que los resultados de la aplicación de dichos criterios son preferibles para el modelo 1 que para el 2 (además de la ya mencionada correlación baja entre las variables $TD*TT$ y $TT*A$, y de estas con el resto de variables independientes), se elige el modelo 1.

En el indicador CP Mallow del modelo 1, C es mayor que k (número de parámetros). Esto puede indicar la presencia de un sesgo por subespecificación del modelo. Por esta razón, utilizamos los criterios de información Akaike Information Criterion (AIC) y Bayesian Information Criterion (BIC) únicamente en las tres mejores estimaciones del modelo 1, a fin de corroborar el número apropiado de parámetros y preferir la estimación cuyo estadístico sea el más bajo.

Para el modelo 1, las tres mejores estimaciones son: la de menor CP Mallow que contenga al menos un parámetro de interés (TT^*A)³⁵; la de menor CP Mallow que contenga ambos parámetros de interés (TD^*TT y TT^*A)³⁶; y la de mayor³⁷ R^2 .

Los resultados indican que el modelo con el menor AIC y BIC es el modelo con el mayor R^2 (anexo 5). Por tanto, el modelo elegido es:

$$\ln(\text{Gasto del hogar}) = f(\beta_1 TD * TT + \beta_2 NE + \beta_3 CH + \beta_4 TT * A + \beta_5 NP + \gamma' \zeta)$$

Análisis de resultados

Estimación de resultados

Se realizaron pruebas de heterocedasticidad al modelo elegido para determinar si debíamos emplear el método de estimación *pool data* con MCO o con MCG. Los resultados arrojan la presencia de heterocedasticidad en el modelo; por tanto, se utilizó MCG para corregir la heterocedasticidad del error y autocorrelación (anexo 6).

La estimación muestra (tabla 6) que todas las variables son significativas al 5% y los signos son los esperados en relación con la variable dependiente, a excepción de la variable «Número de personas en el hogar».

³⁵ «Nivel educativo», «Características del hogar», «Tipo de transporte * Año de la encuesta», «Asistencia a colegio privado» y «Número de habitaciones en el hogar».

³⁶ «Nivel educativo», «Características del hogar», «Tipo de transporte * Año de la encuesta», «Asistencia a colegio privado» y «Tipo de transporte * Tiempo de desplazamiento».

³⁷ «Tiempo de desplazamiento», «Nivel educativo», «Tipo de transporte * Año de la encuesta», «Número de personas en el hogar», «Edad», «Características del hogar», «Asistencia a colegio privado» y «Número de habitaciones en el hogar».

Tabla 6
Resultados del transporte tradicional

Ln (gasto)	Coefficiente	Desviación estándar	t	P>t	[95% Conf. interval]
TD*TT	-0,0004	0,0000	-16,33	0,00	-0,0005 -0,0004
Nivel educativo	0,0938	0,0006	158,01	0,00	0,0927 0,0950
TT*A	-0,0183	0,0010	-18,93	0,00	-0,0202 -0,0164
Número de personas en el hogar	-0,0012	0,0006	-2,04	0,04	-0,0023 0,0000
Edad	0,0029	0,0001	36,70	0,00	0,0027 0,0030
Sexo	0,0446	0,0018	24,57	0,00	0,0410 0,0481
Características del hogar	0,0898	0,0007	129,11	0,00	0,0884 0,0911
Asistencia a colegio privado	0,3340	0,0019	175,70	0,00	0,3303 0,3378
Número de habitaciones	0,0769	0,0008	93,98	0,00	0,0753 0,0785
Constante	5,5689	0,0054	1035,44	0,00	5,5584 5,5794

Notas. Suma de los coeficientes de interés TT*TD y TT*A: -0,01871. TT=1 cuando se utiliza transporte público tradicional.
Elaboración propia.

El resultado de la suma de los coeficientes TD*TT + TT*A ($\beta_1 + \beta_4$) indica que, ante el uso de transporte público tradicional, un minuto adicional en el tiempo de desplazamiento al centro laboral disminuirá el gasto del hogar en 1,870 puntos porcentuales. Lo cual se interpreta como resultante de una disminución en el ingreso laboral dada una menor productividad laboral. Esta caída en la productividad laboral se explica porque el mayor tiempo de desplazamiento año a año, en comparación con el transporte público no tradicional, debido a una mayor congestión vehicular al ir por las mismas vías que el parque automotor, produce en el individuo más estrés, menos tiempo para trabajar, capacitarse, descansar, entre otros; lo cual reduce la resistencia mental y la concentración del individuo en sus labores.

Esos resultados e interpretación respecto a los efectos del uso del transporte público tradicional se ven reforzados al compararlos con los resultados respecto al transporte público no tradicional, que se obtienen cambiando la especificación de la variable «Tipo de transporte», de modo que TT=1 cuando se usa transporte público no tradicional.

Tabla 7
Resultados del transporte no tradicional

Ln (gasto)	Coefficiente	Desviación estándar	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
TD*TT	-0,0015	0,0001	-25,18	0,00	-0,0016	-0,0014
Nivel educativo	0,0954	0,0006	160,76	0,00	0,0943	0,0966
TT*A	0,0314	0,0019	16,99	0,00	0,0278	0,0351
Número de personas en el hogar	-0,0004	0,0006	-0,73	0,05	-0,0016	0,0007
Edad	0,0028	0,0001	36,55	0,00	0,0027	0,0030
Sexo	0,0510	0,0018	28,51	0,00	0,0475	0,0545
Características del hogar	0,0901	0,0007	129,95	0,00	0,0887	0,0915
Asistencia a colegio privado	0,3379	0,0019	176,17	0,00	0,3341	0,3417
Número de habitaciones en el hogar	0,0768	0,0008	93,75	0,00	0,0752	0,0784
Constante	5,5002	0,0049	1112,32	0,00	5,4905	5,5099

Notas. Suma de los coeficientes de interés TT*TD y TT*A: 0,0299. TT=1 cuando se utiliza transporte público no tradicional.

Elaboración propia.

La estimación respectiva (tabla 7) muestra que todas las variables son significativas al 5% y exhibe los signos esperados en relación con la variable dependiente, a excepción de la variable «Número de personas en el hogar».

El resultado de la suma de los coeficientes TD*TT + TT*A ($\beta_1 + \beta_4$) indica que, ante el uso del transporte público no tradicional, un minuto adicional en el tiempo de desplazamiento del individuo a su centro laboral aumentará su gasto del hogar en 2,990 puntos porcentuales, lo cual se interpreta como resultante de un aumento en el ingreso laboral dada una mayor productividad laboral. En el caso del transporte público no tradicional, ese impacto ocurre porque, al ir por una vía segregada, el tiempo de desplazamiento es menor que con el transporte público tradicional, pese a que este tiempo aumenta con el paso de los años debido a problemas de accesibilidad al servicio por carencia de unidades ante una creciente demanda. Se infiere así que el impacto positivo sobre la productividad laboral se debe a que el estrés del individuo disminuye, porque le es posible programar su viaje con mayor precisión y seguridad, así como porque puede descansar en el trayecto.

Al iniciar nuestro estudio, intuimos que un menor tiempo de desplazamiento originado por el uso del transporte no tradicional implicaría un aumento en el gasto del hogar. Los resultados revelan que, con el paso de los años, no ha disminuido el tiempo de desplazamiento del individuo por transporte no tradicional, pero continúa siendo ligeramente menor que el tiempo que toma el transporte público tradicional.

En suma, los resultados validan la hipótesis de nuestra investigación, pues el transporte público no tradicional impacta positivamente sobre la productividad laboral medida por los ingresos laborales, mientras que el transporte público tradicional impacta negativamente en ella. También quedan validados ambos objetivos del estudio, pues se demuestra que el transporte público sí tiene un impacto en la productividad laboral de los ciudadanos de Lima Metropolitana, y que el nivel del impacto depende del tipo de transporte público utilizado por los individuos. El transporte público no tradicional genera, en valor absoluto, un mayor impacto en la productividad laboral que el transporte público tradicional.

Robustez de resultados

Para mayor seguridad, dividimos la muestra en cuatro zonas geográficas de la capital: Lima Centro, Lima Sur, Lima Este y Lima Norte; para el transporte público tradicional y para el no tradicional. Al estimar el R^2 y el R^2 ajustado de esas submuestras según tipo de transporte, obtuvimos que ambos estadísticos se mantienen, para las mencionadas zonas geográficas a excepción de Lima Sur, alrededor de los valores obtenidos para Lima en conjunto.

Respecto al transporte tradicional, los resultados de las regresiones para las cuatro submuestras bajo el modelo de estimación *pool data* con la técnica de MCG muestran que, a excepción de la variable $TD*TT$ en Lima Centro, todas las variables son significativas al 5%. Asimismo, los errores estándar para $TD*TT$ y $TT*A$ se mantienen similares entre las cuatro submuestras, excepto en Lima Centro. Además, en Lima Norte y Este, la suma de los coeficientes $\beta_1 + \beta_4$ es negativa y significativa e incluso mayor que para Lima en su conjunto. Lo cual corrobora que el transporte público tradicional genera un impacto negativo en la productividad laboral.

Por otro lado, al realizar la misma estimación para el transporte no tradicional, se obtuvo que todas las variables son significativas al 5% y que los errores estándar para $TD*TT$ y $TT*A$ se mantienen similares entre las cuatro submuestras, a excepción de Lima Este. Además, en Lima Norte, Sur y Este, la suma de los coeficientes $\beta_1 + \beta_4$ es positiva y significativa, e incluso mayor

que para toda Lima. Lo cual corrobora que el transporte público no tradicional genera un impacto positivo en la productividad laboral.

Por tanto, se concluye que el modelo es robusto porque mantiene su validez al dividirlo en cuatro submuestras tanto para el transporte público tradicional como para el no tradicional, corroborando en cada caso el impacto generado sobre la productividad laboral.

Limitaciones en la investigación

Las principales limitaciones son las siguientes: (i) la variable gasto del hogar es el resultado de la suma de los gastos en salud, transporte, educación, alimentación y servicios; lo que podría causar errores de medición; (ii) para cada año y hogar encuestado se utilizó el factor de expansión anual promedio, lo cual puede disminuir la precisión; (iii) dentro de la muestra, el número de personas que declara utilizar el servicio de transporte público no tradicional es reducido, aproximadamente el 11% del total, lo que puede mermar la representatividad de los resultados obtenidos.

Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación ha cuantificado y validado el impacto del transporte público en la productividad laboral de los ciudadanos de Lima Metropolitana durante el período 2016-2018. Nuestros resultados corroboran la pregunta de investigación y validan la hipótesis y el primer y el segundo objetivo de la investigación.

En efecto, hemos demostrado que el transporte público sí tiene un impacto en la productividad laboral de los ciudadanos de Lima Metropolitana, y que este depende del tipo de transporte público utilizado. En particular, un minuto adicional en el tiempo de desplazamiento del individuo que utiliza transporte público tradicional para ir a su centro laboral disminuirá la productividad laboral del hogar en 1,870 puntos porcentuales, reflejada en la disminución del gasto del hogar por menores ingresos laborales. En cambio, un minuto adicional en el tiempo de desplazamiento del individuo que utiliza transporte público no tradicional para ir a su centro laboral aumentará la productividad laboral del hogar en 2,990 puntos porcentuales. De modo que el transporte público no tradicional genera en valor absoluto un mayor impacto en la productividad laboral que el transporte público tradicional.

Dado que una buena conectividad entre empleadores y empleados es necesaria para que una economía logre una óptima generación de empleo, nuestros resultados sugieren que el transporte público aporta más al crecimiento de una economía cuando es un transporte masivo de calidad. Lo cual es muy relevante para el caso de Lima Metropolitana, debido a los

altos niveles de congestión vehicular e insatisfacción de los usuarios del transporte público.

Por ello, recomendamos implementar, en el corto plazo, políticas que reduzcan el tiempo de desplazamiento de ambos tipos de transporte público, con el doble propósito de disminuir el impacto negativo del transporte tradicional y de aumentar el impacto positivo del transporte no tradicional en la productividad laboral. Respecto al primero, es fundamental reducir la congestión vehicular; por ejemplo, restringiendo el tránsito de camiones por las principales vías durante el día y concentrándolo durante la noche, otorgando un descuento de un X%³⁸ en el peaje que compense los costos generados a las empresas por retrasos en el transporte de carga. Respecto al segundo, es necesario aumentar la flota de buses o vagones para disminuir la congestión de pasajeros y el tiempo de su desplazamiento hasta que se realicen ampliaciones y nuevas rutas.

En el largo plazo, las políticas por implementar deben estar enfocadas en la creación de modelos de movilidad sostenible bajo tres pilares: social, medioambiental y económico-financiero (Martínez *et al.*, 2016); reemplazando el sistema de transporte público tradicional actual por un sistema de monopolio natural, mediante una concesión por concurso público. Los usuarios limeños se beneficiarían con este nuevo sistema, pese al incremento de tarifas que conllevaría (por comparación con las muy reducidas tarifas actuales), porque del servicio de una sola empresa formal (en vez que de varias informales) obtendrían: (i) menores costos de transacción, (ii) menor tiempo de desplazamiento, (iii) mayor seguridad y (iv) mejor conectividad de rutas; todo lo cual impactaría positivamente en la productividad laboral de los usuarios.

Respecto al transporte público no tradicional, en el largo plazo se debería acelerar y aumentar la construcción de nuevas líneas de metro. Y se debería evaluar la posibilidad de construir conexiones ferroviarias con ciudades como Ica, que contribuyan a diluir la densidad poblacional de Lima y, por ende, la congestión vehicular en la capital peruana.

Referencias

Boarnet, M. (2007). *Conducting impact evaluations in urban transport*. Doing Impact Evaluation, N.º 5. The World Bank. <https://go.itdp.org/display/public/Go+Public+Home>

³⁸ Para determinar el descuento es necesario hacer un estudio sobre el costo por retraso de la carga que tendrían las empresas, para que el descuento compense este sobrecosto.

- Bonifaz, J. (2012). *Estimación del valor social del tiempo*. (Estudio en la Universidad del Pacífico – Centro de Investigación para el Ministerio de Economía y Finanzas). https://www.mef.gob.pe/contenidos/inv_publica/docs/parametros_evaluacion_social/Valor_Social_Tiempo.pdf
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294. doi: 10.2307/1911963
- CAF (Banco de Desarrollo de América Latina). (2017). *Crecimiento urbano y acceso a oportunidades: un desafío para América Latina*. Reporte de Economía y Desarrollo 2017. Banco de Desarrollo de América Latina. <http://scioteca.caf.com/bitstream/handle/123456789/1090/RED%202017%20esp.pdf>
- Cambridge Systematics. (2002). *The benefits of public transportation: An overview*. American Public Transportation Association. <http://www.apta.com/research/info/online>
- Céspedes, N., Lavado, P., & Ramírez, N. (2016). Productividad en el Perú: un panorama general. En N. Céspedes, P. Lavado & N. Ramírez (Eds.), *Productividad en el Perú: medición, determinantes e implicancias* (pp. 9-40) Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/bitstream/handle/11354/1083/C%3%A9spedesNikita2016.pdf>
- Dodgson, J. (1998). La evaluación de proyectos y políticas de transportes. En C. Nash & G. De Rus (Eds.). *Desarrollos recientes en economía del transporte* (pp. 313-362). Civitas. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/libro?codigo=1536>
- Encuesta Lima CómoVamos. (2018). *IX Informe de percepción sobre calidad de vida en Lima y Callao*. Lima CómoVamos. Observatorio Ciudadano. <http://www.limacomovamos.org/cm/wp-content/uploads/2018/12/EncuestaLimaComoVamos2018.pdf>
- Harriet, T., Poku, K., & Emmanuel, A. (2013). An assessment of traffic congestion and its effect on productivity in Urban Ghana. *International Journal of Business and Social Science*, 4(3), 225-234. http://ijbssnet.com/journals/Vol_4_No_3_March_2013/25.pdf
- Hartgen, D. & Fields, G. (2009). *Gridlock and growth: The effect of traffic congestion on regional economic performance*. Policy Study 371. Reason Foundation. http://reason.org/files/ps371_growth_gridlock_cities_full_study.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2018a). *Perú – Encuesta Nacional de Hogares sobre Condiciones de Vida y Pobreza 2017*. Instituto Nacional de Estadística e Informática – Sistema de Documentación Virtual. <https://webinei.inei.gob.pe>
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2018b). *Evolución de la pobreza monetaria 2007-2018*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1646/libro.pdf
- Johnson, M. B. (1966). Travel time and the price of leisure. *Economic Inquiry*, 4(2), 135-145. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1966.tb00941.x>
- Martínez, L., Martín, D., Gómez, F., & Gonzales, D. (Junio de 2016). *Plan estratégico de movilidad sostenible de la Comunidad de Madrid 2013-2015* (presentación de paper). XII Congreso de Ingeniería del Transporte, Valencia. Universidad Politécnica de Valencia. <http://dx.doi.org/10.4995/CIT2016.2016.4270>

- Posada, C. (26 de febrero de 2018). Aumento continuo del parque automotor, un problema que urge solucionar. *La Cámara*, 24-26. Cámara de Comercio de Lima. https://apps.camaralima.org.pe/repositorioaps/0/0/par/r816_3/comercio%20exterior.pdf
- Rodríguez C. R., & Rivas H. S. de. (2011). Los procesos de estrés laboral y desgaste profesional (*burnout*): diferenciación, actualización y líneas de intervención. *Medicina y Seguridad del Trabajo*, 57(1), 72-88. <https://dx.doi.org/10.4321/S0465-546X2011000500006>
- Rodríguez, A., & García, C. (Noviembre de 2017). *Factor de inflación de la varianza en R* (presentación de *paper*). IX Jornadas de Usuarios de R, Granada. Universidad de Granada. http://r-es.org/9jornadasR/pdf/9JUR_paper_31.pdf
- Scott, J. P. (2014). *Taking the bus to work: The relationship between public transit commuting time and household income in Washington, D. C. Suburbs*. Georgetown University. <https://repository.library.georgetown.edu/handle/10822/709850>
- Sifuentes, R., & Ramírez, G. (2009). Effects of specifying an incorrect model for logistics regression, with two independent correlated variables. *Agrociencia*, 44(2), 187-207. <http://www.scielo.org.mx/pdf/agro/v44n2/v44n2a8.pdf>
- Sineace (Sistema Nacional de Evaluación, Acreditación y Calificación de la Calidad Educativa). (2018). *Caracterización de Lima Metropolitana*. Sistema Nacional de Evaluación, Acreditación y Calificación de la Calidad Educativa. <https://www.sineace.gob.pe/wp-content/uploads/2017/08/PERFIL-LIMA- METROPOLITANA.pdf>
- Small, K. A. (1982). The scheduling of consumer activities: Work trips. *American Economic Review*, 72(3), 467-479. <https://www.jstor.org/stable/1831545>
- Somuyiwa, A., Fadare, S., & Ayantoyinbo, B. (2015). Analysis of the cost of traffic congestion on worker's productivity in a mega city of a developing economy. *International Review of Management and Business Research*, 4(3), 644-656. <https://www.irnbrjournal.com/papers/1438578538.pdf>
- Tourism & Transport Forum. (2014). *Better public transport, better productivity*. TTF Australia. <https://catalogue.nla.gov.au/Record/6806360>
- Van Essen, M., Thomas, T., Van Berkum, E., & Chorus, C. (2016). From user equilibrium to system optimum: A literature review on the role of travel information, bounded rationality and non-selfish behaviour at the network and individual levels. *Transport Reviews*, 36(4), 527-548. <https://doi.org/10.1080/01441647.2015.1125399>
- Wakeford, J. (2004). The productivity-wage relationship in South Africa: An empirical investigation. *Development Southern Africa*, 21(1), 109-132. <https://doi.org/10.1080/0376835042000181444>
- Weisbrod, G., & Reno, A. (2009). *Economic impact of public transportation investment*. American Public Transportation Association. <http://onlinepubs.trb.org/onlinepubs/trcp/docs/TCRPJ-11Task7-FR.pdf>
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817-838. <https://www.jstor.org/stable/1912934>

Anexos**Anexo 1: Factor de inflación de varianza (VIF)**Tabla A.1.1
Modelo 1 inicial

Variable	VIF	Raíz cuadrada VIF	Tolerancia	R-cuadrado
TD*TT	1,16	1,08	0,86	0,14
Nivel educativo	1,41	1,19	0,71	0,29
Características del hogar	4,64	2,15	0,22	0,78
TT*A	1,16	1,08	0,86	0,14
Número de personas en el hogar	1,71	1,31	0,59	0,41
Número de habitaciones en el hogar	1,88	1,37	0,53	0,47
Nivel socioeconómico	5,2	2,28	0,19	0,81
Edad	1,03	1,02	0,97	0,03
Sexo	1,04	1,02	0,96	0,04
Asistencia a colegio privado	5,63	2,37	0,18	0,82
Asistencia a colegio público	5,57	2,36	0,18	0,82
VIF promedio	2,77			

Tabla A.1.2
Modelo 2 inicial

Variable	VIF	Raíz cuadrada VIF	Tolerancia	R-cuadrado
TD*TT	1,36	1,17	0,73	0,27
Nivel educativo	1,41	1,19	0,71	0,29
Características del hogar	4,69	2,16	0,21	0,79
TT	1,33	1,15	0,75	0,25
Año de la encuesta	1,04	1,02	0,96	0,04
Número de personas en el hogar	1,71	1,31	0,59	0,41
Número de habitaciones en el hogar	1,88	1,37	0,53	0,47
Nivel socioeconómico	5,23	2,29	0,19	0,81
Edad	1,03	1,02	0,97	0,03
Sexo	1,05	1,02	0,96	0,04
Asistencia a colegio privado	5,63	2,37	0,18	0,82
Asistencia a colegio público	5,58	2,36	0,18	0,82
VIF promedio	2,66			

Elaboración propia.

Anexo 2: VIF sin colegio público

Tabla A.2.1
Modelo 1 sin colegio público

Variable	VIF	Raíz cuadrada VIF	Tolerancia	R-cuadrado
TD*TT	1,16	1,08	0,861	0,139
Nivel educativo	1,41	1,19	0,7068	0,2932
Características del hogar	4,64	2,15	0,2157	0,7843
TT*A	1,16	1,08	0,8639	0,1361
Número de personas en el hogar	1,71	1,31	0,5862	0,4138
Número de habitaciones en el hogar	1,88	1,37	0,5326	0,4674
Nivel socioeconómico	5,18	2,28	0,193	0,807
Edad	1,03	1,02	0,9672	0,0328
Sexo	1,04	1,02	0,959	0,041
Asistencia a colegio privado	1,21	1,1	0,8297	0,1703
VIF promedio	2,04			

Tabla A.2.2
Modelo 2 sin colegio público

Variable	VIF	Raíz cuadrada VIF	Tolerancia	R-cuadrado
TD*TT	1,16	1,08	0,86	0,14
Nivel educativo	1,41	1,19	0,71	0,29
Características del hogar	4,64	2,15	0,22	0,78
TT	1,33	1,15	0,75	0,25
Año de la encuesta	1,04	1,02	0,96	0,04
Número de personas en el hogar	1,71	1,31	0,59	0,41
Número de habitaciones en el hogar	1,88	1,37	0,53	0,47
Nivel socioeconómico	5,18	2,28	0,19	0,81
Edad	1,03	1,02	0,97	0,03
Sexo	1,04	1,02	0,96	0,04
Asistencia a colegio privado	1,21	1,1	0,83	0,17
VIF promedio	1,99			

Elaboración propia.

Anexo 3: VIF – modelo sin colegio público ni nivel socioeconómico

Tabla A.3.1
Modelo 1 sin colegio público ni nivel socioeconómico

Variable	VIF	Raíz cuadrada VIF	Tolerancia	R-cuadrado
TD*TT	1,16	1,07	0,87	0,13
Nivel educativo	1,36	1,16	0,74	0,26
Características del hogar	1,4	1,19	0,71	0,29
TT*A	1,13	1,06	0,88	0,12
Número de personas en el hogar	1,63	1,28	0,61	0,39
Número de habitaciones en el hogar	1,78	1,34	0,56	0,44
Edad	1,03	1,02	0,97	0,03
Sexo	1,04	1,02	0,96	0,04
Asistencia a colegio privado	1,2	1,09	0,84	0,16
VIF promedio	1,3			

Tabla A.3.2
Modelo 2 sin colegio público ni nivel socioeconómico

Variable	VIF	Raíz cuadrada VIF	Tolerancia	R-cuadrado
TD*TT	1,36	1,17	0,74	0,26
Nivel educativo	1,36	1,17	0,74	0,26
Características del hogar	1,41	1,19	0,71	0,29
TT	1,33	1,15	0,75	0,25
Año de la encuesta	1,01	1,00	0,99	0,01
Número de personas en el hogar	1,63	1,28	0,61	0,39
Número de habitaciones en el hogar	1,78	1,34	0,56	0,44
Edad	1,03	1,02	0,97	0,03
Sexo	1,04	1,02	0,96	0,04
Asistencia a colegio privado	1,20	1,09	0,84	0,16
VIF promedio	1,32			

Elaboración propia.

Anexo 4: Aplicación de criterios de selecciónTabla A.4.1
Modelo 1

R-cuadrado	Mallows C	SEE	MSE	Modelos
0,2405	1.778,09	3,16E+05	0,4952	ne ch anios cole_privado nhab
0,24	2.150,52	3,16E+05	0,4955	ne ch t_t_a cole_privado nhab
0,2399	2.278,89	3,16E+05	0,4956	tdtt ne ch cole_privado nhab
0,2398	2.336,29	3,16E+05	0,4956	ne ch sexo cole_privado nhab
0,2255	14.401,66	3,22E+05	0,505	tdtt ne ch t_t_a cole_privado
0,2253	14.559,06	3,22E+05	0,5051	ne ch t_t_a cole_privado
0,2009	35.057,5	3,32E+05	0,521	tdtt ch t_t_a np cole_privado
0,2008	35.109,17	3,32E+05	0,521	ne ch np nhab
0,2007	35.198,18	3,32E+05	0,5211	ch t_t_a np cole_privado
0,1999	35.859,34	3,32E+05	0,5216	ne ch nhab
0,1629	67.023,15	3,48E+05	0,5457	tdtt sexo cole_privado nhab
0,2426	68.288,79	3,48E+05	0,5467	tdtt ne ch t_t_a np anios sexo cole_privado nhab
0,1614	68.288,79	3,48E+05	0,5467	np anios sexo cole_privado nhab
0,1613	68.357,62	3,48E+05	0,5468	tdtt ch t_t_a nhab

Tabla A.4.2
Modelo 2

R-cuadrado	Mallows C	SEE	MSE	Modelos
0,2407	2.903,39	3,16E+05	0,4951	ne ch serie nhab cole_privado
0,2405	3.068,29	3,16E+05	0,4952	ne ch nhab anios cole_privado
0,2399	3.570,09	3,16E+05	0,4956	tdtt ne ch nhab cole_privado
0,2398	3.627,61	3,16E+05	0,4956	ne ch nhab sexo cole_privado
0,1965	40.149,79	3,34E+05	0,5239	ne tt serie anios cole_privado
0,1931	43.031,85	3,35E+05	0,5261	ch tt anios cole_privado
0,1695	62.874,17	3,45E+05	0,5414	tdtt ne tt np nhab
0,1617	69.481,4	3,48E+05	0,5465	tt serie nhab anios cole_privado
0,1617	69.494,03	3,48E+05	0,5466	serie nhab anios cole_privado
0,1616	69.571,12	3,48E+05	0,5466	ch np nhab sexo
0,2441	69.713,28	3,48E+05	0,5467	tdtt ne ch tt serie np nhab anios sexo cole_privado
0,1614	69.713,28	3,48E+05	0,5467	np nhab anios sexo cole_privado
0,1612	69.889,11	3,49E+05	0,5469	tdtt ch tt serie nhab

Elaboración propia.

Anexo 5: Aplicación de criterios de información Akaike Information Criterion y Bayesian Information Criterion

Prueba de criterios de información: modelo con menor CP Mallows y un parámetro de interés

Fuente	SS	df	MS	Número de obs.	=	637.245
Modelo	99.715,47	5	19.943,09	F(5, 637239)	=	40.250,40
Residual	315.736,40	637.239	0,50	Prob. > F	=	0
				R-cuadrado ajustado	=	0,24
				Raíz MSE	=	0,7039

Ln (gasto)	Coficiente	Desviación estándar	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Nivel educativo	0,094	0,001	149,47	0,00	0,092	0,095
Características del hogar	0,090	0,001	134,84	0,00	0,088	0,091
TT*A	-0,025	0,0010	-27,68	0,00	-0,027	-0,023
Asistencia a colegio privado	0,340	0,002	178,76	0,00	0,336	0,344
Número de habitaciones en el hogar	0,074	0,001	111,22	0,00	0,073	0,075
Constante	5,678	0,0054	1494,78	0,00	5,670	5,685

Criterio de Información: Akaike y Schwartz Bayesian

Modelo	Observaciones	Ll(nula)	Ll(modelo)	df	AIC	BIC
.	637.245	-767.909	-680.460	10	1.360.932	1.361.000

Prueba de criterios de información: modelo con menor CP Mallows y ambos parámetros de interés

Fuente	SS	df	MS	Número de obs.	=	637.245
Modelo	93.665,68	5	18.733,1	F(5, 637239)	=	37.097,6
Residual	321.786,1	637.239	0,50	Prob. > F	=	0
				R-cuadrado ajustado	=	0,2254
				Raíz MSE	=	0,71061

Ln (gasto)	Coefficiente	Desviación estándar	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
TD*TT	-0,0003	0,00	-12,49	0,00	0,00	0,00
Nivel educativo	0,10	0,00	158,31	0,00	0,10	0,10
Características del hogar	0,10	0,00	155,49	0,00	0,10	0,10
TT*A	-0,02	0,00	-23,81	0,00	-0,02	-0,02
Asistencia a colegio privado	0,36	0,00	185,14	0,00	0,35	0,36
Constante	5,84	0,00	1580,62	0,00	5,83	5,84

Criterio de información: Akaike y Schwartz Bayesian

Modelo	Observaciones	Ll(nula)	Ll(modelo)	df	AIC	BIC
.	637.245	-767.909	-686.507	6	1.373.027	1.373.095

Prueba de criterios de información: modelo con mayor R²:

Fuente	SS	df	MS	Número de obs.	=	637.245
Modelo	100.776,43	9,00	11.197,38	F(9, 637235)	=	22.675
Residual	314.675,43	637.235,00	0,49	Prob. > F	=	-
Total	415.451,86	637.244,00	0,65	R-cuadrado ajustado	=	0,243
				Raíz MSE	=	0,703

Ln (gasto)	Coefficiente	Desviación estándar	t	P>t	[95% Conf,	Interval]
TD*TT	-0,0004	0,00	-17,69	0,00	0,00	0,00
Nivel educativo	0,0938	0,00	149,73	0,00	0,09	0,10
Interacción: TT*A	-0,0183	0,00	-19,12	0,00	-0,02	-0,02
Número de personas en el hogar	-0,0012	0,00	-2,00	0,05	0,00	0,00
Edad	0,0029	0,00	37,28	0,00	0,00	0,00
Sexo	0,0446	0,00	24,55	0,00	0,04	0,05
Características del hogar	0,0898	0,00	134,32	0,00	0,09	0,09
Asistencia a colegio privado	0,3340	0,00	173,40	0,00	0,33	0,34
Número de habitaciones en el hogar	0,0769	0,00	91,02	0,00	0,08	0,08
Constante	5,5689	0,01	1056,27	0,00	5,56	5,58

Criterio de información: Akaike y Schwartz Bayesian

Modelo	Observaciones	Ll(nula)	Ll(modelo)	df	AIC	BIC
.	637.245	-767.909	-679.388	10	1.358.795	1.358.909

Elaboración propia.

Anexo 6: Pruebas Breusch Pagan y White

Prueba Breusch Pagan:

Fuente	SS	Df	MS	Número de obs.	=	637.245
Modelo	100.776,43	9	11.197	F(9, 637235)	=	22.675,31
Residuo	314.675,43	637.235	0	Prob. > F	=	0
Total	415.451,86	637.244	1	R-cuadrado ajustado	=	0,2426
				Raiz MSE	=	0,70272

Ln (gasto)	Coficiente	Desviación estándar	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
TD*TT	0,00	0,00	-17,69	0,000	0,000	0,000
Nivel educativo	0,09	0,00	149,73	0,000	0,093	0,095
TT*A	-0,02	0,00	-19,12	0,000	-0,020	-0,016
Número de personas en el hogar	0,00	0,00	-2,00	0,046	-0,002	0,000
Edad	0,00	0,00	37,28	0,000	0,003	0,003
Sexo	0,04	0,00	24,55	0,000	0,041	0,048
Características del hogar	0,09	0,00	134,32	0,000	0,088	0,091
Asistencia a colegio privado	0,33	0,00	173,40	0,000	0,330	0,338
Número de habitaciones en el hogar	0,08	0,00	91,02	0,000	0,075	0,079
Constante	5,57	0,01	1056,27	0,000	5,559	5,579

Grados de libertad de la prueba: 9

Breusch Pagan / Cook-Weisberg prueba de heterocedasticidad

Ho: Varianza constante

$\chi^2(9) = 4.880,88$

Prob. > $\chi^2 = 0,0000$

$\text{display inv}\chi^2(9, 0,90) = 14,683657$

$\text{display inv}\chi^2(9, 0,95) = 16,918978$

$\text{display inv}\chi^2(9, 0,99) = 21,665994$

Prueba White

Fuente	SS	df	MS	Número de obs.	=	637.245
Modelo	100.776,43	9,00	11.197,38	F(9, 637235)	=	22.675,31
Residual	314.675,43	637.235,00	0,49	Prob. > F	=	0,00
Total	415.451,86	637.244,00	0,65	R-cuadrado ajustado	=	0,24
				Raíz MSE	=	0,70

Ln (gasto)	Coficiente	Desviación estándar	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
TD*TT	0,000	0,000	-17,690	0,000	0,000	0,000
Nivel educativo	0,094	0,001	149,730	0,000	0,093	0,095
TT*A	-0,018	0,001	-19,120	0,000	-0,020	-0,016
Número de personas en el hogar	-0,001	0,001	-2,000	0,046	-0,002	0,000
Edad	0,003	0,000	37,280	0,000	0,003	0,003
Sexo	0,045	0,002	24,550	0,000	0,041	0,048
Características del hogar	0,090	0,001	134,320	0,000	0,088	0,091
Asistencia a colegio privado	0,334	0,002	173,400	0,000	0,330	0,338
Número de habitaciones en el hogar	0,077	0,001	91,020	0,000	0,075	0,079
Constante	5,569	0,005	1056,270	0,000	5,559	5,579

Grados de libertad de la prueba: 54

Test estadístico general de White: 42.008,38 Chi-sq(52) P-value = 0

$\text{display invchi2}(54, 0,90) = 67,672786$

$\text{display invchi2}(54, 0,95) = 72,153216$

$\text{display invchi2}(54, 0,99) = 81,068772$

Elaboración propia.

¿Con un pan bajo el brazo? El efecto del número de hijos sobre la nutrición infantil temprana en el Perú³⁹

Alonso Guerrero Castañeda
Lucía Valdivieso Mendoza

Introducción

Desde hace varias décadas, los economistas se han interesado por la relación entre el número de hijos en una familia y su adecuado desarrollo. El artículo fundacional de Becker y Lewis (1973) plantea el «modelo Q-Q» (Quantity-Quality), que predice la existencia de un *trade-off* entre la cantidad y la calidad de los hijos. Pero empíricamente es difícil identificar una relación causal, dadas la endogeneidad por variables omitidas, como las preferencias de los padres, y la determinación conjunta de la cantidad y la calidad de los hijos.

En esta investigación, identificamos el efecto causal de la cantidad de hijos sobre la nutrición infantil, una medida de calidad relativamente poco estudiada con el modelo Q-Q. Para ello, utilizamos la ocurrencia de nacimientos múltiples (mellizos, etc.) como variable instrumental, porque representa una expansión exógena del tamaño de la familia.

La nutrición es una medida importante de calidad porque la desnutrición a una edad temprana tiene efectos irreversibles e intergeneracionales en el desarrollo cognitivo y físico (Banco Mundial, 2006). En comparación con un niño adecuadamente alimentado, un niño desnutrido tiene menor probabilidad de asistir a la escuela (Beasley, Hall, & Tomkins, 2000) y menor rendimiento

³⁹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue aprobado en junio de 2019. Sus autores agradecen el apoyo y la guía de su asesor, el profesor Juan F. Castro, así como a su jurado, conformado por los profesores Pablo Lavado y Gustavo Yamada, cuyos consejos de fondo y forma fueron de gran utilidad para mejorar la calidad de dicho trabajo.

estudiantil (Ivanovic *et al.*, 2004; Brito & Onis, 2004). Así, la nutrición no es solo fundamental para el bienestar físico, sino que también tiene efectos duraderos sobre otras medidas de desarrollo como el logro educativo y los ingresos laborales (Fink *et al.*, 2016; Horton & Steckel, 2014).

El Perú es un caso de estudio interesante para entender la relación entre tamaño de la familia y nutrición infantil temprana. La fecundidad ha sufrido una fuerte caída durante los últimos 30 años: mientras que en 1986 la tasa global de fecundidad era de 4,3 hijos por mujer, en 2017 fue solo de 2,4 (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2017, 2018a); y la caída fue más pronunciada en zonas rurales, pasando de 6,3 en 1986 a 3,2 en 2017.

La desnutrición también ha caído considerablemente. Mientras que en 1991 la desnutrición crónica en niños menores de cinco era del 36,5%, en 2017 fue del 12,9%; aunque, en zonas rurales, uno de cada cuatro niños menores de cinco años todavía sufría de desnutrición crónica en 2017 (INEI, 2018c). Esta combinación, de reducción en la fecundidad y mejora en la nutrición infantil, despierta interés sobre el efecto causal que podría tener el tamaño de la familia en el desarrollo infantil.

Nuestra investigación aporta a la literatura especializada, pues el efecto del número de hijos sobre su nutrición ha sido menos explorado que las variables educativas en evaluaciones basadas en el modelo Q-Q. Además, existen muy pocos estudios Q-Q para el caso peruano, el cual resulta interesante por sus disparidades en fecundidad y desnutrición según ámbito de residencia.

Nuestros resultados indican que el número de hijos tiene un efecto negativo y significativo en los niveles de hemoglobina y nutrición a corto y largo plazo en zonas urbanas; mientras que para zonas rurales no hallamos efectos significativos. Entre los posibles mecanismos explicativos de esta heterogeneidad encontramos que, si bien el gasto mensual en alimentos aumenta en ambas zonas conforme crece la familia, este aumento es menor y menos que proporcional en zonas urbanas. Es decir, el efecto «dilución de recursos» prima en zonas urbanas, pero no hallamos evidencia concluyente respecto al ámbito rural.

Este ensayo está organizado de la siguiente manera. La sección 2 presenta nuestra revisión de la literatura teórica y empírica más relevante sobre nutrición y el *trade-off* Q-Q. Luego, exponemos el modelo Q-Q en la sección 3; la metodología de nuestra estrategia empírica en la sección 4; y describimos las fuentes de información utilizadas en la sección 5. La sección 6 presenta nuestros resultados y analiza sus posibles mecanismos. Concluimos resumiendo los principales resultados y limitaciones de nuestra investigación.

Revisión de la literatura

El modelo Q-Q de Becker y Lewis (1973) es el hito fundacional del análisis académico sobre el efecto del número de hijos en alguna medida de calidad. Este modelo parte de la decisión de una familia unitaria en la que los padres reciben utilidad de su consumo, del número de hijos que tienen y de la calidad de estos. Y como asume que la inversión en calidad es uniforme entre todos los hijos, el precio de la calidad aumenta con la cantidad de hijos. Así, el modelo concluye que existe un *trade-off* entre el número y la calidad de los hijos.

La demostración empírica de ese modelo es desafiante, pues presenta endogeneidad por doble causalidad y variable omitida. La primera se origina en la decisión simultánea de los padres sobre cuántos hijos tener y cuánto invertir en ellos. La segunda se da por características de los padres no observables pero influyentes en sus decisiones de fertilidad e inversión en sus hijos. Por ejemplo, padres con preferencias por familias pequeñas podrían enfatizar la importancia de un mejor capital humano, o madres más conocedoras de métodos anticonceptivos pueden tener mejores prácticas de alimentación con sus hijos (Åslund & Grönqvist, 2010; Glick, Marini, & Sahn, 2007).

Ante ello, los especialistas han optado principalmente por el uso de instrumentos como estrategia de identificación empírica. Rosenzweig y Wolpin (1980) fueron los primeros en instrumentalizar el número de hijos, lo cual motivó un renovado interés por el modelo. Desde entonces, diversas variables instrumentales han sido propuestas. La ocurrencia de un nacimiento múltiple es de las más utilizadas, así como el sexo de los primeros hijos. El uso de la infertilidad secundaria es menos común, debido a escasa información disponible. Pero el uso de instrumentos no ha llevado a un consenso respecto a la existencia del *trade-off*, pues los efectos encontrados por los estudios han sido en su mayoría negativos o nulos (el anexo 1 contiene una síntesis al respecto).

Otra cuestión abierta es la especificación de calidad en un modelo Q-Q. Aunque esta no fue precisada cuando el modelo fue planteado por Becker y Lewis (1973), en una publicación anterior Becker (1960) define su noción de «calidad superior»:

Una familia debe decidir no solamente cuántos hijos tener, sino también cuánto invertir en ellos –si les dan cuartos separados, si los mandan a un nido o a universidades privadas, si les dan clases de danza o música, y así. Llamaré a los niños más caros «de calidad superior», así como los Cadillacs son carros de calidad superior que los Chevrolets. (p. 211; traducción propia)

Así, la calidad aparece claramente vinculada con la inversión en capital humano, y la discusión sobre el *trade-off* depende del tipo de esa inversión al que se haga referencia. En su mayoría, la literatura empírica se ha ocupado de la calidad en términos de inversión en educación; por ende, las variables dependientes más estudiadas han sido las habilidades cognitivas y la inteligencia (Åslund & Grönqvist, 2010; Black, Devereux, & Salvanes, 2010), el nivel de estudios y la asistencia escolar (Black, Devereux, & Salvanes, 2005; Li, Dow, & Rosero-Bixby, 2014, 2017).

Pero el capital humano no se desarrolla únicamente por inversiones en educación, pues la salud también es un componente clave (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OCDE], 2001). Estudiar la inversión en nutrición es importante debido a los irreversibles e intergeneracionales efectos perjudiciales de la desnutrición en el desarrollo físico y cognitivo del capital humano (Banco Mundial, 2006). En comparación con un niño adecuadamente alimentado, uno desnutrido tiene una menor probabilidad de asistir a la escuela (Beasley *et al.*, 2000) y un menor rendimiento en sus estudios (Brito & Onis, 2004; Ivanovic *et al.*, 2004). Este impacto es mayor durante el embarazo y los dos primeros años de vida, por lo que asegurar una adecuada nutrición infantil es especialmente importante durante este período (Banco Mundial, 2017).

Con respecto a los estudios que utilizan el modelo para indicadores nutricionales, Glick *et al.* (2007) encuentran un efecto negativo en la altura según edad de los niños en Rumania durante la transición del comunismo al libre mercado; mientras que Hatton y Martin (2010) también encuentran un efecto negativo en la altura según edad en la Gran Bretaña de la primera mitad del siglo XX. Ambos estudios utilizan los nacimientos múltiples como variable instrumental. Agüero y Marks (2008) encuentran un efecto negativo en el peso según edad y el estado de lactancia en siete países latinoamericanos, incluido el Perú, utilizando la infertilidad como variable instrumental.

Millimet y Wang (2011) no encuentran efectos en la altura y el índice de masa corporal según edad en Indonesia, con la composición de sexo de los hijos como instrumento. Para la India, Jensen (2012) encuentra efectos negativos y significativos del tamaño de la familia en el peso y la altura solo para niñas, utilizando la infertilidad secundaria como instrumento. Hatton *et al.* (2018) encuentran un efecto negativo sobre la altura en Indonesia, utilizando el acceso a anticonceptivos y a la televisión como instrumentos; y hallan que este efecto es más fuerte entre familias con madres menos educadas y se presenta tanto en ámbitos urbanos como rurales.

Marco analítico

Con base en el modelo original de Becker y Lewis (1973), consideramos un hogar con una familia unitaria donde los padres eligen su consumo, número de hijos y gasto en bienes específicos para los hijos, a fin de maximizar su función de utilidad. Así, los padres obtienen la utilidad del consumo (C), el número (N) y la calidad (Q) de sus hijos.

En nuestra versión, la calidad es definida en términos de calidad nutricional, cuyos indicadores más utilizados son el nivel de hemoglobina, la talla para la edad, y el peso para la edad (Banco Mundial, 2017). La baja concentración de hemoglobina en la sangre se denomina anemia, cuyo tipo más común es la anemia por deficiencia de hierro. El bajo peso para la edad es un indicador de desnutrición aguda, resultante de una alimentación inadecuada o enfermedad reciente, como diarrea. En cambio, la baja talla para la edad es un indicador de desnutrición crónica, que resulta de tener una dieta inadecuada o una enfermedad por un período prolongado.

En nuestro modelo, los padres enfrentan dos restricciones. Primero, cuentan con un ingreso (I) constante para financiar su propio consumo y la compra de productos específicos para los niños de su familia; los cuales son, para nuestros fines, los insumos nutricionales. Siguiendo a Mogstad y Wiswall (2016), ignoramos el diferencial en precios entre los bienes para los niños y los bienes para los padres. Segundo, asumimos una función de producción homogénea que relaciona el gasto en bienes nutricionales con la nutrición del niño. El modelo Q-Q asume que la calidad y cantidad de hijos son simultáneamente determinados, por lo que para un número dado de hijos N , el gasto óptimo por niño en bienes de nutrición puede ser definido de la siguiente manera:

$$e^*(N) = \arg \max U(N, Q, C) \text{ s.a. } I = Ne + C; Q = q(e)$$

De esta manera, el nivel de nutrición de cada niño en una familia con un total de N niños está dado por $q(e^*(N))$. De acuerdo con Mogstad y Wiswall (2016), la diferencia en la calidad proveniente de un incremento marginal exógeno en el tamaño de la familia de $N - 1$ a N niños está dada por $\Delta(N, N - 1) = q(e^*(N)) - q(e^*(N - 1))$ ⁴⁰. Las condiciones de primer orden que derivan de la maximización de utilidad son las siguientes:

$$\frac{\partial U}{\partial C} = \lambda \quad , \quad \frac{\partial U}{\partial Q} = \lambda \frac{N}{\partial q / \partial e} \quad , \quad \frac{\partial U}{\partial N} = \lambda(e + 1)$$

⁴⁰ Por ejemplo, $\Delta(5, 4) = q(e^*(5)) - q(e^*(4))$ sería el efecto marginal en la calidad de todos los hijos producto del nacimiento de un quinto niño en una familia que actualmente cuenta con cuatro hijos.

Donde λ es la utilidad marginal del ingreso, la cual multiplica al precio sombra del consumo, la calidad y la cantidad, respectivamente. Nótese que el precio sombra de la calidad depende positivamente del número de hijos, por lo que un aumento exógeno en la fertilidad incrementa el precio sombra de la calidad infantil, lo que reduce la cantidad demandada de calidad por niño. Así, mientras mayor sea el número de hijos, más costoso es dar una nutrición de calidad a todos. Este efecto es conocido como «dilución de recursos».

Cabe recalcar que el modelo asume un ingreso constante no dependiente del número de hijos, por lo que sus predicciones podrían invalidarse si el ingreso aumentase con la llegada de cada nuevo hijo, cancelando el efecto dilución de recursos; en otras palabras, recurriendo al refrán popular, los hijos podrían venir «con un pan bajo el brazo». El mecanismo por el cual se daría este aumento en ingreso podría ser más horas trabajadas por los adultos del hogar o a través de transferencias informales –en efectivo o especie– por parte de la familia extendida. Por ejemplo, en Burkina Faso, se encontró que las transferencias anulan el *trade-off* en las familias que viven en los suburbios, pero no logran compensar el efecto negativo de un mayor número de hijos en el caso de las familias más pobres (Bougma *et al.*, 2014).

El modelo teórico propuesto por Harpham (2002) resulta relevante en este contexto, porque considera el capital social, en forma de redes de apoyo o normas de reciprocidad, el cual puede aumentar los recursos disponibles para invertir en los hijos. Esto impacta positivamente en varias medidas de bienestar infantil, como las habilidades desarrolladas, la salud mental y la salud física, relacionadas con el estado nutricional del niño.

En el Perú, Cueto *et al.* (2012) estudian la relación entre el capital social e indicadores educativos. No encuentran una relación con la calidad educativa, pero sí entre el capital social cognitivo –cohesión social, confianza en la comunidad– y mayor correspondencia entre edad y nivel escolar. Además, identifican que la participación en organizaciones sociales suele ser más común en zonas rurales, principalmente en comunidades campesinas. Por ello, nosotros analizamos la heterogeneidad de efectos según el ámbito de residencia urbano o rural⁴¹.

⁴¹ En resultados no reportados aquí, también realizamos la distinción según el sexo del primer hijo siguiendo a Li *et al.* (2017); pero no encontramos evidencia de heterogeneidad de este tipo.

Metodología

En línea con la literatura, encaramos el problema de endogeneidad con el uso de la ocurrencia de nacimientos múltiples como variable instrumental⁴², por ser una expansión del tamaño de la familia exógena a las decisiones parentales. La variable binaria de nacimiento múltiple se activa si algún hijo de la familia distinto al hijo mayor fue parte de un nacimiento múltiple.

Como mencionan Angrist, Lavy y Schlosser (2010), una particularidad del instrumento de nacimiento múltiple es que no existe un subgrupo que reciba el tratamiento y no siga la intuición del instrumento. Es decir, a menos que exista infanticidio, la conformidad de este instrumento es perfecta en el grupo tratado: en todas las familias con un nacimiento múltiple se cumplirá necesariamente que aumentará el tamaño de la familia. Entonces, el efecto local de tratamiento promedio es el efecto promedio de todos los casos tratados sobre los no tratados.

Utilizamos un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en dos etapas, en línea con la literatura reciente del modelo Q-Q. El modelo utilizado es el siguiente:

$$\text{Primera etapa: } H = \delta_0 + X\delta_1 + D\gamma + \varepsilon_1$$

$$\text{Segunda etapa: } Y = \alpha_0 + X\alpha_1 + \hat{H}\beta + \varepsilon_2$$

Donde Y es la variable dependiente, que, en la especificación principal, es el nivel de hemoglobina en la sangre, el percentil de talla para la edad y el percentil de peso para edad⁴³. H es el número de hermanos del sujeto de estudio, que se instrumentaliza en la primera etapa con la variable binaria de ocurrencia de un nacimiento múltiple en el nacimiento de alguno de los hermanos, D .

Sin embargo, pese a que la concepción de embarazos múltiples es exógena, los nacimientos múltiples pueden no serlo (Kahn *et al.*, 2003). Según Shinagawa *et al.* (2005), la demanda metabólica de madres en el tercer trimestre de un embarazo múltiple es un 10% más alta que la de madres con embarazos no

⁴² Existen otros dos instrumentos comunes en la literatura: (i) composición según sexo de los primeros dos hijos e (ii) infertilidad secundaria. El primero, propuesto inicialmente por Angrist y Evans (1998), se basa en la preferencia generalizada por balancear la composición de sexo de los hijos. El segundo, introducido por Agüero y Marks (2008), representa una reducción exógena al número de hijos deseados. No los incluimos en nuestra investigación por falta de relevancia en la primera etapa y por poca variabilidad, respectivamente.

⁴³ Se utilizan percentiles y no variables dicotómicas, pues nuestra muestra contiene muy pocos niños con talla para la edad o peso para la edad debajo de los cortes establecidos por la Organización Mundial de la Salud para definir retraso en el crecimiento y malnutrición, respectivamente.

múltiples. Philipson (2008) señala que la supervivencia de hijos y madre en un nacimiento múltiple depende de la disponibilidad de tecnología y profesionales de salud en mayor medida que en un nacimiento unitario.

Así, Bhalotra y Clarke (2016, 2018) critican el uso de este instrumento en países en desarrollo, pues la probabilidad de que se concrete un nacimiento múltiple es mayor cuando la madre tiene mayor peso, es más alta y está más educada. Por lo tanto, nuestra matriz incluye controles por características observables de la madre recomendados por la literatura: educación, edad al tener el primer parto, peso, altura y talla según edad.

Adicionalmente, incluimos efectos fijos por año, agrupamos los errores en *clusters* a nivel de conglomerado y, para explorar la heterogeneidad del efecto por ámbito de residencia, separamos la muestra en ámbito urbano y rural.

Datos

La fuente de información principal es la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (Endes), que recoge información demográfica y de salud materno-infantil en el Perú representativa a nivel nacional, departamental y según ámbito de residencia (INEI, 2014, 2018b). El período de estudio es el comprendido entre los años 2009 y 2019, que coincide con el nuevo diseño muestral consolidado en 2009 y con el marco muestral trianual de la Endes.

El estado nutricional de los niños del hogar se obtiene solo para los menores de cinco años, lo que es comprobado mediante mediciones de antropometría y del nivel de hemoglobina. Para las mujeres en edad fértil, de entre 15 y 49 años, se tienen medidas antropométricas y la cantidad de hijos, reportadas en el «cuestionario individual» de dicha encuesta, la cual también reporta cuando un niño fue parte de un nacimiento múltiple.

Nuestro estudio consideró como sujetos elegibles a los primeros hijos menores de cinco años con al menos un hermano menor y para los cuales se cuenta con información de antropometría, cuyas madres se encuentran en edad fértil y respondieron las preguntas del cuestionario individual. Para el período analizado, se contó con información antropométrica de 52.547 hijos mayores con menos de cinco años de edad, que residen en el hogar y no fueron parte de un nacimiento múltiple. Entre ellos, los sujetos elegibles fueron los 8.728 que tienen al menos un hermano, 45 de los cuales (14 en el ámbito rural y 31 en el ámbito urbano) tienen al menos un hermano que fue parte de un nacimiento múltiple.

La tabla 1 presenta las características de la muestra. En promedio, los niños se encuentran en el percentil 29 de talla según edad, en el 41 de peso para edad, y tienen un nivel de hemoglobina ajustada por altura de 11,7. La

edad promedio es de 3,23 años y el 52% son varones. Asimismo, el tamaño de familia oscila entre 2 y 4 hijos por madre, por lo que los sujetos de estudio tienen en promedio un hermano. En promedio, las madres culminaron 10 años de estudio, el equivalente a secundaria incompleta, y se encuentran en el percentil 8 de talla según la edad. El 7% de los hogares está liderado por una mujer y el 66% se ubica en el ámbito urbano.

Tabla 1
Estadísticas descriptivas, selección de muestra Endes 2009-2019

Variable	Promedio	Desv. est.	Observaciones
De los niños estudiados			
Edad en años	3,231	0,009	8.728
Hombre	0,521	0,005	8.728
Número de hermanos	1,053	0,002	8.728
1 hermano	0,948	0,002	8.728
2 hermanos	0,051	0,002	8.728
3 hermanos	0,001	0,000	8.728
Al menos un hermano es de nacimiento múltiple	0,005	0,001	8.728
Talla por edad (percentil)	0,302	0,003	8.703
Peso por edad (percentil)	0,405	0,003	8.558
Hemoglobina ajustada por altura	11,659	0,011	8.600
De las madres			
Años de educación	10,263	0,039	8.724
Edad al primer nacimiento	21,567	0,055	8.728
Peso en kilogramos	60,207	0,120	8.714
Altura en metros	1,522	0,001	8.714
Talla por edad (percentil)	0,080	0,001	8.713
Meses entre el primer y el segundo hijo	29,384	0,113	8.728
Del hogar			
La madre es jefa del hogar	0,069	0,003	8.728
Ámbito urbano	0,659	0,005	8.728

Notas. Estadísticas para la muestra seleccionada de niños menores de cinco años que: son los primeros hijos nacidos, residen en el hogar, tienen medidas antropométricas reportadas, su madre se encuentra en edad fértil y respondió las preguntas del cuestionario individual, no fueron parte de un nacimiento múltiple y tienen al menos un hermano menor.

Fuente: elaboración propia con datos de la Endes 2009-2019 (INEI).

Para explorar los mecanismos que puedan explicar nuestros resultados, necesitamos información sobre gastos familiares e ingresos laborales. Como la Endes no cuenta con esa información, empleamos la Encuesta Nacional de Hogares (Enaho), cuya limitación como fuente de información para nuestra estrategia empírica reside en que solo permite observar a los hijos que viven en el hogar, independientemente de si son en efecto los primeros hijos nacidos. Además, no se puede determinar con exactitud quiénes fueron parte de un nacimiento múltiple, sino solo aproximativamente, según la cercanía de la fecha de nacimiento de los niños de cada núcleo familiar dentro del hogar.

A pesar de ello, consideramos que es una buena aproximación, pues estudiamos a los hijos mayores de cada núcleo familiar que han tenido un *shock* exógeno por el nacimiento de alguno de sus hermanos. Es decir, si bien no necesariamente son los primeros hijos nacidos, sí son los de mayor edad en el hogar en el momento de la encuesta. Además, dado que en este caso se tiene información para los habitantes del hogar sin restricción de edad, incluimos a niños de hasta 10 años.

Así, para la muestra de la Enaho, contamos con información de 256.655 hijos mayores que viven con alguno de sus padres en el hogar y no son parte de un nacimiento múltiple. De estos, 32.540 tienen 10 años o menos y por lo menos un hermano, entre los cuales 294 tienen por lo menos un hermano que fue parte de un nacimiento múltiple, 127 en el ámbito rural y 167 en el urbano.

Como se observa en la tabla 2, en este caso la edad promedio de los niños estudiados es de siete años. En promedio, los hogares tienen ingresos laborales por parte de la madre y el padre de 731 y 1.221 soles respectivamente; ingresos por transferencias privadas y públicas de 61 y 62 soles respectivamente; y un gasto mensual de 1.274 soles.

Tabla 2
Estadísticas descriptivas, selección de muestra Enaho 2009-2019

Variable	Promedio	Desv. est.	Observaciones
De los niños estudiados			
Edad en años	7,087	0,013	32.540
Hombre	0,513	0,003	32.540
Número de hermanos	1,317	0,003	32.540
1 hermano	0,747	0,002	32.540
2 hermanos	0,200	0,002	32.540
3 o más hermanos	0,053	0,001	32.540
Al menos un hermano es de nacimiento múltiple	0,009	0,001	32.540
De las madres			
Años de educación	9,399	0,024	31.493
Edad al primer nacimiento	22,458	0,030	32.540
Del hogar, trabajo y gasto			
La madre es jefa del hogar	0,083	0,002	32.540
La madre es jefa del núcleo familiar	0,237	0,002	32.540
Ámbito urbano	0,607	0,003	32.540
Ingreso mensual de la madre en ocupación principal	730,665	9,364	13.488
Ingreso mensual del padre en ocupación principal	1.221,133	10,207	23.423
Gasto mensual del hogar en alimentos	551,462	2,189	32.540
Gasto mensual del hogar excluyendo alimentos	722,846	4,662	32.540
Gasto mensual total del hogar	1.274,308	6,206	32.540
Ingreso mensual del hogar por transferencias privadas	61,168	1,183	32.540
Ingreso mensual del hogar por transferencias públicas	61,516	1,421	32.540

Notas. Estadísticas para la muestra seleccionada de niños de 10 o menos años de edad, que: son los hijos mayores del núcleo familiar en el hogar, viven con alguno de sus padres, no fueron parte de un nacimiento múltiple y tienen al menos un hermano menor.

Fuente: elaboración propia con datos de Enaho 2009-2019 (INEI).

Análisis de resultados

Resultados principales

En la tabla 3, reportamos los resultados principales de nuestra estrategia empírica para la muestra seleccionada. Encontramos un efecto significativo y negativo del número de hermanos sobre talla por edad (nutrición de largo plazo) para el período analizado (2009-2019) en su conjunto. Tener un hermano adicional disminuye la talla por edad del hermano mayor en 6,3 percentiles, lo que representa una disminución del 20% respecto al promedio del grupo sin nacimiento múltiple, que se ubica en el percentil 30.

Tabla 3
Efecto del número de hermanos sobre medidas de nutrición

	Talla por edad (percentil)	Peso por edad (percentil)	Hemoglobina ajustada por altura
2SLS, Número de hermanos	-0,063** (0,029)	-0,058 (0,045)	-0,198 (0,149)
Primera etapa, nacimiento múltiple	0,956*** (0,032)	0,955*** (0,033)	0,955*** (0,033)
OLS, Número de hermanos	-0,025*** (0,009)	-0,016 (0,012)	0,024 (0,047)
Promedio, grupo sin nacimiento múltiple	0,302	0,405	11,660
Observaciones	8.684	8.539	8.585

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. La primera fila muestra los estimados de la segunda etapa de MCO (2SLS) para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo mayor. La segunda fila muestra los estimados de la primera etapa. La tercera fila muestra estimados simples de MCO del número de hermanos. Los errores estándar, clusterizados a nivel de conglomerado, son mostrados en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Endes 2009-2019 (INEI).

Dado que la literatura sugiere la existencia de efectos heterogéneos según ámbito de residencia, dividimos la muestra analizada en ámbito urbano y rural. La tabla 4 muestra que en zonas urbanas existe evidencia de *trade-off* entre el número de hijos y la nutrición del hijo mayor, como se observa en los efectos negativos y significativos en las tres medidas de nutrición. En el caso del peso por edad (nutrición de corto plazo), el efecto llega incluso a ser de una magnitud del 28% respecto al nivel promedio para el grupo sin el choque exógeno de fertilidad expresado en un nacimiento múltiple.

En el ámbito rural, no hay efectos significativos para ninguna medida de nutrición, pero esta comparación debe tomar en cuenta que en todas las medidas de nutrición los niveles promedio son más altos en zonas urbanas. Aun así, la falta de evidencia de un efecto de *trade-off* en zonas rurales contrasta con lo hallado en zonas urbanas y amerita explorar los posibles mecanismos que expliquen esta diferencia.

Tabla 4
Efecto del número de hermanos sobre medidas de nutrición,
según ámbito de residencia

	Talla por edad (percentil)		Peso por edad (percentil)		Hemoglobina ajustada por altura	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
2SLS, número de hermanos	-0,072* (0,041)	-0,040 (0,035)	-0,133*** (0,048)	0,098 (0,089)	-0,323** (0,131)	0,077 (0,386)
Primera etapa, nacimiento múltiple	0,962*** (0,047)	0,940*** (0,009)	0,963*** (0,050)	0,940*** (0,010)	0,962*** (0,048)	0,939*** (0,010)
OLS, número de hermanos	-0,019 (0,015)	-0,025** (0,010)	-0,005 (0,018)	-0,019 (0,015)	0,074 (0,057)	-0,025 (0,075)
Promedio, grupo sin nacimiento múltiple	0,368	0,175	0,469	0,285	11,744	11,498
Observaciones	5.716	2.968	5.583	2.956	5.649	2.936

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. La primera fila muestra los estimados de la segunda etapa de MCO para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo mayor. La segunda fila muestra los estimados de la primera etapa. La tercera fila muestra estimados simples de MCO del número de hermanos. Los errores estándar, clusterizados a nivel de conglomerado, son mostrados en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Endes 2009-2019 (INEI).

Mecanismos

Puesto que nuestro modelo teórico predice que el *trade-off* ocurre a través de un efecto de «dilución de recursos», primero evaluamos cómo un hermano adicional afecta el gasto del hogar. Como se muestra en la tabla 5, un hijo más en la familia aumenta su gasto total en alimentos en ambos ámbitos de residencia.

Sin embargo, en zonas urbanas este aumento, de 94,9 soles al mes, no es lo suficientemente alto para mantener el nivel de gasto per cápita, de 142,9 soles. Además, tampoco encontramos evidencia que apunte a un aumento del gasto

total del hogar. Así, en el ámbito urbano, si bien el gasto total en alimentos al mes aumenta, el gasto per cápita en esta categoría disminuye. En cambio, en zonas rurales, el aumento promedio del gasto en alimentos (116,1 soles) es mayor que el gasto per cápita en alimentos (64,7 soles), e incluso se observa un aumento del gasto total del hogar en 162,1 soles al mes.

Ahora bien, dado que un adulto consume más alimentos que un niño pequeño, la distribución óptima de los recursos del hogar no necesariamente implica que su gasto en alimentos por persona tenga que aumentar en una proporción de uno a uno cuando se agrega un niño pequeño. De cualquier forma, estos resultados revelan que en zonas rurales no hay evidencia del efecto «dilución de recursos», mientras que en zonas urbanas sí, al menos en términos de gasto en alimentos para el hogar.

Tabla 5
Efecto del número de hermanos sobre el gasto del hogar, por ámbito de residencia

	Gasto mensual del hogar en alimentos		Gasto mensual del hogar, sin alimentos		Gasto mensual total del hogar	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
2SLS, número de hermanos	94,896** (40,950)	116,061** (45,697)	68,817 (95,773)	46,033 (38,551)	163,713 (129,024)	162,094** (75,797)
Primera etapa, nacimiento múltiple	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)
OLS, número de hermanos	52,589*** (5,975)	-14,350*** (3,387)	20,848* (11,987)	-7,353* (3,801)	73,437*** (15,776)	-21,703*** (6,293)
Promedio, grupo sin nacimiento múltiple	709,208	305,480	967,844	342,802	1.677,053	648,281
Promedio per cápita, sin nacimiento múltiple	142,881	64,672	197,853	71,408	340,734	136,081
Observaciones	19.219	12.274	19.219	12.274	19.219	12.274

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. La primera fila muestra los estimados de la segunda etapa de MCO para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo de estudio. La segunda fila muestra los estimados de la primera etapa. La tercera fila muestra estimados simples de MCO del número de hermanos. Los errores estándar, clusterizados a nivel de conglomerado, se muestran en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Enaho 2009-2019 (INEI).

Para entender esta heterogeneidad respecto al efecto dilución de recursos, exploramos mecanismos de ingresos laborales o por transferencias que

podrían anular el *trade-off* al aumentar el ingreso del hogar. Reportamos estos resultados en la tabla 6 para el ingreso mensual en la ocupación principal del padre y de la madre, así como sobre los ingresos del hogar por transferencias privadas y públicas.

Al respecto, solo encontramos efectos significativos del número de hijos sobre los ingresos mensuales en la ocupación principal de la madre en el ámbito urbano, asociado a 446 soles adicionales, es decir, un aumento del 51,8% sobre el promedio, de 862 soles. Pero este aumento en zonas urbanas no sería suficiente para compensar el efecto de dilución de recursos que parece existir en esas zonas. Además, los resultados en la tabla 6 son insuficientes para explicar la aparente inexistencia de dicho efecto en zonas rurales, porque no muestran un aumento importante del ingreso en esas zonas. Todo lo cual deja para futuros estudios la tarea de investigar cómo en zonas rurales las familias parecen no estar sujetas al efecto de dilución de recursos, mientras que en zonas urbanas sí lo están.

Tabla 6
Mecanismos proveedores de ingresos, por ámbito de residencia

	Madre: ingreso mensual en ocupación principal		Padre: ingreso mensual en ocupación principal		Ingreso mensual del hogar por transferencias privadas		Ingreso mensual del hogar por transferencias públicas	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
2SLS, número de hermanos	446,241** (177,523)	78,122 (85,234)	33,735 (135,532)	177,965 (115,087)	-1,806 (17,335)	-1,170 (8,076)	88,161 (71,327)	0,936 (9,309)
Primera etapa, nacimiento múltiple	1,039*** (0,056)	1,105*** (0,099)	1,104*** (0,054)	1,191*** (0,081)	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)
OLS, número de hermanos	45,679** (22,410)	-8,207 (10,705)	33,557 (27,245)	-41,395*** (10,223)	0,332 (3,797)	-3,858*** (0,795)	-2,789 (3,976)	1,862 (1,342)
Promedio, grupo sin nacimiento múltiple	861,787	352,060	1.601,017	605,379	89,469	17,615	65,744	53,780
Observaciones	9.918	3.568	14.432	8.982	19.219	12.274	19.219	12.274

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. La primera fila muestra los estimados de la segunda etapa de MCO para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo de estudio. La segunda fila muestra los estimados de la primera etapa. La tercera fila muestra estimados simples de MCO del número de hermanos. Los errores estándar, clustringados a nivel de conglomerado, se muestran en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Enaho 2009-2019 (INEI).

Pruebas de robustez

Para evaluar la robustez de nuestros resultados principales, utilizamos distintas especificaciones, que reportamos en el anexo 2. Primero, estimamos los efectos en regresiones sin controles, donde vemos que se mantiene el signo negativo, pero con menor magnitud. Esta reducción se explica porque los controles utilizados (a la luz de la literatura especializada) consideran características observables de la madre que influyen en la probabilidad de ocurrencia de un nacimiento múltiple.

Segundo, a los controles estándar agregamos el intervalo entre el nacimiento del primer y el segundo hijo como prueba de robustez. Este ejercicio brinda luces sobre si el efecto de un nacimiento múltiple se da realmente por el corto intervalo entre nacimientos, o por el aumento del tamaño de la familia. Como aclaran Black *et al.* (2010), dado que el intervalo entre hijos es endógeno, no se puede inferir causalidad de estas estimaciones. A pesar de ello, observamos que se mantienen los resultados principales, lo que sugiere que el efecto observado proviene del aumento del tamaño de la familia y no de la cercanía entre los nacimientos.

Tercero, separamos la muestra en dos períodos, de 2009 a 2014, y de 2015 a 2019. Para el primero, ya no se encuentran efectos negativos, sino más bien un efecto positivo y significativo en la hemoglobina ajustada. Por el contrario, en el segundo período hallamos resultados negativos y significativos para las tres medidas de nutrición. Los cambios en políticas sociales de lucha contra la anemia podrían explicar el cambio en la relación entre el número de hijos y el *trade-off* nutricional. Por ejemplo, en 2008 se inició el programa de entrega de micronutrientes para niños de 6 a 36 meses, que fue efectivo para reducir la anemia, pero tuvo problemas de implementación desde 2012 (Alcázar, 2016). Si bien los cambios en políticas públicas pueden afectar la relación entre el número de hijos y la desnutrición, está fuera del alcance de la investigación examinar esta interacción.

Por último, estimamos una especificación cuadrática para explorar la existencia de efectos marginalmente crecientes o decrecientes. En este caso, las primeras etapas del término lineal y cuadrático no son significativas, lo que indica que no es una especificación adecuada. Esto era de esperarse, pues no hay suficiente variabilidad en el número de hermanos como para estudiar efectos marginales diferenciados, dado que los niños en la muestra tienen entre uno y tres hermanos.

Conclusiones

La presente investigación ha identificado el efecto del número de hijos en la nutrición del hijo mayor, sobre la base del modelo teórico Q-Q y de una

estrategia empírica con nacimientos múltiples como variable instrumental. Así, hemos verificado la existencia de una relación causal entre la cantidad de hijos y la desnutrición infantil a nivel de toda la muestra analizada, donde encontramos que el número de hijos tiene un efecto negativo y significativo sobre la talla por edad (nutrición de largo plazo) en todo el período analizado (2009-2019), así como también sobre las otras dos medidas de nutrición: el peso por edad (nutrición de corto plazo) y el nivel de hemoglobina (marcador de anemia), durante el subperíodo 2015-2019.

Sin embargo, al dividir la muestra por ámbito de residencia, para las zonas urbanas hallamos evidencia de un *trade-off* entre cantidad de hijos y nutrición del hijo mayor en las tres medidas de nutrición; mas no para las zonas rurales. Para entender la razón detrás de esta heterogeneidad, exploramos posibles mecanismos de distribución del gasto del hogar. Y encontramos que, si bien el número de hijos tiene un efecto positivo sobre el gasto total en alimentos del hogar en ambos ámbitos de residencia, el aumento en zonas urbanas es menor y puede no compensar la expansión del tamaño de la familia. Es decir, en zonas urbanas predomina el efecto de dilución de recursos (por el cual el gasto en alimentos por hijo baja conforme aumenta el número de hijos), pero no encontramos evidencia de que este sea el caso en zonas rurales. Por último, exploramos variaciones en las fuentes de ingresos laborales o por transferencias que expliquen esa diferencia en el gasto, pero no encontramos evidencia que contribuya a comprender las razones de la heterogeneidad respecto a la dilución de recursos.

Una limitación de nuestro estudio es que nos concentramos en hogares en los que el hijo mayor es menor de cinco años, lo cual reduce la proporción de familias con más de cuatro hijos. Esto impide estudiar apropiadamente efectos marginalmente crecientes o decrecientes conforme crece el número de hijos. Adicionalmente, cabe recalcar que los únicos hijos estudiados son los mayores, debido a que la estrategia de identificación no permite la comparabilidad de hijos de distinto orden. Es plausible que haya heterogeneidad de efectos dependiendo del orden de nacimiento y del ámbito de residencia, pendientes de exploración por futuras investigaciones.

Referencias

- Agüero, J., & Marks, M. (2008). Motherhood and female labor force participation: Evidence from infertility shocks. *American Economic Review*, 98(2), 500-504. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.98.2.500>

- Alcázar, L. (2016). Algunas reflexiones sobre los programas alimentarios y nutricionales: cambios y retos durante la última década. En Grade (Ed.), *Investigación para el desarrollo en el Perú: once balances* (pp. 251-296). Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo (Grade). https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/programasalimentarios_LA_35.pdf
- Angrist, J., & Evans, N. (1998). Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size. *American Economic Review*, 88(3), 450-477. <http://www.jstor.org/stable/116844>
- Angrist, J., Lavy, V., & Schlosser, A. (2010). Multiple experiments for the causal link between the quantity and quality of children. *Journal of Labor Economics*, 28(4), 773-824. <https://www.jstor.org/stable/10.1086/653830>
- Åslund, O., & Grönqvist, H. (2010). Family size and child outcomes: Is there really no trade-off? *Labour Economics*, 17(1), 130-139. <https://www.sciencedirect.com/journal/labour-economics/vol/17/issue/1>
- Banco Mundial. (2006). *Repositioning nutrition as central to development: A strategy for large-scale action*. The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/7409>
- Banco Mundial. (2017). *An investment framework for nutrition reaching the global targets for stunting, anemia, breastfeeding, and wasting*. The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/26069>
- Beasley, N., Hall, A., & Tomkins, A. (2000). The health of enrolled and non-enrolled children of school age in Tanga, Tanzania. *Acta Tropica*, 76(3), 223-229. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10974162>
- Becker, G. (1960). An economic analysis of fertility. En NBER (Ed.), *Demographic and economic change in developed countries* (pp. 209-240). Columbia University Press. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c2387.pdf>
- Becker, G., & Lewis, H. (1973). On the interaction between the quantity and quality of children. *Journal of Political Economy*, 81(2), S279-S288. <https://www.jstor.org/stable/1840425>
- Bhalotra, S., & Clarke, D. (2016). *The twin instrument*. IZA Discussion Paper N.º 10505. Institute of Labour Economics. <https://ftp.iza.org/dp10405.pdf>
- Bhalotra, S., & Clarke, D. (2018). *The twin instrument: Fertility and human capital investment*. IZA Discussion Paper N.º 11878. Institute of Labour Economics. <https://ftp.iza.org/dp11878.pdf>
- Black, S., Devereux, P., & Salvanes, K. (2005). The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 669-700. <https://www.jstor.org/stable/25098749>
- Black, S., Devereux, P., & Salvanes, K. (2010). Small family, smart family? Family size and the IQ scores of young men. *The Journal of Human Resources*, 45(1), 33-58. <https://www.jstor.org/stable/20648936>

- Bougma, M., Pasquier-Dourmer, L., Legrand, T., & Kobiané, J. (2014). Fertility and schooling in Ouagadougou: The role of family networks. *Population*, 69(3), 391-418. doi:10.3917/popu.1403.0433
- Brito, G., & Onis, M. (2004). Growth status, behavior and neuropsychological performance: A study of Brazilian school age children. *Arquivos de Neuropsiquiatria*, 62(4), 949-954. doi:10.1590/s0004-282x2004000600004
- Cueto, S., Guerrero, G., Leon, J., De Silva, M., Huttly, S., Penny, M., Lanata, C. F., & Villar, E. (2012). *Social capital and education outcomes in urban and rural Peru*. Young Lives Working Paper N.º 28. <http://www.ninosdelmilenio.org/wp-content/uploads/2012/10/wp28.pdf>
- Fink, G., Peet, E., Danaei, G., Andrews, K., McCoy, D., Sudfeld, C., Smith, M., Ezzati, M., & Fawzi, W. (2016). Schooling and wage income losses due to early-childhood growth faltering in developing countries: National, regional, and global estimates. *American Journal of Clinical Nutrition*, 1(104), 104-112. doi:10.3945/ajcn.115.123968
- Glick, P., Marini, A., & Sahn, D. (2007). Estimating the consequences of unintended fertility for child health and education in Romania: An analysis using twins data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(5), 667-691. doi:10.1111/j.1468-0084.2007.00476.x
- Harpham, T. (2002). *Measuring the social capital of children*. Young Lives Working Paper 4. <https://www.younglives.org.uk/content/measuring-social-capital-children>
- Hatton, T., & Martin, R. (2010). Fertility decline and the heights of children in Britain, 1886-1938. *Explorations in Economic History*, 47(4), 505-519. doi:10.1016/j.eeh.2010.05.003
- Hatton, T., Sparrow, R., Suryadarma, D., & Van Der Eng, P. (2018). Fertility and the health of children in Indonesia. *Economics and Human Biology*, 28, 67-78. doi:10.1016/j.ehb.2017.12.002
- Horton, S., & Steckel, R. (2014). Malnutrition: Global economic losses attributable to malnutrition 1900-2000 and projections to 2050. En B. Lomborg (Ed.), *How much have global problems cost the world?* (pp. 247-272). Cambridge University Press. doi:https://doi.org/10.1017/cbo9781139225793.010
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2014). *Perú: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – Endes*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1211/pdf/Libro.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2017). *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – Endes 2016*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1433/pdf/Libro.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2018a). *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – Endes 2017*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1525/index.html

- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2018b). *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – Endes 2017: series anuales de indicadores principales de la Endes*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1643/libro.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2018c). *Perú: Perfil sociodemográfico – informe nacional*. Lima. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1539/index.html
- Ivanovic, D., Perez, H., Olivares, M., Díaz, N., Leyton, B., & Ivanovic, R. (2004). Scholastic achievement: A multivariate analysis of nutritional, intellectual, socioeconomic, sociocultural, familial, and demographic variables in Chilean school-aged children. *Nutrition*, 20(10), 878-889. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15474876>
- Jensen, R. (2012). Another mouth to feed? The effects of (in)fertility on malnutrition. *CESifo Economic Studies*, 58(2), 322-347. doi:org/10.1093/cesifo/ifs014
- Kahn, B., Lumey, L., Zybert, P., Lorenz, J., Cleary-Goldman, J., D'Alton, M., & Robinson, J. (2003). Prospective risk of fetal death in singleton, twin, and triplet gestations: Implications for practice. *Obstetrics & Gynecology*, 102(4), 685-692. doi: 10.1016/s0029-7844(03)00616-1
- Li, J., Dow, W., & Rosero-Bixby, L. (2014). The declining effect of sibling size on children's education in Costa Rica. *Demographic Research*, 31(48), 1431-1454. doi:10.4054/DemRes.2014.31.48
- Li, J., Dow, W., & Rosero-Bixby, L. (2017). Education gains attributable to fertility decline: Patterns by gender, period, and country in Latin America and Asia. *Demography*, 54(4), 1353-1373. doi:10.1007/s13524-017-0585-z
- Millimet, D., & Wang, L. (2011). Is the quantity-quality trade-off a trade-off for all, none, or some? *Economic Development and Cultural Change*, 60(1), 155-195. doi:10.1086/661216
- Mogstad, M., & Wiswall, M. (2016). Testing the quantity-quality model of fertility: Estimation using unrestricted family size models. *Quantitative Economics*, 7(1), 157-192. doi:10.3982/QE322
- OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos). (2001). *The well-being of nations: The role of human and social capital*. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. <http://www.oecd.org/site/worldforum/33703702.pdf>
- Philipsen, E. (2008). Nutrition in multifetal pregnancy. En C. Lammi-Keefe, S. Couch & E. Philipsen (Eds.), *Handbook of nutrition and pregnancy* (pp. 93-100). Nueva Jersey: Humana Press. <https://www.springer.com/gp/book/9781617377983>
- Rosenzweig, M., & Wolpin, K. (1980). Testing the quantity-quality fertility model: The use of twins as a natural experiment. *Econometrica*, 48(1), 227-240. doi:10.2307/1912026
- Shinagawa, S., Suzuki, S., Chihara, H., Otsubo, Y., Takeshita, T., & Araki, T. (2005). Maternal basal metabolic rate in twin pregnancy. *Gynecologic and Obstetric Investigation*, 60(3), 145-148. doi: 101159/000086132

Anexos

Anexo 1: Resumen de la literatura relevante

Autores	Año	País	VARIABLES dependientes	Instrumento	Resultados
Rosenzweig, M.; Wolpin, K.	1980	India	Años de escuela Consumo de bienes durables	Nacimiento múltiple	Encuentran un efecto negativo sobre las medidas de calidad.
Black, S.; Devereux, P.; Salvanes, K.	2005	Noruega	Años de escuela Ingresos en la adultez Empleo en la adultez Embarazo adolescente	Nacimiento múltiple	Efecto del tamaño de la familia no es significativo.
Cáceres-Delpiano, J.	2006	Estados Unidos	Matrícula en escuela privada Participación laboral de la madre Divorcio de los padres Repetición de grado escolar	Nacimiento múltiple	Efecto negativo sobre probabilidad de atender una escuela privada y sobre la participación de la madre en la fuerza laboral, e incrementa la probabilidad de que los padres se divorcien.
Glick, P.; Marini, A.; Sahn, D.	2007	Rumania	Puntuación z de altura para la edad Matrícula escolar para niños entre 7 y 14 años	Nacimiento múltiple	Efecto negativo sobre las inversiones de capital humano en los hijos nacidos posteriormente.
Aslund, O.; Gronqvist, H.	2007	Suecia	Años de escuela Ingresos Notas escolares	Nacimiento múltiple	No encuentran efecto para años de escolaridad ni resultados en el mercado laboral. Sí hay efecto negativo sobre variables intermedias (notas en primaria y secundaria). El efecto es mayor en familias menos educadas, y el impacto aumenta con el tamaño de la familia y el orden de nacimiento.

Autores	Año	País	Variables dependientes	Instrumento	Resultados
Agiiero J.; Marks, M.	2008	Bolivia, Brasil, Colombia, Guatemala, Perú y República Dominicana	Matrícula escolar y años de escuela estandarizados Peso para la edad, altura para la edad, estado de lactancia	Infertilidad	Efecto negativo del número de hijos sobre indicadores de salud (peso para la edad y práctica de lactancia), pero no para educación.
Angrist, J.; Lavay, V.; Schlosser, A.	2010	Israel	Completar escolaridad Estado en el mercado laboral Ingresos adultos Estado marital Fertilidad	Nacimiento múltiple Composición de sexo	No encuentran evidencia de <i>male-off</i> para ninguna medida con ningún instrumento.
Black, S.; Devereux, P.; Salvanes, K.	2010	Noruega	Coeficiente intelectual	Nacimiento múltiple Composición de sexo	Composición de sexo: no muestran efectos significativos. Nacimiento múltiple: muestra que existe un efecto negativo significativo.
Hatton, T.; Martín, R.	2010	Reino Unido	Talla por edad	Nacimiento múltiple	Efecto negativo sobre la altura.
Agiiero J.; Marks, M.	2011	26 países en desarrollo, incluidos el Perú y otros seis países latinoamericanos	Participación laboral femenina en trabajo remunerado y no remunerado (mujer trabajó en los últimos 12 meses)	Infertilidad	No afecta ni la probabilidad de trabajar ni la intensidad del trabajo, pero sí impacta el tipo de trabajo que la mujer busca. Encuentran un efecto del tamaño de la familia sobre la participación laboral de mujeres jóvenes (35 años o menos) y encuentran un efecto negativo en la participación en la fuerza laboral remunerada.

Autores	Año	País	Variables dependientes	Instrumento	Resultados
Millimet, D.; Wang, L.	2011	Indonesia	Altura para edad BMI para edad	Composición de sexo	No encuentran evidencia en promedio del <i>trade-off</i> . Existe evidencia significativa del <i>trade-off</i> en algunos percentiles de las colas de distribución de IMC.
Jensen, R.	2012	India	Altura para edad Peso para altura	Infertilidad	Efecto negativo sobre peso para altura de niñas, mas no para niños. Efecto no significativo en altura para edad.
Ponczek, V.; Andre, P.	2012	Brasil	Trabajo infantil Participación en las tareas del hogar Asistencia a la escuela	Nacimiento múltiple	Efecto positivo sobre participación en trabajo infantil para hombres y mujeres, en tareas del hogar para mujeres jóvenes. Efecto negativo en logro escolar.
Bougma, M.; LeGrand, T.; Kobiané, J.	2014	Burkina Faso	Años de escuela	Infertilidad	Efecto negativo del número de hermanos en todas las medidas (y mayor en términos absolutos que el estimador MCO)
Li, J.; Dow, W.; Rosero-Bixby, L.	2014	Costa Rica	Años de secundaria culminados	Composición de sexo	Entre los grupos nacidos antes de 1980, efecto negativo sobre probabilidad de culminar secundaria. Para el grupo nacido después de 1980, la relación desaparece.
Cools, S.; Hart, R.	2016	Noruega	Fertilidad en la adultez	Composición de sexo	Efecto positivo sobre la fertilidad masculina, pero efecto negativo sobre la fertilidad femenina.

Autores	Año	País	Variables dependientes	Instrumento	Resultados
Hatton, T.; Sparrow, R.; Suryadarma, D.; Van der Eng, P.	2017	Indonesia	Puntuación z de altura	Acceso a anticonceptivos Acceso a televisión	Una reducción de un tercio de una desviación estándar en la puntuación z de altura. El efecto es más fuerte entre familias con madres menos educadas y está presente tanto en un ambiente urbano como en uno rural.
Li, J.; Dow, W.; Rosero-Bixby, L.	2017	5 países de Asia y 12 de América Latina, incluido el Perú	Años de secundaria culminados	Composición de sexo	Un hermano más reduce la probabilidad de culminar la educación secundaria en 6 pp. para mujeres y en 4 pp. para hombres. Perú, 1993: 2 pp. para hombres y 4 pp. para mujeres. Perú, 2007: 3 pp. para hombres y 2 pp. para mujeres.

Elaboración propia.

Anexo 2: Pruebas de robustez

	Talla por edad (percentil)	Peso por edad (percentil)	Hemoglobina ajustada por altura
(1) Sin controles, efecto 2SLS	-0,020 (0,040)	-0,013 (0,044)	-0,212 (0,143)
(2) Intervalos de nacimiento, efecto 2SLS	-0,063** (0,029)	-0,058 (0,044)	-0,199 (0,145)
(3) 2009-2014, efecto 2SLS	0,006 (0,062)	0,058 (0,049)	0,743** (0,335)
(3) 2015-2019, efecto 2SLS	-0,084** (0,033)	-0,092* (0,054)	-0,418*** (0,146)
(4) Especificación cuadrática, efecto lineal 2SLS	1,839 (2,999)	-5,598 (6,818)	-14,209 (17,439)
(4) Especificación cuadrática, efecto cuadrático 2SLS	-0,624 (0,984)	1,817 (2,261)	4,596 (5,787)
Primera etapa para término lineal, coeficiente lineal	-3,887 (3,143)	-4,170 (3,292)	-4,288 (3,371)
Primera etapa para término lineal, coeficiente cuadrático	1,664 (1,079)	1,762 (1,131)	1,803 (1,158)
Primera etapa para término cuadrático, coeficiente lineal	-14,772 (11,512)	-15,728 (12,003)	-16,291 (12,399)
Primera etapa para término cuadrático, coeficiente cuadrático	6,077 (3,971)	6,408 (4,142)	6,602 (4,279)

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. Estimados de la segunda etapa de MCO para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo de estudio. Los errores estándar, clusterizados a nivel de conglomerado, se muestran en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Endes 2009-2019 (INEI).

Elección de carrera, *mismatch* horizontal y salarios: evidencia para el Perú⁴⁴

Edicson Luna Román
Gonzalo Torres Miró Quesada

Introducción

Existe amplia evidencia de que los egresados universitarios empleados en trabajos que no guardan relación con la carrera que estudiaron obtienen menores salarios que sus pares en trabajos sí relacionados. La literatura especializada denomina a este fenómeno «penalización de salarios por *mismatch* horizontal»⁴⁵ y lo considera un desajuste perjudicial para la economía en su conjunto; entre otros motivos, porque reduce tanto el retorno a la inversión en educación como la recaudación tributaria (Robst, 2007; Malamud, 2010; Nordin, Persson, & Rooth, 2010; Bender & Roche, 2013; Kinsler & Pavan, 2015).

Los factores explicativos de por qué ciertas personas terminan en situaciones de *mismatch* horizontal son diversos. Por ejemplo, desde una perspectiva educacional, la carrera estudiada puede determinar la factibilidad de conseguir un empleo no relacionado con la formación universitaria. Así, las tasas más bajas de *mismatch* suelen darse entre egresados de carreras pertenecientes al campo de ciencias de la salud, posiblemente debido a que dichas carreras imparten habilidades específicas útiles para una gama delimitada de empleos (Robst,

⁴⁴ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica aprobado en junio de 2019. Sus autores agradecen al profesor Oswaldo Molina por su valiosa ayuda como asesor de esta investigación.

⁴⁵ El *mismatch* horizontal es un desajuste entre las habilidades adquiridas por un trabajador durante sus estudios universitarios y las demandadas por el empleo laboral que desempeña. Se lo denomina así para distinguirlo del *mismatch* vertical, consistente en un desajuste entre el nivel de educación ofertado por los trabajadores y el demandado en el mercado laboral; por ejemplo, cuando trabajadores con estudios de posgrado están empleados para labores que solo requieren estudios de pregrado (Allen & Van der Velden, 2001).

2007). También existen otros factores que incrementan la probabilidad del *mismatch* horizontal, como enfrentar recesiones económicas tras graduarse (Wolbers, 2003), ser un recién graduado (Hensen *et al.*, 2009); entre otros factores (para una revisión exhaustiva, véase Somers *et al.*, 2018).

Esta investigación busca responder tres preguntas. Primera, si el *mismatch* horizontal penaliza los salarios en el mercado laboral peruano. Segunda, si dicha penalización es más pronunciada para carreras que imparten habilidades específicas. Tercera, si el motivo por el cual las personas eligen su carrera universitaria influye sobre la probabilidad de que terminen trabajando en ocupaciones no relacionadas con sus estudios.

Para ello, utilizamos la Encuesta a Egresados Universitarios (EEU) realizada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) en 2014. Esta es representativa a nivel nacional y cuenta con una muestra de 10.523 egresados universitarios de entre 21 y 30 años. Incluye variables como la carrera que estudiaron los egresados, si consideran que su ocupación laboral guarda relación con su carrera, su salario, el principal motivo por el cual escogieron su carrera y un amplio conjunto de variables demográficas.

Nuestra estrategia empírica consiste en lo siguiente. Primero, estimamos el impacto del *mismatch* horizontal sobre el nivel de salarios utilizando un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Este incluye efectos fijos a nivel de carreras, universidades, departamentos y rubros de ocupación laboral, así como diversos controles demográficos que incluyen una *dummy* de pertenencia al tercio superior en la universidad como *proxy* de habilidad. Segundo, clasificamos a las carreras en grupos utilizando la metodología Isced Fields of Education and Training 2013, la cual es una clasificación internacional de carreras validada por la Unesco, Eurostat y la OCDE (Unesco, 2014). Tercero, exploramos heterogeneidades de este impacto entre los distintos grupos de carreras usando interacciones. Cuarto, cuantificamos el grado de especificidad de las habilidades adquiridas por los egresados de cada grupo de carreras usando la proporción de ellos que trabaja en las tres ocupaciones más populares para su respectivo grupo de carreras (Altonji, Blom, & Meghir, 2012), y mediante un coeficiente de Gini estimamos qué tan desiguales son las remuneraciones entre las distintas ocupaciones en las que están empleados los egresados de un mismo grupo de carreras (Leighton & Speer, 2017). Quinto, utilizamos un modelo de probabilidad lineal para estimar el impacto de elegir una carrera por motivos distintos de la orientación vocacional (empleabilidad, influencia de padres y amigos, costo de la profesión u otros), sobre la probabilidad de terminar en una situación de *mismatch* horizontal.

Nuestros resultados muestran que encontrarse en *mismatch* horizontal reduce el salario en 0,545 puntos logarítmicos. Esto corresponde a una reducción del 72% del salario promedio de la muestra. Esta penalización es más pronunciada para los egresados de carreras de Arquitectura, Construcción y Enfermería, las cuales también se encuentran entre las que proveen habilidades más específicas. No obstante, los egresados de otros grupos de carreras, como Educación, Humanidades, Ciencias Sociales, Periodismo e Información, Administración y Negocios, Derecho, Ciencias Físicas, Matemáticas y Estadística, Ingeniería, Agricultura y Silvicultura, Pesca, Medicina, Bienestar y Servicios, también obtienen menores salarios si trabajan en ocupaciones no relacionadas con su formación universitaria.

Además, nuestros resultados indican que los egresados universitarios cuya elección de carrera fue por motivos de empleabilidad, influencia de familiares o amigos, o costo de la carrera, enfrentan una probabilidad del 3, 4 y 10% –respectivamente– más alta de encontrarse en una situación de *mismatch* horizontal que sus pares cuya elección fue por orientación vocacional.

Esta investigación realiza tres contribuciones a la literatura especializada. Primero, salvo por un estudio basado en China (Zhu, 2014), no existe ninguna investigación sobre la penalización de salarios por *mismatch* horizontal para países en desarrollo⁴⁶. Segundo, si bien en esa literatura es común la discusión sobre cómo los egresados de carreras que imparten habilidades específicas son aquellos que experimentan una penalización de salarios más pronunciada si se encuentran en un *mismatch* horizontal (Kinsler & Pavan, 2015), no se ha relacionado dicha penalización con las mediciones de especificidad que nosotros proponemos. Tercero, si bien existe evidencia de que motivos no pecuniarios influyen sobre la elección de carrera (Altonji, Arcidiacono, & Maurel, 2015), se ha estudiado poco cómo estos motivos pueden influir sobre la probabilidad de terminar en una situación de *mismatch* horizontal⁴⁷.

⁴⁶ Este tema ha sido estudiado para los siguientes países desarrollados: Estados Unidos (Robst, 2007; Bender & Roche, 2013; Kinsler & Pavan, 2015), Inglaterra y Escocia (Malamud, 2010), y Suecia (Nordin *et al.*, 2010). Para el Perú, los estudios más relacionados se han enfocado en los determinantes del *mismatch* vertical y su efecto sobre los salarios (Manrique, 2017).

⁴⁷ Al respecto, Humlum, Kleinjans y Nielsen (2012) realizan un análisis factorial para Dinamarca y encuentran que las personas deciden qué estudiar tomando en cuenta que su carrera será un medio para configurar su identidad personal: un grupo asociado a un «factor de carrera» valora más el éxito y suele elegir carreras como negocios, leyes o ciencias sociales; mientras que un grupo asociado a un «factor social» valora más contribuir a la sociedad y escoge carreras como, por ejemplo, ciencias de la salud. Por otro lado, Zafar (2013) encuentra, para una muestra de estudiantes de los Estados Unidos, que obtener la aprobación de los padres es uno de los principales motivos para la elección de carrera. Altonji *et al.* (2015) realizan una revisión de la literatura aportante a la evidencia existente sobre cómo motivos no pecuniarios influyen en la elección de carrera.

Nuestros hallazgos también tienen implicancias prácticas relevantes para la elección de carrera y la relacionada política pública en el Perú. En concreto, un mejor conocimiento sobre qué carreras están asociadas a una mayor penalización salarial por *mismatch* horizontal podría ser un factor importante de decisión a la hora de elegir qué carrera estudiar. Por ejemplo, si no se tiene certeza de poder o querer conseguir un empleo relacionado con la potencial carrera por elegir, entonces podría ser preferible escoger una carrera asociada a una baja penalización salarial por *mismatch* horizontal.

Una política al respecto que podría ser puesta en práctica es la provisión de información sobre la incidencia del *mismatch* horizontal y la respectiva penalización salarial para las diferentes combinaciones de carrera-universidad o carrera-instituto que se muestran en el observatorio de empleo y educación «Ponte en Carrera». Esta información es relevante no solo para los estudiantes, sino también para los padres, en la medida en que influyan en la decisión de sus hijos y, como mostraremos, puedan inducir una mayor probabilidad de ocurrencia del *mismatch* horizontal⁴⁸.

La estructura de este ensayo es la siguiente. En la sección 2, presentamos el marco analítico de nuestra investigación. En la sección 3, explicamos nuestra metodología para la identificación empírica a partir de los datos utilizados. En la sección 4, analizamos nuestros principales resultados. Y en la sección 5, resumimos las conclusiones y recomendaciones.

Marco analítico

El marco analítico de esta investigación está compuesto por dos partes. La primera consiste en cómo la penalización salarial por *mismatch* horizontal se fundamenta en la teoría del capital humano. En concreto, mediante la elección de una carrera determinada, las personas adquieren capital humano específico que les sirve para desenvolverse adecuadamente en ocupaciones relacionadas con lo que estudiaron (Shaw, 1984). En este sentido, quienes hayan adquirido competencias relevantes para la ocupación en la que se desempeñan laboralmente son mejor remunerados que quienes no, pues los empleadores premian la posesión de estas competencias (Kinsler & Pavan, 2015). Por el contrario, quienes estén en *mismatch* horizontal pueden haber adquirido habilidades no necesariamente transferibles a la ocupación en la que se encuentran y, por tanto, no ser premiados por ellas.

⁴⁸ Este fenómeno no es trivial. Ipsos (2018) encontró que el 20% de los jóvenes limeños de entre 15 y 18 años señalan que los principales responsables de la elección de su carrera universitaria fueron sus padres.

La idea de que una porción del capital humano acumulado de un trabajador no es universalmente aplicable a cualquier trabajo lleva ya varias décadas de haber sido incorporada en modelos de elección de carrera y ocupación. Inicialmente, se concibió la noción de que las habilidades de los trabajadores debían ajustarse a las necesidades específicas de empleadores individuales (Becker, 1962). Luego, esta idea fue expandida al considerarse que el capital humano podía ser específico a ocupaciones, industrias o ubicaciones geográficas (McCall, 1990; Neal, 1995; Parent, 2000; Kennan & Walker, 2011; Pavan, 2011). Pero, en esos modelos, los únicos canales mediante los cuales los trabajadores podían acumular capital humano eran los años de educación o la experiencia laboral. En cambio, ahora también se considera que la elección de carrera es una forma de acumulación de capital y que el grado de transferibilidad del capital humano entre distintas ocupaciones es lo que determina la magnitud de la penalización de los salarios por un *mismatch* (Kinsler & Pavan, 2015).

La segunda parte de nuestro marco analítico consiste en entender la elección de la carrera y el empleo como procesos de maximización de utilidad de individuos. Ello plantea una lógica de decisión según la cual las personas escogen una carrera que maximice sus retornos pecuniarios y no pecuniarios, en función de qué tanto creen que la carrera se alineará con sus preferencias respecto a ambos tipos de retornos (Humlum *et al.*, 2012). También eligen un empleo siguiendo la misma lógica (Zhan, 2015). En consecuencia, es posible que quienes elijan una carrera por motivos extrínsecos no alineados con sus preferencias no pecuniarias sean más propensos a terminar trabajando en ocupaciones no relacionadas con lo que estudiaron.

Metodología

Datos

Variables demográficas

Como principal fuente de información, utilizamos la Encuesta a Egresados Universitarios (EEU) realizada en el año 2014 por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2015). La tabla 1 presenta estadísticas descriptivas sobre variables que incluimos como controles en nuestras estimaciones. Con respecto a características de los egresados: un 43% de ellos son hombres, un 14% tienen como primera lengua una distinta del español, un 50% perteneció al tercio superior de su universidad, y, en promedio, tienen 30 meses transcurridos de egresados universitarios. Por otro lado, con respecto a características de los hogares de los egresados: un 11% tiene una fachada hecha de

un material distinto del ladrillo, un 9% tiene un piso de tierra, un 22% posee un techo de un material distinto del concreto, un 4% no cuenta con acceso a agua potable, un 5% no cuenta con acceso a desagüe, menos del 0,1% no cuenta con acceso a electricidad y un 27% no cuenta con acceso a internet.

Tabla 1
Estadísticas de egresados y sus hogares

Variable	Media	Error estándar	Observaciones
Características del egresado			
Hombre	0,430	0,495	10,523
Lengua nativa	0,139	0,346	10,276
Pertenencia al tercio superior en la universidad	0,504	0,500	10,523
Meses transcurridos desde su egreso	29,585	13,622	10,522
Características del hogar			
Fachada de un material distinto del ladrillo	0,112	0,316	10,523
Piso de tierra	0,085	0,278	10,523
Techo de material distinto del concreto	0,222	0,416	10,523
Falta de acceso a agua potable	0,039	0,194	10,523
Falta de acceso a desagüe	0,048	0,213	10,523
Falta de acceso a electricidad	0,001	0,032	10,523
Falta de acceso a internet	0,268	0,443	10,523

Fuente: elaboración propia con datos de la EEU (INEI, 2015).

Clasificación de carreras

Por otro lado, clasificamos las carreras listadas en la EEU siguiendo dos metodologías distintas. En primer lugar, utilizamos una clasificación de carreras según áreas de estudio, a un nivel general, basada en la Isced Fields of Education and Training 2013 (UNESCO, 2014)⁴⁹. A partir de ella, identificamos 10 grupos de carreras: (i) Educación; (ii) Artes y Humanidades; (iii) Ciencias Sociales, Periodismo e Información; (iv) Negocios, Administración y Derecho; (v) Ciencias Naturales, Matemáticas y Estadística; (vi) Tecnologías de

⁴⁹ Esta clasificación de carreras fue elaborada inicialmente en 1999 por el Institute for Statistics de la Unesco. La última versión fue realizada en 2013. Esta clasificación ha sido validada por Eurostat y la OCDE.

Comunicación e Información; (vii) Ingeniería, Manufactura y Construcción; (viii) Agricultura, Silvicultura, Pesca y Veterinaria; (ix) Salud y Bienestar; y (x) Servicios (véase el anexo A, tabla A.1.). Alrededor de dos tercios de la muestra está compuesta por egresados de carreras pertenecientes a Negocios, Administración y Derecho; Ingeniería, Manufactura y Construcción; o Salud y Bienestar (véase la tabla A.2.). En segundo lugar, utilizamos una desagregación más detallada de la misma fuente, con la cual identificamos 23 grupos de carreras distintos (véase la tabla A.3.).

Mismatch horizontal

Para medir el *mismatch* horizontal, utilizamos una variable autorreportada en la EEU y construimos una *dummy* que toma el valor de 1 si los individuos respondieron que su trabajo no guardaba relación con su formación profesional y 0 de otro modo. Como se observa en la tabla 2, el 15% de los encuestados reportaron estar en un *mismatch* horizontal. Sin embargo, hay heterogeneidad entre los grupos de carreras: los egresados de carreras de Salud y Bienestar; Negocios, Administración y Derecho; y Tecnologías de la Información y Comunicación son los que tienen una menor propensión a trabajar en ocupaciones no relacionadas con sus estudios. Además, la brecha salarial promedio entre no estar en *mismatch* horizontal y sí estarlo es positiva para todos los grupos de carrera, aunque especialmente pronunciada para Ingeniería, Manufactura y Construcción; y Salud y Bienestar.

Motivos de elección de carrera

A los egresados incluidos en la EEU se les preguntó sobre el principal motivo por el cual eligieron la carrera que estudiaron. La tabla B.1. (anexo B) muestra la distribución de egresados según el motivo que reportaron. El 63% de ellos dijo haber elegido su carrera por orientación vocacional; un 23%, por motivos de empleabilidad; un 12%, por influencia de padres o amigos; un 1%, por el costo de la profesión; y un 1%, por otros motivos⁵⁰. La tabla 3 muestra que el grupo de egresados que reportaron haber elegido su carrera por orientación vocacional cuenta con el menor porcentaje relativo de personas en *mismatch* horizontal.

⁵⁰ Empleabilidad combina dos respuestas presentes en la encuesta: posibilidades de integración laboral y posibilidades para generar empleo.

Tabla 2
Estadísticas de *mismatch* horizontal según carreras en el Perú(*)

Grupos de carreras	<i>Mismatch</i> horizontal	Salario promedio	Salario promedio de egresados con <i>mismatch</i>	Salario promedio de egresados sin <i>mismatch</i>	Brecha salarial por <i>mismatch</i>
Educación	0,20	972 (694)	967 (863)	1.118 (571)	16%
Artes y Humanidades	0,16	1.361 (1.023)	1.468 (637)	1.673 (938)	14%
Ciencias Sociales, Periodismo e Información	0,15	1.723 (1.559)	1.341 (1.090)	2.112 (1.540)	58%
Negocios, Administración y Derecho	0,11	1.711 (1.356)	1.408 (1.358)	1.973 (1.271)	40%
Ciencias Naturales, Matemáticas y Estadística	0,16	1.450 (1.359)	1.186 (938)	1.776 (1.368)	50%
Tecnologías de Comunicación e Información	0,11	2.080 (1.741)	1.739 (2.070)	2.429 (1.607)	40%
Ingeniería, Manufactura y Construcción	0,13	1.850 (1.472)	1.284 (1.339)	2.212 (1.362)	72%
Agricultura, Silvicultura, Pesca y Veterinaria	0,31	1.394 (1.280)	1.298 (1.071)	1.772 (1.279)	36%
Salud y Bienestar	0,11	1.586 (1.404)	836 (827)	1.993 (1.336)	138%
Servicios	0,28	1.280 (1.240)	1.412 (1.402)	1.539 (1.131)	9%
Total	0,15	1.624 (1.388)	1.252 (1.201)	1.954 (1.327)	56%

Nota. (*) Las cifras de salarios están en soles y los paréntesis indican la desviación estándar.

Fuente: elaboración propia con base en la EEU (INEI, 2015) y la clasificación de carreras en Unesco (2014).

Tabla 3
Motivos de elección de carrera e incidencia de *mismatch* horizontal

Principal motivo de elección de carrera	Egresados en <i>mismatch</i> horizontal
Orientación vocacional	0,13
Empleabilidad	0,16
Influencia de padres o amigos	0,18
Costo	0,27
Otros	0,29

Fuente: elaboración propia con base datos de la EEU (INEI, 2015).

Especificidad

Para medir qué tan específicas son las habilidades impartidas según los grupos de carreras, utilizamos dos estrategias distintas. Primero, siguiendo a Leighton y Speer (2017), estimamos un coeficiente de Gini para cada uno de los grupos de carreras, a nivel detallado, mediante la siguiente fórmula:

$$Gini_g = \frac{\sum_{i \in O} \sum_{j \in O} |s_i - s_j|}{2n \sum_{j \in O} s_j}$$

Donde i, j son rubros de ocupaciones basadas en el sistema de Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU) de actividades económicas (INEI, 2010); O es el conjunto de ocupaciones consideradas, que en total comprende 21 rubros = n (véase el listado en el anexo C, tabla C.1.); s representa el salario promedio en un determinado rubro de ocupación. Valores cercanos a cero en este coeficiente de Gini reflejan que no existen diferencias significativas en el salario promedio entre los distintos rubros de ocupación para egresados de un determinado grupo de carreras. En este caso, se considera que ese grupo de carreras imparte habilidades generales, puesto que los conocimientos adquiridos mediante los estudios son igualmente remunerados en distintas ocupaciones. Por el contrario, valores cercanos a 1 en el coeficiente de Gini reflejan una alta desigualdad en la remuneración promedio entre rubros de ocupación. Razón por la cual se considera que los grupos de carrera con altos valores en el coeficiente de Gini imparten habilidades específicas, pues los conocimientos adquiridos mediante esos estudios son muy valorados solo para algunas ocupaciones y poco valorados para las demás.

Segundo, siguiendo a Altonji *et al.* (2012), estimamos la proporción de egresados por cada grupo de carrera, a nivel detallado, que trabaja en una de

las tres ocupaciones más populares en el respectivo grupo de carrera. La tabla C.2. muestra un *ranking* de los grupos de carrera, a nivel detallado, según su grado de especificidad de acuerdo con cada medición. Para combinar los resultados de ambas mediciones, estimamos un *ranking* promedio sumando los *rankings* individuales y luego ordenando los resultados de esta suma. Los cinco grupos de carrera con un mayor grado de especificidad son: Odontología y Estomatología, Arquitectura y Construcción, Economía, Enfermería, y Manufactura. También resalta el bajo grado de especificidad del grupo que reúne a las distintas carreras de Ingeniería, tanto por la baja desigualdad de salarios entre las distintas ocupaciones de sus egresados, como por la baja proporción de ingenieros empleados en una de las tres ocupaciones más populares del grupo en conjunto.

Calidad de la oferta universitaria

Por último, exploramos la heterogeneidad de la calidad de la oferta universitaria construyendo un índice de calidad universitaria (ICU) basado en Yamada, Lavado y Martínez (2014). Para ello, emparejamos el Censo Universitario (Cenaun) de 2010 con la EEU, a nivel de universidades. Así, pudimos utilizar variables presentes en el Cenaun que caracterizan a las distintas universidades⁵¹. El ICU se compone de la suma de los siguientes ítems: (i) la ratio de profesores por cada 100 alumnos, (ii) el porcentaje de alumnos que califican como buena o excelente la formación recibida, (iii) el porcentaje de docentes con investigaciones publicadas, (iv) el porcentaje de docentes que fueron ponentes en eventos científicos o académicos y (v) la ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores (véase la tabla D.1.).

Estrategia de identificación

Mismatch horizontal y salarios

Para estimar el efecto del *mismatch* horizontal sobre el salario, planteamos el siguiente modelo base:

$$\ln w_i = \gamma_0 + \gamma_1 * MH_i + \gamma_2'G + \rho'C + \epsilon_{iu} \dots (1)$$

Donde $\ln w_i$ representa el logaritmo de los salarios del individuo i ; MH_i es una *dummy* que indica si la persona se encuentra en *mismatch* horizontal; G es un vector de *dummies* de grupos de carreras; C es un vector de controles

⁵¹ Como el tiempo promedio de egreso de las personas que respondieron la EEU es de 30 meses, estas eran estudiantes universitarios en el momento de realizarse el Cenaun.

basados en las variables listadas en la tabla 1 y de efectos fijos por universidad, departamento y ocupaciones; y ϵ_{iu} son los errores estándar clusterizados a nivel de universidades.

Por otro lado, para estimar los efectos diferenciados del *mismatch* horizontal según grupos de carreras, planteamos este otro modelo:

$$\ln w_i = \gamma_0 + \gamma_1 * MH_i + \gamma_2'G + \sum_{j \in G} \gamma_j * MH_i * g_j + \rho' C + \epsilon_{iu} \dots (2)$$

Donde g_j son *dummies* para cada una de las j grupos de carreras que pertenecen a G .

Un potencial riesgo de esta estrategia de identificación es el sesgo por habilidad. En concreto, estar en un *mismatch* horizontal puede conducir a menores salarios en la medida en que los individuos con menor habilidad tengan una menor capacidad para conseguir un empleo relacionado con lo que estudiaron (Kinsler & Pavan, 2015). Existen diferentes estrategias empíricas para lidiar con este problema, como la inclusión de variables *proxy* de habilidad como controles y modelos de elección discreta (Altonji *et al.*, 2015). En nuestro caso, incluimos en el vector de controles una variable de pertenencia al tercio superior en la universidad como un *proxy* de habilidad⁵². La inclusión de esta variable también mitiga posibles sesgos en la estimación de los efectos diferenciados del *mismatch* horizontal según grupos de carrera, en tanto la habilidad no se distribuya homogéneamente entre egresados de distintas carreras⁵³.

Motivos de elección de carrera y mismatch horizontal

Finalmente, para estimar el efecto de los motivos de elección de carrera sobre el *mismatch* horizontal, planteamos un modelo de probabilidad lineal que es representado por la siguiente ecuación:

$$MH_i = \beta_0 + \beta_1 * D_1 + \beta_2 * D_2 + \beta_3 * D_3 + \beta_4 * D_4 + \mu' C + v_{iu} \dots (3)$$

Donde D_1, D_2, D_3 y D_4 son *dummies* que indican si el egresado reportó haber elegido su carrera por empleabilidad, influencia de familiares o amigos, costo de la carrera, u otros motivos, respectivamente; C es el vector de controles y v_{iu} son los errores estándar clusterizados a nivel de universidades. La categoría omitida

⁵² Esta estrategia empírica es similar a la usada por Nordin *et al.* (2010), quienes utilizan los resultados en un examen cognitivo como *proxy* de habilidad.

⁵³ De hecho, realizamos un análisis de varianza (Anova) entre grupos de carreras, a nivel general. Este mostró que hay diferencias significativas en el porcentaje de los egresados en el tercio superior entre los distintos grupos de carrera (véase la tabla E.1.).

es orientación vocacional. Por ello, los coeficientes asociados a las *dummies* indican en cuánto varía la probabilidad de estar en *mismatch* horizontal por elegir la carrera por estudiar por un motivo distinto a orientación vocacional.

Análisis de resultados

Mismatch horizontal y salarios

Para estimar el efecto del *mismatch* horizontal sobre el salario, estimamos cinco modelos diferentes basados en la ecuación (1). El primer modelo es una regresión de MCO simple sin ningún control. El segundo incorpora como controles las variables listadas en la tabla 1. El tercero incluye efectos fijos a nivel de universidades, debido a la gran variedad en la calidad de la educación ofrecida en las distintas instituciones (Yamada, Lavado, & Oviedo, 2017). El cuarto modelo incluye efectos fijos a nivel de departamento, dado que los salarios difieren entre las regiones del país. Finalmente, siguiendo a Kinsler y Pavan (2015), el último modelo añade efectos fijos a nivel del rubro de ocupación del trabajo del egresado.

La tabla 4 muestra que el *mismatch* horizontal tiene un impacto negativo y altamente significativo sobre el nivel de salarios. En el modelo más restrictivo, encontrarse en *mismatch* horizontal reduce el salario en 0,545 puntos logarítmicos, lo cual corresponde a una reducción del 72% del salario promedio de la muestra. Estos hallazgos son consistentes con lo reportado en la literatura para otros países (Robst, 2007; Malamud, 2010; Nordin *et al.*, 2010; Bender & Roche, 2013; Zhu, 2014; Kinsler & Pavan, 2015). Se observa además que el coeficiente del *mismatch* horizontal se reduce (en valor absoluto) conforme se incluyen controles y efectos fijos, lo cual implica que la ausencia de estos sobreestimaba el efecto.

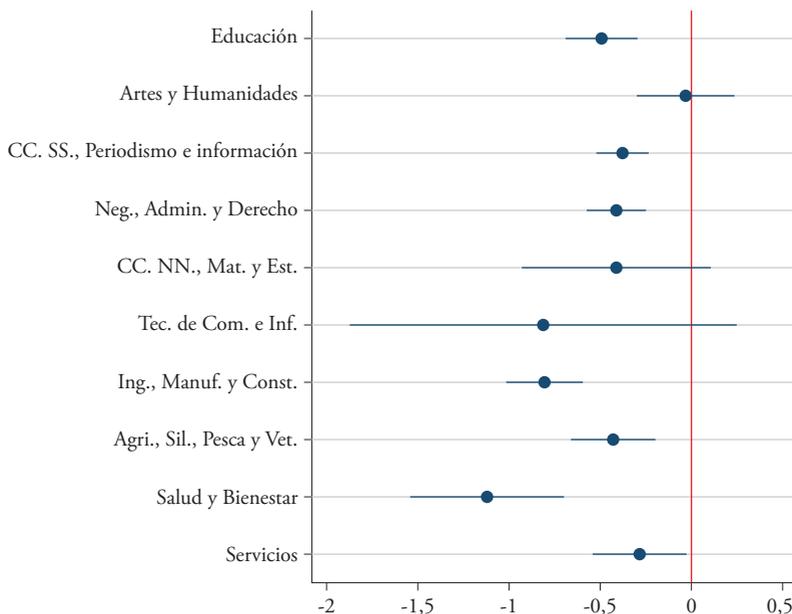
Tabla 4
Efecto del *mismatch* horizontal sobre los salarios

	(Salario)				
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
<i>Mismatch</i> horizontal	-0,746*** (0,059)	-0,646*** (0,057)	-0,600*** (0,055)	-0,594*** (0,054)	-0,545*** (0,047)
Grupos de carreras	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	Sí	Sí
EF universidad	No	No	Sí	Sí	Sí
EF departamento	No	No	No	Sí	Sí
EF ocupación	No	No	No	No	Sí
Observaciones	9.227	9.017	9.016	9.016	9.016
R-cuadrado	0,094	0,150	0,196	0,207	0,247

Notas. Significancia al 1% (***), al 5% (**) y al 10% (*).
Elaboración propia.

Por otro lado, la figura 1 muestra los efectos heterogéneos del *mismatch* horizontal sobre los salarios según los grupos de carrera, a nivel general. El análisis consistió en cambiar la categoría omitida para cada grupo de carrera y así ver el impacto de estar en *mismatch* horizontal para los egresados de cada uno de dichos grupos. La línea roja sirve como referencia para indicar que el valor estimado del efecto de la interacción entre el grupo de carrera y el *mismatch* horizontal sobre el salario es igual a cero. De esta forma, los grupos de carrera que tengan intervalos de confianza situados completamente a la izquierda de la línea roja –sin cruzarla– están asociados a una penalización salarial por *mismatch* horizontal. Se puede apreciar que los grupos de carrera para los cuales ocurre dicha penalización son Educación; Ciencias Sociales, Periodismo e Información; Negocios, Administración y Derecho; Ingeniería, Manufactura y Construcción; Agricultura, Silvicultura, Pesca y Veterinaria; y Salud y Bienestar.

Figura 1
Intervalos de confianza del efecto del *mismatch* horizontal con interacciones por grupos de carrera sobre los salarios (en logaritmos)



Notas. El eje horizontal representa la magnitud del efecto de la interacción del *mismatch* horizontal con los grupos de carreras. Los puntos representan el valor estimado del efecto y las líneas representan los intervalos de confianza.

Elaboración propia.

Coincide que la penalización de los salarios es más pronunciada para los grupos de carreras donde es menor la proporción de egresados en *mismatch* horizontal. Este es el caso de Salud y Bienestar; e Ingeniería, Manufactura y Construcción (véase la tabla 2). Para ratificar este resultado, seguimos una estrategia empírica propuesta por Robst (2007), consistente en interactuar la *dummy* de *mismatch* horizontal con el porcentaje de personas en *mismatch* horizontal por cada grupo de carrera. La tabla 5 muestra que el coeficiente de dicha interacción es positivo y significativo al 1%, lo cual indica precisamente que cuanto menor sea la proporción de egresados en *mismatch* horizontal en un grupo de carreras determinado, mayor será la penalización de los salarios por encontrarse en *mismatch*.

Tabla 5
Efecto del *mismatch* horizontal y la media de su incidencia por grupos de carreras sobre el salario.

	<i>Ln</i> (Salario)
	[1]
<i>Mismatch</i> horizontal	-0,841*** (0,121)
Media del <i>mismatch</i> horizontal en el grupo de carreras	-0,674** (0,322)
<i>Mismatch</i> horizontal *media del <i>mismatch</i> horizontal en el grupo de carreras	2,006*** (0,727)
Controles	Sí
EF universidad	Sí
EF departamento	Sí
EF ocupación	Sí
Observaciones	9,016
R-cuadrado	0,094

Notas. Significancia al 1% (***), al 5% (**) y al 10% (*).
Elaboración propia.

Especificidad

Para analizar la relación entre la especificidad de las carreras y el impacto del *mismatch* horizontal sobre los salarios, utilizamos la clasificación de carreras por grupos a nivel detallado. La tabla 6 muestra que, tomando como categoría omitida a Idiomas, casi todos los demás grupos de carrera inducen una mayor penalización de los salarios cuando son interactuados con el *mismatch* horizontal, salvo en el caso de Matemáticas y Estadística como única excepción. Más aún, los grupos de carrera que exhiben una mayor penalización ocupan también los primeros lugares del *ranking* de especificidad mostrado en la tabla C.2. En concreto, los egresados cuyos salarios reciben una mayor penalización por *mismatch* horizontal provienen de carreras de Arquitectura y Construcción, y Enfermería⁵⁴. Estos grupos

⁵⁴ Estos resultados deben interpretarse junto con la figura F.1. (véase el anexo F), la cual muestra los intervalos de confianza de la estimación del impacto de las interacciones entre los grupos de carrera y el *mismatch* horizontal sobre los salarios. Por ejemplo, si bien la interacción de Manufactura es significativa al 5% respecto de la categoría omitida de Idiomas, no hay un efecto significativo para dicho grupo de carrera si se

de carrera ocupan la segunda y la cuarta posición del *ranking* promedio de especificidad, respectivamente.

Tabla 6
Efecto del *mismatch* horizontal sobre los salarios por grupos de carreras, a nivel detallado

	<i>Ln</i> (Salario)
<i>Mismatch</i> horizontal (MH)	0,448*** (0,067)
MH*Educación	-0,930*** (0,120)
MH*Artes	-0,945** (0,471)
MH*Humanidades	-0,815*** (0,182)
MH*Economía	-0,529*** (0,157)
MH*Otras ciencias sociales	-1,003*** (0,177)
MH*Periodismo e información	-0,780*** (0,149)
MH*Administración y negocios	-0,880*** (0,114)
MH*Derecho	-0,773*** (0,183)
MH*Biología y medio ambiente	-0,591* (0,330)
MH*Ciencias físicas	-0,949*** (0,255)
MH*Matemáticas y estadística	-1,173 (0,720)
MH*Tecnologías de comunicación e información	-1,237**

lo considera como categoría base.

	<i>Ln</i> (Salario)
	(0,536)
MH*Ingeniería	-1,082*** (0,121)
MH*Manufactura	-2,101** (0,912)
MH*Arquitectura y construcción	-2,448*** (0,539)
MH*Agricultura, silvicultura y pesca	-0,867*** (0,159)
MH*Veterinaria	-0,917** (0,355)
MH*Odontología y estomatología	-0,981** (0,465)
MH*Medicina	-1,335*** (0,219)
MH*Enfermería	-2,042*** (0,473)
MH*Bienestar	-1,376*** (0,339)
MH*Servicios	-0,708*** (0,142)
Grupos de carreras	Sí
Controles	Sí
EF universidad	Sí
EF departamento	Sí
EF ocupación	Sí
Observaciones	9.016
R-cuadrado	0,269

Notas. Significancia al 1% (***), al 5% (**) y al 10% (*).
Elaboración propia.

Índice de calidad universitaria

Si bien las estimaciones antes presentadas incluyen efectos fijos a nivel de universidad, también exploramos específicamente si la calidad universitaria intensifica la magnitud de la penalización de salarios por *mismatch* horizontal. Es decir, si un egresado percibe un salario menor no tanto por encontrarse en situación de *mismatch* horizontal sino por haber estudiado en una universidad de baja calidad que no le permitió insertarse adecuadamente en el mercado laboral (Yamada *et al.*, 2017). La tabla 7 muestra que ello no ocurre. Tomando como categoría omitida a Artes y Humanidades, según la clasificación a nivel general, sigue habiendo grupos de carreras cuyos egresados indefectiblemente perciben menores salarios si se encuentran en *mismatch* horizontal, como Educación; Ciencias Sociales, Periodismo e Información; Negocios, Administración y Derecho; Ingeniería, Manufactura y Construcción; y Salud y Bienestar. Sin embargo, nuestros resultados sí muestran que estudiar en una universidad de mayor calidad tiene un impacto positivo sobre el nivel de salarios, aunque este efecto no varía si es interactuado con el *mismatch* horizontal.

Tabla 7
Índice de calidad universitaria y *mismatch* horizontal

	<i>Ln</i> (Salario)
<i>Mismatch</i> horizontal (MH)	-0,081 (0,381)
MH*Educación	-0,480*** (0,181)
MH*Ciencias sociales, periodismo e información	-0,384** (0,156)
MH*Negocios, administración y derecho	-0,384** (0,154)
MH*Ciencias naturales, matemáticas y estadística	-0,319 (0,308)
MH*Tecnologías de comunicación e información	-0,699 (0,646)
MH*Ingeniería, manufactura y construcción	-0,774*** (0,172)
MH*Agricultura, silvicultura, pesca y veterinaria	-0,295

	<i>Ln</i> (Salario)
	(0,180)
MH*Salud y bienestar	-1,112*** (0,259)
MH*Servicios	-0,228 (0,191)
Índice de calidad universitaria (ICU)	0,002*** (0,001)
MH*ICU	0,000 (0,003)
Grupos de carreras	Sí
Controles	Sí
EF departamento	Sí
EF ocupación	Sí
Observaciones	8.678
R-cuadrado	0,232

Notas. Significancia al 1% (***), al 5% (**) y al 10% (*).
Elaboración propia.

Motivos de elección de carrera

Finalmente, para analizar el impacto de los motivos de elección de carrera sobre la probabilidad de estar en un *mismatch* horizontal, también estimamos distintos modelos. La tabla 8 muestra que, incluso en el caso más restrictivo, quienes reportaron que el principal motivo por el cual eligieron su carrera no fue la orientación vocacional tienen más probabilidades de trabajar en ocupaciones no relacionadas con su formación universitaria. Específicamente, escoger una carrera por empleabilidad, influencia de familiares o amigos, costo de la carrera u otros motivos, incrementa la probabilidad de trabajar en una ocupación no relacionada con la carrera estudiada en 3, 4, 10 y 12%, respectivamente. Todos estos resultados son significativos al 1%.

Tabla 8
Efecto de motivos de elección de carrera sobre el *mismatch* horizontal

	<i>Mismatch</i> horizontal			
	[1]	[2]	[3]	[4]
Empleabilidad	0,027*** (0,010)	0,025** (0,010)	0,024** (0,010)	0,027*** (0,010)
Influencia de familiares o amigos	0,043*** (0,014)	0,043*** (0,014)	0,042*** (0,014)	0,043*** (0,014)
Costo de la carrera	0,124*** (0,045)	0,106** (0,046)	0,106** (0,046)	0,099** (0,046)
Otros	0,162*** (0,043)	0,144*** (0,043)	0,144*** (0,043)	0,124*** (0,042)
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí
EF universidad	No	Sí	Sí	Sí
EF departamento	No	No	Sí	Sí
Grupos de carreras	No	No	No	Sí
Observaciones	9.017	9.016	9.016	9.016
R-cuadrado	0,040	0,071	0,073	0,088

Notas. Significancia al 1% (***), al 5% (**) y al 10% (*).
Elaboración propia.

Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación brinda evidencia empírica, para el caso peruano, acerca de la penalización salarial por *mismatch* horizontal, de cómo esta varía según la carrera estudiada, y de que la elección de carrera por motivos distintos a la orientación vocacional puede inducir una mayor probabilidad de ocurrencia de *mismatch* horizontal.

Nuestros resultados muestran que encontrarse en *mismatch* horizontal reduce el salario en aproximadamente 0,545 puntos logarítmicos, lo cual corresponde a una reducción del 72% del salario promedio de la muestra. También encontramos que la penalización es mayor para los egresados de carreras que imparten habilidades muy específicas, como Arquitectura, Construcción y Enfermería. Estos resultados son robustos a factores idiosincráticos a nivel de departamento, universidad y rubro de ocupación, y confirman que la realidad peruana no es distinta de lo observado a nivel internacional.

En línea con ello, convendría que futuras investigaciones evalúen experiencias de otros países en materia de políticas públicas que pueden mitigar la incidencia del *mismatch* horizontal, y su aplicabilidad al Perú. Por lo pronto, como una medida implementable en el corto plazo, recomendamos que la información proporcionada por el portal peruano «Ponte en Carrera» incluya los datos de incidencia del *mismatch* horizontal y de penalización salarial para las distintas combinaciones carrera-universidad y carrera-instituto, para que los jóvenes puedan tomarlos en cuenta a la hora de elegir qué estudiar.

Referencias

- Allen, J., & Van der Velden, R. (2001). Educational *mismatches* versus skill *mismatches*: Effects on wages, job satisfaction, and on-the-job-search. *Oxford University Papers*, 53(3), 434-452. <https://www.jstor.org/stable/3488627>
- Altonji, J., Blom, E., & Meghir, C. (2012). Heterogeneity in human capital investments: High school curriculum, college major, and careers. *Annual Review of Economics*, 4, 185-223. <https://www.annualreviews.org/doi/abs/10.1146/annurev-economics-080511-110908>
- Altonji, J., Arcidiacono, P., & Maurel, A. (2015). *The analysis of field choice in college and graduate school: Determinants and wage effects*. NBER Working Paper 21655. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w21655>
- Becker, G. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49. <https://www.jstor.org/stable/1829103>
- Bender, K., & Roche, K. (2013). Educational *mismatch* and self-employment. *Economics of Education Review*, 34(C), 85-95. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.01.010>
- Hensen, M., Vries, D. V., & Cörvers, F. (2009). The role of geographic mobility in reducing education-job *mismatches* in the Netherlands. *Papers in Regional Science*, 88(3), 667-682. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2008.00189.x>
- Humlum, M., Kleinjans, K., & Nielsen, H. (2012). An economic analysis of identity and career choice. *Economic Inquiry*, 50(1), 39-61. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2009.00234.x>
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2010). *Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las actividades económicas, Revisión 4*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib0883/Libro.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2015). *Encuesta Nacional a Egresados Universitarios y Universidades, 2014*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1298/Libro.pdf
- Ipsos. (2018). *Actitudes hacia la educación superior*. Ipsos Group S. A. <https://www.ipsos.com/es-pe/actitudes-hacia-la-educacion-superior>

- Kennan, J., & Walker, J. (2011). The effect of expected income on individual migration decisions. *Econometrica*, 79(1), 211-251. <https://doi.org/10.3982/ECTA4657>
- Kinsler, J., & Pavan, R. (2015). The specificity of general human capital: Evidence from college major choice. *Journal of Labor Economics*, 33(4), 933-972. doi:10.1086/681206
- Leighton, M., & Speer, J. (2017). *Labor market returns to college major specificity*. School of Economics and Finance Discussion Paper 1709. University of Saint Andrews. <https://www.st-andrews.ac.uk/~wwwecon/repecfiles/4/1709.pdf>
- Malamun, O. (2010). Breadth versus depth: The timing of specialization in higher education. *Labour*, 24(4), 359-390. doi:10.1111/j.1467-9914.2010.00489.x
- Manrique, G. (2017). Los retornos a la sobreeducación en el Perú. En G. Yamada & P. Lavado (Eds.), *Educación superior y empleo en el Perú: una brecha persistente* (pp. 91-128). Lima: Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico. ISBN: 9789972573774
- McCall, B. (1990). Occupational matching: A test of sorts. *Journal of Political Economy*, 98(1), 45-69. <https://www.jstor.org/stable/2937641>
- Neal, D. (1995). Industry-specific human capital: Evidence from displaced workers. *Journal of Labor Economics*, 13(4), 653-677. <https://www.jstor.org/stable/2535197>
- Nordin, M., Persson, I., & Rooth, D. A. (2010). Education-occupation *mismatch*: Is there an income penalty? *Economics of Education Review*, 29(6), 1047-1059. doi:10.1016/j.econedurev
- Parent, D. (2000). Industry specific capital and the wage profile: Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth and the Panel Study of Income Dynamics. *Journal of Labor Economics*, 18(2), 306-323. <https://doi.org/10.1086/209960>
- Pavan, R. (2011). Career choice and wage growth. *Journal of Labor Economics*, 29(3), 549-587. <https://doi.org/10.1086/659346>
- Robst, J. (2007). Education and job match: The relatedness of college major and work. *Economics of Education Review*, 26(4), 397-407. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2006.08.003>
- Shaw, K. (1984). A formulation of the earnings function using the concept of occupational investment. *Journal of Human Resources*, 19(1), 319-340. <https://doi.org/10.2307/145876>
- Somers, M., Cabus, S., Groot, W., & Van den Brink, H. M. (2018). Horizontal mismatch between employment and the field of education: Evidence from a systematic literature review. *Journal of Economic Surveys*, 33(2), 567-603. <https://doi.org/10.1111/joes.12271>
- Unesco. (2014). *Isced Fields of Education and Training 2013* (Isced-F 2013). Unesco Institute for Statistics. <http://uis.unesco.org/sites/default/files/documents/isced-fields-of-education-and-training-2013-en.pdf>
- Wolbers, M. (2003). Job mismatches and their labour-market effects among school-leavers in Europe. *European Sociological Review*, 19(3), 249-266. doi.org/10.1093/esr/19.3.249

- Yamada, G., Lavado, P., & Martínez, J. (2014). *¿Una promesa incumplida? La calidad de la educación superior universitaria y el subempleo profesional en el Perú*. Documento de Discusión DD/05/14. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/1102>
- Yamada, G., Lavado, P., & Oviedo, N. (2017). Rendimiento laboral de la educación superior: evidencia a partir de Ponte en Carrera. En G. Yamada & P. Lavado (Eds.), *Educación superior y empleo en el Perú: una brecha persistente* (pp. 37-69). Lima: Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico. ISBN: 9789972573774
- Zafar, B. (2013). College major choice and the gender gap. *Journal of Human Resources*, 48(3), 545-595. <https://www.jstor.org/stable/23799096>
- Zhan, C. (2015). Money vs. prestige: Cultural attitudes and occupational choices. *Labour Economics*, 32(C), 44-56. <https://doi.org10.1016/j.labeco.2014.12.003>
- Zhu, R. (2014). The impact of major–job *mismatch* on college graduates' early career earnings: evidence from China. *Education Economics*, 22(5), 511-528. <https://doi.org10.1080/09645292.2012.659009>

Anexos

Anexo A: Clasificación de carreras

Tabla A.1
Clasificación de carreras a nivel general, según la Isced Fields of Education and Training 2013

Grupo de carreras	Carreras
Educación	Educación
	Geografía
Artes y Humanidades	Arqueología
	Artes
	Danza
	Decoración
	Diseño
	Escultura
	Filosofía
	Grabado
	Historia
	Idiomas
	Lingüística
	Literatura
	Teología
Ciencias Sociales, Periodismo e Información	Antropología
	Bibliotecología
	Ciencia Política
	Comunicación
	Discapacidad Intelectual y Multicapacidad
	Economía
	Psicología
Sociología	

Grupo de carreras	Carreras
Negocios, Administración y Derecho	Administración
	Contabilidad
	Derecho
	Gestión
	Industria
	Ingeniería Comercial
	Marketing
	Negocios Internacionales
	Operaciones
Ciencias Naturales, Matemáticas y Estadística	Ambiental
	Biología
	Ecología
	Estadística
	Físico-Matemáticas
	Genética
	Geología
	Meteorología
	Química y Farmacéutica
Suelos y Agua	
Tecnologías de Comunicación e Información	Informática
	Tecnología

Grupo de carreras	Carreras
Ingeniería, Manufactura y Construcción	Arquitectura
	Automotriz
	Construcción
	Electricidad
	Electrónica
	Fuerza Motriz
	Gastronomía
	Ingeniería Aeronáutica
	Ingeniería Alimentaria
	Ingeniería Ambiental
	Ingeniería Automotriz
	Ingeniería Biotecnológica
	Ingeniería Civil
	Ingeniería de Minas
	Ingeniería de Petróleo
	Ingeniería de Sistemas
	Ingeniería Electrónica
	Ingeniería en Energía
	Ingeniería Industrial
	Ingeniería Marítima
Ingeniería Mecánica	
Ingeniería Mecatrónica	
Ingeniería Metalúrgica	
Ingeniería Naval	
Ingeniería Pesquera	
Otras ingenierías	
Tecnología Textil	

Grupo de carreras	Carreras
Agricultura, Silvicultura, Pesca y Veterinaria	Acuicultura
	Agronomía
	Ciencias Forestales
	Ingeniería Agrónoma
	Pesquería
Salud y Bienestar	Zootecnia
	Enfermería
	Estomatología
	Fisioterapia
	Laboratorio
	Medicina
	Nutrición
	Obstetricia
	Odontología o Estomatología
	Optometría
	Radiología
	Tecnología Médica
Terapia	
Trabajo Social	
Servicios	Deporte
	Seguridad
	Turismo

Fuente: Unesco (2014).

Tabla A.2
Distribución de egresados por grupos de carrera

Grupos de carrera	Egresados
Educación	0,08
Artes y Humanidades	0,01
Ciencias Sociales, Periodismo e Información	0,11
Negocios, Administración y Derecho	0,30
Ciencias Naturales, Matemáticas y Estadística	0,04
Tecnologías de Comunicación e Información	0,01
Ingeniería, Manufactura y Construcción	0,22
Agricultura, Silvicultura, Pesca y Veterinaria	0,06
Salud y Bienestar	0,14
Servicios	0,03
Observaciones	10.523

Fuente: elaboración propia a partir de la EEU (INEI, 2015) y la Isced Fields of Education and Training (Unesco, 2014).

Tabla A.3
 Clasificación de carreras a nivel detallado según la Isced Fields of Education and Training (2013)

Grupo de carreras	Carreras
Educación	Educación
	Geografía
Artes	Artes
	Danza
	Decoración
	Diseño
	Escultura
	Grabado
Humanidades	Arqueología
	Filosofía
	Historia
	Teología
Idiomas	Idiomas
	Lingüística
	Literatura
Economía	Economía
	Antropología
Otras Ciencias Sociales	Ciencia Política
	Discapacidad Intelectual y Multicapacidad
	Psicología
	Sociología
	Bibliotecología
Información y Periodismo	Bibliotecología
	Comunicación

Grupo de carreras	Carreras
Administración y Negocios	Administración
	Contabilidad
	Gestión
	Industria
	Ingeniería Comercial
	Marketing
	Negocios Internacionales
	Operaciones
Derecho	Derecho
Biología y Medio Ambiente	Ambiental
	Biología
	Ecología
	Genética
	Geología
	Meteorología
	Suelos y Agua
Ciencias Físicas	Química y Farmacéutica
Matemáticas y Estadística	Estadística
	Físico-Matemáticas
Tecnologías de Comunicación e Información	Informática
	Tecnología

Grupo de carreras	Carreras
Ingeniería	Automotriz
	Electricidad
	Electrónica
	Fuerza Motriz
	Ingeniería Aeronáutica
	Ingeniería Ambiental
	Ingeniería Automotriz
	Ingeniería Biotecnológica
	Ingeniería de Minas
	Ingeniería de Petróleo
	Ingeniería de Sistemas
	Ingeniería Electrónica
	Ingeniería en Energía
	Ingeniería Industrial
	Ingeniería Marítima
	Ingeniería Mecatrónica
	Ingeniería Mecánica
Ingeniería Metalúrgica	
Ingeniería Naval	
Ingeniería Pesquera	
Otras ingenierías	
Manufactura	Gastronomía
	Ingeniería Alimentaria
	Tecnología Textil
Arquitectura y Construcción	Arquitectura
	Construcción
	Ingeniería Civil
Grupo de carreras	Carreras
Agricultura, Silvicultura y Pesca	Acuicultura
	Agronomía
	Ciencias Forestales
	Ingeniería Agrónoma

Grupo de carreras	Carreras
Veterinaria	Pesquería
	Zootecnia
Odontología y Estomatología	Estomatología
	Odontología o Estomatología
Medicina	Laboratorio
	Medicina
	Nutrición
	Obstetricia
	Optometría
	Radiología
Enfermería	Tecnología Médica
	Enfermería
	Fisioterapia
	Terapia
Bienestar	Trabajo Social
Servicios	Deporte
	Seguridad
	Turismo

Fuente: Unesco (2014).

Anexo B: Motivos de elección de carrera

Tabla B.1
Distribución de egresados según su principal motivo de elección de carrera

Principal motivo de elección de carrera	Egresados
Orientación vocacional	0,63
Empleabilidad	0,23
Influencia de familiares amigos	0,12
Costo de la profesión	0,01
Otros	0,01
Observaciones	10.523

Fuente: elaboración propia con base en la EEU (INEI, 2015).

Anexo C: Especificidad

Tabla C.1
Rubros de ocupación según actividad económica

Rubro de ocupación
A – Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca
B – Explotación de minas y canteras
C – Industrias manufactureras
D – Suministro de electricidad, gas, vapor y aire acondicionado
E – Suministro de agua, evacuación de aguas residuales, gestión de desechos y descontaminación
F – Construcción
G – Comercio al por mayor y al por menor, reparación de vehículos automotores y motocicletas
H – Transporte y almacenamiento
I – Actividades de alojamiento
J – Información y comunicaciones
K – Actividades financieras y de seguros
L – Actividades inmobiliarias
M – Actividades profesionales, científicas y técnicas
N – Actividades de servicios administrativos y de apoyo
O – Administración pública y defensa, planes de seguridad social de afiliación
P – Enseñanza
Q – Actividades de atención de la salud humana
R – Actividades artísticas, de entretenimiento y recreativas
S – Otras actividades de servicios
T – Actividades de los hogares como empleados
U – Actividades de organizaciones y órganos extraterritoriales

Fuente: CIIU Rev. 4 (INEI, 2010)

Tabla C.2
Especificidad por grupos de carreras, a nivel detallado

Grupo de carreras	Gini		Egresados en las tres ocupaciones más populares del grupo		Ranking promedio
	Ranking	Coficiente	Ranking	Porcentaje	
Odontología y Estomatología	1	0,34	1	94%	1
Arquitectura y Construcción	6	0,28	2	88%	2
Economía	3	0,30	10	70%	3
Enfermería	10	0,26	4	87%	4
Manufactura	7	0,27	8	75%	5
Ciencias Físicas	8	0,27	12	67%	6
Matemáticas y Estadística	11	0,25	9	73%	6
Administración y Negocios	2	0,30	19	52%	8
Biología y Medio Ambiente	3	0,30	18	54%	8
Medicina	15	0,22	6	81%	8
Educación	19	0,18	3	87%	11
Artes	8	0,27	14	61%	11
Derecho	17	0,19	5	85%	11
Humanidades	13	0,25	11	69%	14
Idiomas	18	0,19	7	78%	15
Bienestar	5	0,29	22	50%	16
Tecnologías de Comunicación e Información	14	0,24	17	56%	17
Agricultura, Silvicultura y Pesca	11	0,25	20	52%	17
Veterinaria	20	0,17	13	62%	19
Otras Ciencias Sociales	20	0,17	15	59%	20
Servicios	16	0,20	21	51%	21
Periodismo e Información	22	0,16	16	56%	22
Ingeniería	23	0,14	23	40%	23

Fuente: elaboración propia siguiendo a Altonji *et al.* (2012).

Anexo D: Índice de calidad universitaria

Tabla D.1
Índice de calidad universitaria por universidades

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Universidad Antonio Ruiz de Montoya	247	37	70%	15%	59%	8
Universidad Peruana Cayetano Heredia	202	32	80%	4%	63%	23
Universidad José Carlos Mariátegui	185	37	48%	4%	25%	0
Universidad Nacional Agraria La Molina	174	10	76%	9%	53%	26
Pontificia Universidad Católica del Perú	161	17	83%	10%	43%	7
Universidad Femenina del Sagrado Corazón	155	15	79%	7%	47%	6
Universidad Nacional de Trujillo	149	7	61%	6%	53%	22
Universidad Nacional Mayor de San Marcos	149	10	58%	6%	54%	21

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Facultad de Teología Pontificia y Civil de Lima	148	4	66%	16%	59%	6
Universidad Nacional Toribio Rodríguez de Mendoza de Amazonas	148	37	53%	7%	36%	8
Universidad Privada Antenor Orrego	147	27	70%	4%	40%	5
Universidad Católica Santa María	146	6	71%	6%	50%	13
Universidad Ada A. Byron	144	37	73%	4%	30%	0
Universidad del Pacífico	143	13	85%	14%	45%	6
Universidad de Lima	140	7	85%	8%	37%	3
Universidad Católica Santo Toribio de Mogrovejo	138	10	81%	5%	36%	6
Universidad Nacional San Luis Gonzaga	138	37	45%	8%	32%	4
Universidad Nacional de Piura	138	5	69%	9%	42%	13
Universidad de Administración de Negocios ESAN	135	15	68%	7%	30%	14

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Universidad Privada San Carlos	133	16	59%	10%	45%	3
Universidad Ricardo Palma	133	10	70%	6%	38%	8
Universidad Privada de Pucallpa	132	31	58%	7%	37%	0
Universidad de San Martín de Porres	132	11	76%	4%	36%	6
Universidad Nacional del Santa	132	7	57%	6%	54%	8
Universidad de Ciencias y Humanidades	132	8	61%	7%	52%	3
Universidad Privada Norbert Wiener	131	11	70%	4%	43%	3
Universidad Nacional de Educación Enrique Guzmán y Valle	130	12	49%	24%	43%	3
Universidad Privada Señor de Sipán	130	28	64%	5%	31%	3
Universidad Nacional Hermilio Valdizán	129	7	44%	8%	40%	30
Universidad Privada Antonio Guillermo Urrelo	129	21	62%	6%	36%	5

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Universidad Nacional Santiago Antúnez de Mayolo	129	7	54%	5%	35%	27
Universidad de Piura	127	13	82%	11%	34%	6
Universidad Nacional Agraria de la Selva	127	7	62%	5%	46%	7
Universidad Católica Sedes Sapientiae	127	18	72%	7%	28%	2
Universidad Peruana Unión	126	5	68%	4%	36%	12
Universidad Privada Marcelino Champagnat	126	6	75%	6%	33%	6
Universidad Nacional de Ingeniería	126	12	68%	3%	34%	8
Universidad Nacional San Cristóbal de Huamanga	126	7	49%	9%	43%	18
Universidad Nacional del Centro del Perú	126	8	55%	10%	43%	10
Universidad Nacional Tecnológica del Cono Sur de Lima	125	4	66%	6%	42%	7

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Universidad Continental de Ciencia e Ingeniería	125	5	67%	6%	43%	3
Universidad Científica del Perú	125	4	63%	6%	33%	23
Universidad Católica San Pablo	124	4	71%	5%	39%	6
Universidad de Ciencias Aplicadas	121	11	74%	3%	30%	3
Universidad Nacional Amazónica de Madre de Dios	121	8	41%	6%	47%	20
Universidad Nacional del Altiplano	121	7	46%	14%	50%	4
Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo	121	6	60%	9%	41%	5
Universidad Peruana Los Andes	121	30	50%	4%	32%	4
Universidad Privada César Vallejo	119	4	61%	4%	34%	17
Universidad Nacional del Callao	116	5	66%	9%	33%	3

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Universidad de Tacna	116	8	68%	5%	30%	5
Universidad Católica de Trujillo	116	7	68%	4%	37%	0
Universidad Nacional de San Martín	115	7	67%	12%	25%	4
Universidad Nacional de Tumbes	115	5	49%	3%	45%	12
Universidad Nacional de la Amazonía Peruana	115	9	61%	8%	30%	7
Universidad Alas Peruanas	115	17	61%	4%	30%	1
Universidad Privada de Huánuco	114	34	52%	3%	25%	1
Universidad Nacional Micaela Bastidas de Apurímac	112	4	49%	4%	51%	3
Universidad Nacional de San Agustín	111	5	50%	9%	43%	5
Universidad Nacional de Huancavelica	111	8	43%	9%	44%	7
Universidad Jaime Bausate y Meza	111	6	65%	10%	29%	1

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Universidad Nacional de Cajamarca	109	9	46%	6%	28%	21
Universidad Privada San Ignacio de Loyola	109	8	70%	4%	24%	4
Universidad Privada de Integración Global	108	11	59%	3%	35%	0
Universidad Peruana Simón Bolívar	108	22	60%	2%	23%	2
Universidad Tecnológica del Perú	108	7	68%	4%	26%	3
Universidad Nacional José Faustino Sánchez Carrión	107	5	47%	17%	35%	4
Universidad Nacional Jorge Basadre Grohmann	107	9	40%	14%	34%	9
Universidad Nacional de Ucayali	106	9	56%	6%	29%	7
Universidad Andina Néstor Cáceres Velásquez	103	4	47%	9%	39%	3
Asociación Universidad Privada San Juan Bautista	103	13	65%	2%	35%	6
Universidad Peruana de Ciencias e Informática	102	6	44%	7%	36%	9

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Universidad Peruana del Oriente	102	7	63%	5%	27%	0
Universidad Inca Garcilaso de la Vega	102	5	60%	5%	30%	2
Universidad Andina del Cusco	102	4	64%	3%	29%	2
Universidad Católica Los Angeles de Chimbote	101	4	53%	2%	29%	16
Universidad Particular de Chiclayo	100	13	57%	2%	41%	6
Universidad Nacional Federico Villareal	98	32	45%	5%	40%	7
Universidad Nacional José María Arguedas	97	7	49%	5%	31%	6
Universidad Privada de Trujillo	95	37	56%	1%	37%	0
Universidad Privada San Pedro	94	6	56%	3%	28%	1
Universidad Nacional de San Antonio Abad	94	8	40%	5%	38%	4
Universidad Nacional Daniel Alcides Carrión	93	8	36%	6%	35%	7

Universidad	ICU	Ratio de docentes por cada 100 alumnos	Alumnos que consideran que su educación fue buena o excelente (en %)	Profesores que han publicado investigaciones en libros (en %)	Profesores que realizaron ponencias en eventos científicos o académicos (en %)	Ratio de documentos publicados en revistas académicas por cada 100 profesores
Universidad Peruana de las Américas	82	8	38%	7%	28%	1
Universidad Nacional de Moquegua	74	4	38%	0%	28%	5
Universidad para el Desarrollo Andino	63	4	44%	5%	14%	0

Fuente: elaboración propia con datos de la EEU y del Censo Universitario 2010, y con base en el ICU planteado por Yamada *et al.* (2014).

Anexo E: Estrategia de identificación

Tabla E.1

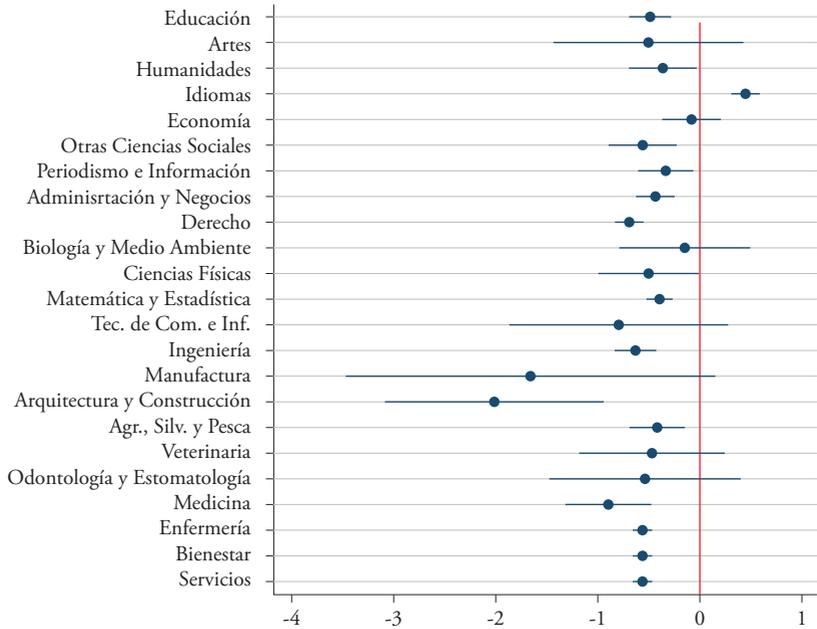
Test de varianza (Anova) para egresados en el tercio superior, entre grupos de carreras a nivel amplio

Fuente	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Valor cuadrático medio	F	Prob.>F
Grupos de carrera	21,14	9	2,35	9,47	0,00
Residual	2.607,82	10.513	0,25		
Total	2.628,96	10.522	0,25		

Elaboración propia.

Anexo F: Resultados

Figura F.1
Intervalos de confianza del efecto del *mismatch* horizontal con interacciones por grupos de carrera sobre los salarios (en logaritmos)¹



Notas. El eje horizontal representa la magnitud del efecto de la interacción del *mismatch* horizontal con los grupos de carreras. Los puntos representan el valor estimado del efecto y las líneas representan los intervalos de confianza.

Elaboración propia.

Impacto de los flujos de capitales y el crecimiento de los países con mayor tenencia de bonos en la curva de rendimiento de los bonos soberanos del Perú de 2006 a 2018⁵⁵

Sebastián Dueñas Roldán
Carlos Monteagudo Guzmán

Introducción

Los títulos del tesoro o bonos⁵⁶ son instrumentos financieros de deuda emitidos por gobiernos a fin de obtener fondos provenientes del mercado. Son instrumentos de renta fija que prometen a sus tenedores el pago de cupones⁵⁷ con una tasa de interés sobre el principal, hasta la fecha de vencimiento. El riesgo del bono depende del riesgo soberano dado por la capacidad del emisor de cumplir con el repago de su deuda, de su fecha de vencimiento (o *maturity*) y de la liquidez existente en el mercado donde se negocie.

La estructura de emisión de deuda soberana en países emergentes parte de la premisa, respecto a la emisión de deuda de largo plazo, de que esta permita cubrir las fluctuaciones futuras provenientes de un mayor riesgo de *default*. Mientras que la emisión de deuda de corto plazo suele hacerse en términos para pagarla que son menos sensibles al nivel de deuda, lo que incentiva el repago de esta (Arellano & Ramanarayanan, 2012).

Los bonos como instrumentos de deuda pueden negociarse en mercados secundarios, donde los bonos emitidos a diferentes vencimientos y con

⁵⁵ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue aprobado en noviembre de 2019. Los autores agradecen al profesor Juan Pablo Noziglia por su valiosa asesoría.

⁵⁶ En adelante, utilizaremos la palabra «bonos» para referirnos a los títulos del tesoro en general.

⁵⁷ También existen títulos que no pagan cupones, los denominados «bonos cupón cero».

diferentes tasas tienen un valor distinto para el mercado, el cual se aproxima a través del *yield to maturity* (YTM) o tasa de retorno que se obtiene si se mantiene el bono hasta su vencimiento. A partir de esta relación, entre las tasas de interés (YTM) y el *maturity* de los bonos se genera la curva de rendimiento o *yield curve*.

La estructura temporal de las tasas de interés es importante para la economía emisora de bonos, ya que recoge las expectativas de los agentes y afecta sus decisiones de consumo e inversión (Pereda, 2009). Y, bajo ciertos supuestos, a partir de dicha curva pueden inferirse las expectativas respecto al nivel general de precios (Arango, Melo, & Vásquez, 2003).

Los compradores de bonos, a partir de sus diversas preferencias, así como según la necesidad de fondos y el horizonte de inversión, toman decisiones que pueden afectar diferentes tramos de la curva (Goldstein, Li, & Yang, 2014), los cuales también son afectados por las decisiones de los bancos centrales, sobre todo en el tramo de corto plazo de la curva (Olivares, Ataurima, & Rodríguez, 2016), mientras que el tramo de largo plazo de esta es afectado principalmente por variables externas (Ceballos, 2016).

La poca liquidez del mercado de renta fija peruano refleja el bajo número de transacciones en el mercado secundario de bonos y la influencia de mercados extranjeros. Está demostrado que esos inconvenientes afectan economías abiertas con mercados financieros domésticos poco desarrollados, incrementando su vulnerabilidad al flujo de capitales externos (Rodríguez & Villavicencio, 2002). Y existe evidencia de que las decisiones de política monetaria de países desarrollados impactan en el flujo de capitales alrededor del mundo, generando movimientos en la *yield curve*.

Ello explica el objetivo principal de la presente investigación, consistente en analizar la dinámica de la curva de rendimiento del Perú y su interacción con las curvas de rendimiento de un país desarrollado (EE. UU.) y de un país emergente con un mercado de renta fija en expansión (México)⁵⁸. La identificación de interacciones entre los diferentes tramos de esas curvas contribuirá a que los agentes económicos tomen decisiones apropiadas para mitigar los efectos de *shocks* externos.

La inclusión de los EE. UU. en nuestro análisis se debe a su alta tenencia de bonos soberanos peruanos y a que su mercado de renta fija es muy desarrollado y uno de los más líquidos del mundo⁵⁹. Y la inclusión de México se explica

⁵⁸ Utilizando curvas construidas con cupón cero.

⁵⁹ Los activos del Tesoro estadounidense son utilizados para comparar el riesgo de tasas de interés de diferentes países.

porque, a resultas del progreso de su mercado de renta fija en los últimos 15 años, según la Emerging Markets Trading Association (EMTA), los bonos mexicanos denominados en pesos fueron de los más transados en economías emergentes durante 2018, lo cual puede impactar sobre las decisiones de inversión en bonos de otros mercados emergentes.

La hipótesis de la investigación sostiene que existe un impacto del factor de largo plazo (nivel) de la curva de rendimiento de los mencionados países sobre los factores de largo y mediano plazo de la curva peruana, ya que el tramo corto (pendiente) de la curva peruana estaría relacionado básicamente con factores internos (véase el anexo 1). Además, nuestro estudio pretende encontrar evidencia de la existencia de factores comunes que determinan el movimiento del tramo largo de la curva de rendimiento de esos dos países, como, por ejemplo, el movimiento de la tasa de la Fed.

Revisión de literatura

El estudio de la *yield curve* se hace desde distintas perspectivas. A una le sirve para analizar el impacto de variables macroeconómicas sobre la economía en su conjunto. A otras, en el campo de las finanzas, para analizar el desarrollo de la inversión privada y de mercados financieros (Pereda, 2009) y para determinar el valor que los inversionistas utilizan para descontar los flujos futuros de los activos dentro de sus portafolios (Gurkaynak, Sack, & Wright, 2006).

Olivares *et al.* (2016) encuentran evidencia de que el movimiento de la curva de rendimiento peruana, en sus tramos de corto y mediano plazo, se explica por factores macroeconómicos internos, mientras que factores no observables serían los que mueven su tramo de largo plazo. En países en desarrollo como el peruano, las variables macroeconómicas responden en gran medida a choques externos, sobre todo a choques inducidos por la política monetaria de los Estados Unidos (Maćkowiak, 2007).

En efecto, existen indicios de que los ciclos de las tasas de interés y de crecimiento de las economías avanzadas influyen mucho en el movimiento global de capitales. Así, las decisiones de política monetaria de algunos países desarrollados –de los EE. UU. sobre todo– son uno de los principales factores de la volatilidad del flujo de capitales, que afecta diversas tasas de interés a nivel mundial debido a la incertidumbre que puede generar y a la aversión al riesgo presente en distintos mercados financieros (Rey, 2015).

En particular, las políticas de *quantitative easing* aplicadas por los Estados Unidos para recuperarse de la crisis hicieron que los inversionistas financieros

migren a países emergentes⁶⁰. En general, entornos de incertidumbre macroeconómica incrementan el flujo de capitales hacia economías emergentes (Fratzcher, Lo Duca, & Straub, 2018).

Estos movimientos de capitales impactan sobre los precios en el interior de una economía y, por ende, sobre los rendimientos de los bonos. Rey (2015) también afirma que, en países sin o con poco control del flujo de capitales, las tasas de interés son más sensibles a las decisiones de política monetaria de países desarrollados y menos sensibles a la política monetaria propia. Por ello, el desarrollo de un mercado de capitales en moneda nacional disminuye el efecto de crisis internacionales sobre el país y permite a los inversionistas mejorar su relación ahorro – inversión doméstica (Rodríguez & Villavicencio, 2002).

También es importante tener cuenta la tenencia de bonos soberanos por parte de actores internacionales, quienes toman a este instrumento de deuda estatal como un activo importante dentro de sus portafolios inversión (Cano, Correa, & Ruiz, 2010). Y la liberalización financiera en muchos mercados emergentes expandió los vínculos globales creadores del espacio para una mayor relación entre las curvas de rendimiento de los bonos soberanos de distintos países (Prasanna & Sowmya, 2017).

El mecanismo de transmisión de un choque monetario contractivo de los EE. UU. difiere en países desarrollados (Eichenbaum & Evans, 1995; Kim & Roubini, 2000) y para países en desarrollo. En estos últimos, las tasas de interés suben en mayor medida debido a la necesidad de atraer capitales y a un mayor riesgo de *default* (Canova, 2005). Este diferencial de tasas favorece a los mercados de bonos de países emergentes al hacer sus retornos más atractivos para los inversionistas extranjeros, cuyo ingreso mejora la calificación financiera del país receptor (Alfaro, Medel, & Moreno, 2017).

El estudio de la estructura de tasas de interés permite reflejar el precio intertemporal del dinero y atribuir valor a los diferentes activos. Pero el análisis empírico enfrenta la dificultad de construir la curva de rendimientos de bonos soberanos a partir de una serie de tasas discontinuas en el tiempo, lo que explica el planteo de métodos matemáticos de estimación de dicha curva que la proyectan como una curva continua de tasas de interés en diferentes momentos del tiempo (Santana, 2008).

⁶⁰ Se denomina *quantitative easing* a políticas para inyectar liquidez en una economía mediante compras de bonos, acciones y otros títulos financieros. Esto incrementa la oferta monetaria y reduce la tasa de interés, haciendo que esa economía pierda atractivo para inversionistas financieros.

Esos métodos de estimación emplean metodologías paramétricas y no paramétricas⁶¹. Las paramétricas son las más utilizadas para estudiar la curva de rendimientos de bonos soberanos de diferentes países. En particular, los modelos más frecuentemente utilizados son los de Nelson y Siegel (1987) y de componentes principales de Litterman y Scheinkman (1991) y de Svensson (1994), debido a sus atributos de mejor ajuste y pocos parámetros por estimar. Estos modelos se diferencian entre sí por el número de parámetros por estimar y el tramo de la curva de rendimientos que estiman de mejor manera, lo que hace depender su uso de la frecuencia de datos existentes dentro del universo de tasas de interés con diferentes vencimientos.

Hay bastante literatura sobre la importancia de la curva de rendimiento de bonos soberanos de distintos países, sus formas de estimación mediante métodos paramétricos y los efectos que ciertas variables macroeconómicas internas tienen en dicha curva. Pero no hemos encontrado estudios específicos sobre los efectos de las estructuras de tasas de otros países en la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos.

De hecho, la literatura sobre la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos no aborda los factores externos que afectan sus diferentes tramos (de corto, mediano y largo plazo). Además, existe escasa información sobre la existencia de un «único» factor, o variable común global, que genere variaciones en los diferentes tramos de las curvas de rendimiento de los países en desarrollo.

Nosotros consideramos que las estructuras de tasas de interés de otros países generan cierta variabilidad en la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos, y que además existe un factor capaz de crear variaciones en las diferentes curvas de rendimiento. Nuestro estudio se enfoca en ambos puntos, y, para ello, planteamos un modelo paramétrico, debido a su utilidad práctica evidenciada por la mayoría de los estudios consultados.

Marco analítico y metodología

Nuestra estimación empleó el modelo de Nelson y Siegel (1987)⁶², mediante el cual se puede expresar un conjunto amplio de rendimientos con diferentes *maturities* a través de una función que considera un pequeño conjunto de factores no observados. Más precisamente, utilizamos ese modelo con la especificación dinámica de Diebold, Rudebusch y Arouba (2006), porque el

⁶¹ Entre estos modelos de estimación se encuentran la expansión de Taylor, la regresión Kernel, el suavizador de Friedman, etc.

⁶² Este modelo es utilizado por varios bancos centrales para la estimación de la curva de rendimiento de sus títulos soberanos.

resultante modelo dinámico Nelson-Siegel (DNS, en adelante) es parsimonioso, captura toda la variabilidad de la curva de rendimiento con un menor número de factores y se adapta a todas las formas posibles de dicha curva en la práctica; además de que modela adecuadamente los elementos teóricos de dicha curva.

La especificación DNS es relativamente más estable que otros métodos de estimación paramétrica y tiene un mejor ajuste en el tramo de largo plazo (Arango *et al.*, 2003). Este tramo es de especial interés para nuestra investigación, ya que buscamos probar que el tramo de largo plazo de la curva peruana responde a factores externos.

Asimismo, el método escogido no requiere de muchas transacciones con los títulos soberanos para lograr un buen ajuste; lo cual hace preferible su uso para mercados de renta fija en desarrollo. Y también evita la sobreparametrización del modelo, al no incluir factores latentes adicionales que podrían perfilar una segunda curvatura (Pereda, 2009).

Diebold y Li (2006) primero especificaron el modelo de Nelson y Siegel de la siguiente manera:

$$y(\tau) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right)$$

Donde τ muestra la *maturity* de los bonos; y β_0 , β_1 , β_2 , λ son parámetros asociados a la ecuación.

Luego, dichos autores plantearon la forma dinámica siguiente:

$$y(\tau) = L_t + S_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right)$$

La cual indica que este método estima la curva de rendimiento mediante tres factores latentes dinámicos: el nivel (L_t), la pendiente (S_t) y la curvatura (C_t) de dicha curva. Y estima todos los parámetros de manera simultánea, lo que, según Diebold *et al.* (2006), permite inferirlos correctamente a la luz de la teoría estándar en la materia. Cada factor resume variables importantes para cada uno y contiene información relevante de tasas y riesgo, lo cual hace que este modelo sea parsimonioso y eficiente⁶³.

⁶³ Como explican Diebold *et al.* (2006), el modelo muestra exactamente el comportamiento promedio de las curvas de rendimiento.

Adicionalmente, dependiendo del valor de λ^{64} , la curva de rendimiento tendrá un mejor ajuste en largo o corto plazo. Si λ toma valores pequeños, la curva se ajustará de mejor manera en el tramo de largo plazo, ya que la caída exponencial de las tasas es más lenta; mientras que, cuando λ tome valores mayores, la curva tenderá a ajustarse de mejor manera en el tramo de corto plazo, debido a una más rápida caída exponencial de tasas.

La dinámica del modelo L_t , S_t y C_t es estimada mediante un proceso de vectores autorregresivos (VAR) de primer orden, compuesto por:

1. La ecuación de medición, descrita matricialmente de la siguiente manera:

$$Y_t = \zeta g_t + \varepsilon_t$$

Donde Y_t es un vector que contiene los rendimientos (*yields*) observados en el período t ; g_t es el vector de estado, que contiene los factores latentes dinámicos; y ε_t es un vector de errores.

Así, la ecuación de medición relaciona los rendimientos con los factores latentes:

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \left(\frac{1 - e^{-\tau_1 \lambda}}{\tau_1 \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_1 \lambda}}{\tau_1 \lambda} - e^{-\tau_1 \lambda} \right) \\ 1 \left(\frac{1 - e^{-\tau_2 \lambda}}{\tau_2 \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_2 \lambda}}{\tau_2 \lambda} - e^{-\tau_2 \lambda} \right) \\ \vdots \\ 1 \left(\frac{1 - e^{-\tau_N \lambda}}{\tau_N \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_N \lambda}}{\tau_N \lambda} - e^{-\tau_N \lambda} \right) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t(\tau_1) \\ \varepsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \varepsilon_t(\tau_N) \end{pmatrix}$$

2. La ecuación de transición, descrita matricialmente de la siguiente manera:

$$(g_t - \mu) = B(g_{t-1} - \mu) + \eta_t$$

Donde g_t es el vector de estado, μ es el vector de promedios de cada uno de los factores latentes y η_t es un vector de errores.

La ecuación de transición relaciona la dinámica de los factores latentes:

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_L \\ S_t - \mu_S \\ C_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_L \\ S_{t-1} - \mu_S \\ C_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix}$$

⁶⁴ La primera estimación propuesta por Diebold y Li (2006) impone un valor sobre lambda y se realiza en dos etapas, restándole eficiencia a la estimación.

Entonces:

$$\begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim WN \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & H \end{pmatrix} \right] \text{ y } E(g_0 \eta'_t) = 0, E(g_0 \varepsilon'_t) = 0$$

Asumimos que H es una matriz diagonal, es decir, que las desviaciones del rendimiento de varias *maturities* de la curva no se encuentran correlacionadas; que la matriz Q no tiene restricciones, lo cual permite que los choques de los factores latentes puedan estar autocorrelacionados; y que los vectores de errores son ortogonales al vector de factores estimados.

La estimación de los parámetros de este modelo se realiza en una etapa utilizando el filtro de Kalman⁶⁵, por lo que no se necesita imponer un valor sobre lambda y se estiman ambas ecuaciones mediante máxima verosimilitud. Adicionalmente, este método recupera los parámetros de la ecuación de medición, es decir, los factores latentes, con el objetivo de incluir estas estimaciones en el proceso VAR. De modo que nuestro VAR (1) plantea así la interacción de los factores latentes de los países:

$$(g'_t - \mu) = \beta(g'_{t-1} - \mu) + \eta_t$$

Con la siguiente especificación de g'_t :

$$g'_t = (L_b, S_b, C_b, EUL_b, EUS_b, EUC_b, MXL_b, MXS_b, MXC_t)$$

Esta estimación permite observar cómo los diferentes tramos de la curva de rendimientos de bonos soberanos peruanos, representados por los factores latentes L , S y C , pueden verse afectados por los diferentes tramos de las curvas de los EE. UU. y México.

El paso siguiente consiste en aplicar un proceso VAR (2) para examinar no solo la interacción entre los factores latentes de las curvas de rendimiento, sino también para recoger los efectos de las siguientes variables macroeconómicas del Perú relevantes para nuestro estudio: producto, tasa de interés interbancaria, tipo de cambio e índice de precios.

Entonces, la especificación del modelo para el VAR (2) queda de la siguiente forma:

$$G'_t = (L_b, S_b, C_b, EUL_b, EUS_b, EUC_b, MXL_b, MXS_b, MXC_b, PIB_b, r_b, TC_b, IPC_t)$$

⁶⁵ Para obtener el óptimo, se requiere que los errores –que son ruidos blancos (WN)– de ambas ecuaciones sean ortogonales entre sí y al estado inicial.

Si bien no se plantea la restricción de no arbitraje para la estimación de la curva de rendimiento, su inclusión puede mejorar el ajuste de la estimación de la curva de rendimiento y conducir la investigación a resultados más robustos.

Análisis de resultados

Datos

Para la construcción de las curvas, utilizamos los rendimientos mensuales desde noviembre de 2006 a noviembre de 2018, obtenidos para el Perú principalmente de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS), de cuya base de datos se descargó el registro a fin de mes de las operaciones de renta fija de bonos soberanos con distintas maduraciones (3, 6, 12, 24, 60, 120 y 240 meses). Datos similares fueron obtenidos del Departamento del Tesoro de los EE. UU. y del Sistema de Información Económica del Banco de México. Cabe mencionar que los títulos soberanos utilizados no presentan ningún tipo de opción sobre el subyacente, y todos están denominados en las respectivas monedas nacionales y tienen un vencimiento mínimo de tres meses.

Estimación de los factores latentes

La tabla 1 muestra estadísticos descriptivos de los factores latentes extraídos del modelo DNS utilizando el filtro de Kalman. El tramo de largo plazo de la curva viene representado por el nivel. Los instrumentos de este tramo suelen ser utilizados como refugio por los agentes que interactúan en este tramo. El nivel refleja la percepción de estos agentes sobre la inflación futura (Diebold *et al.*, 2006). Ante perspectivas de aumento de la inflación, el factor de largo plazo se incrementará. Este tramo de la curva es el que presenta menor volatilidad para los tres países analizados.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los factores latentes del DNS

	Media	Mediana	Desv. Est.	Mínimo	Máximo	ρ (1)
Perú						
Nivel	7,2768	7,2386	0,7808	5,5203	9,6080	0,864
Pendiente	-3,6791	-3,4062	1,3664	-7,0724	-1,0299	0,898
Curvatura	-4,0060	-4,4155	2,1646	-9,7235	3,4862	0,758
EE. UU.						
Nivel	3,6080	3,3160	0,9174	1,9223	5,2629	0,943
Pendiente	-2,8743	-2,8459	1,1543	-5,2153	0,1714	0,919

Curvatura	-3,634	-4,2142	2,0480	-7,0564	0,7416	0,947
México						
Nivel	7,5454	7,6397	0,8261	5,2416	9,4183	0,888
Pendiente	-2,3864	-2,7126	1,6302	-4,8867	0,4573	0,960
Curvatura	-1,8820	-1,7382	1,6108	-6,4675	0,5946	0,862

Fuentes: elaboración propia a partir de las bases de datos en los sitios web de la SBS (Perú), del Departamento del Tesoro (EE. UU.) y del Sistema de Información Económica (Banco de México).

El tramo de corto plazo de la curva es representado por la pendiente del modelo. Sobre este tramo de la curva tiene más influencia la acción del banco central, por lo que puede ser considerado como un indicador de política monetaria; y también da indicios del crecimiento del país (Mehl, 2006). Para los tres países, este es el tramo de la curva más persistente y con autocorrelación de grado 1, indicativa de que depende fuertemente de sus rezagos.

Por último, el factor de mediano plazo, capturado por la curvatura, está relacionado con la dinámica de la tasa de interés real y no con otros factores macroeconómicos por separado (Hoffmaister, Roldos, & Tuladhar, 2010). Este es el factor con mayor volatilidad para el Perú y los EE. UU.

Curvas de rendimiento

El modelo muestra un buen ajuste (anexos 2 al 4), que permite capturar los impactos de los factores latentes sobre la curva de rendimiento de cada país y estimar la dinámica que siguen el nivel, la pendiente y la curvatura, mediante la especificación matricial de la ecuación de transición. Sus coeficientes estimados se observan en la tabla 2.

Para el Perú, la matriz de transición muestra significancia estadística y alta persistencia en la diagonal principal, es decir, para los coeficientes de los tramos asociados a sus rezagos. En dicha tabla, se observa que el nivel es afectado positivamente por su rezago, mientras que el tramo de corto plazo es influenciado por los rezagos de los diferentes tramos de la curva de rendimientos, lo cual puede deberse a que es el tramo de la curva donde existen más transacciones y es mayor la influencia de la política monetaria.

Para el caso de los EE. UU., al igual que para el del Perú, la diagonal principal es la que muestra significancia estadística y persistencia. Únicamente el tramo de corto plazo se ve afectado positivamente por el rezago del tramo de mediano plazo y negativamente por el rezago del tramo de largo plazo, pero en pequeñas magnitudes. Por ende, cada tramo de la curva de rendimiento

estadounidense estaría determinado principalmente por decisiones de los agentes que interactúan dentro del mismo tramo.

Por último, al igual que en los casos anteriores, la matriz de transición para México muestra significancia y alta persistencia en la diagonal principal. Por otro lado, el factor de largo plazo se encuentra influenciado por el rezago del tramo de corto plazo (que refleja la influencia de política monetaria), pero en una magnitud pequeña.

Tabla 2
Matriz de transición VAR (1) para los factores latentes de cada país

Factores latentes Perú	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	μ
L_t	0,85*** (0,04)	-0,03 (0,03)	0,02 (0,02)	1,04*** (0,32)
S_t	0,14** (0,06)	0,90*** (0,04)	0,08*** (0,02)	-1,08** (0,45)
C_t	0,22 (0,16)	0,02 (0,09)	0,76*** (0,06)	-2,47** (1,14)

Factores latentes Estados Unidos	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	μ
L_t	0,95*** (0,03)	0,03 (0,03)	-0,02 (0,02)	0,20** (0,10)
S_t	-0,08** (0,04)	0,83*** (0,04)	0,06*** (0,02)	-0,02 (0,11)
C_t	-0,07 (0,29)	0,02 (0,07)	0,94*** (0,04)	0,13 (0,20)

Factores latentes México	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	μ
L_t	0,92*** (0,04)	0,04* (0,02)	0,01 (0,02)	0,72*** (0,28)
S_t	0,03 (0,04)	0,94*** (0,01)	0,06*** (0,02)	-0,24 (0,33)
C_t	0,05 (0,08)	0,02 (0,04)	0,86*** (0,05)	-0,62 (0,65)

Notas. Esta tabla muestra los coeficientes de la matriz asociada a las ecuaciones de transición. Los errores estándar aparecen en paréntesis. L_t es el nivel estimado, S_t es la pendiente estimada, C_t es la curvatura estimada y μ representa la media de los factores latentes. La significancia estadística al 10, 5 y 1% está indicada por *, ** y *** respectivamente.

Fuentes: véase la tabla 1. Elaboración propia.

Interacciones entre las curvas de Perú, Estados Unidos y México

La tabla 3 muestra que, en el Perú, el factor de largo plazo (representativo de las expectativas de inflación) está influenciado por el rezago del tramo de largo plazo de la curva de los EE. UU. en un 0,193 al 95% de confianza, lo cual indica una relación directa entre las tasas de interés de largo plazo

de ambos países, debida a que los bonos de largo plazo de los EE. UU. son tomados como activos libres de riesgo que sirven de referentes para valorizar activos alrededor del mundo y permiten observar las expectativas del mercado que generan flujos internacionales de capitales. Este resultado confirma los de Kulish y Rees (2011) y de Chin, Filippeli y Theodoridis (2015), quienes encontraron mayores movimientos conjuntos entre las tasas de largo plazo de los EE. UU. y las de pequeñas economías abiertas, que entre las respectivas tasas de corto plazo.

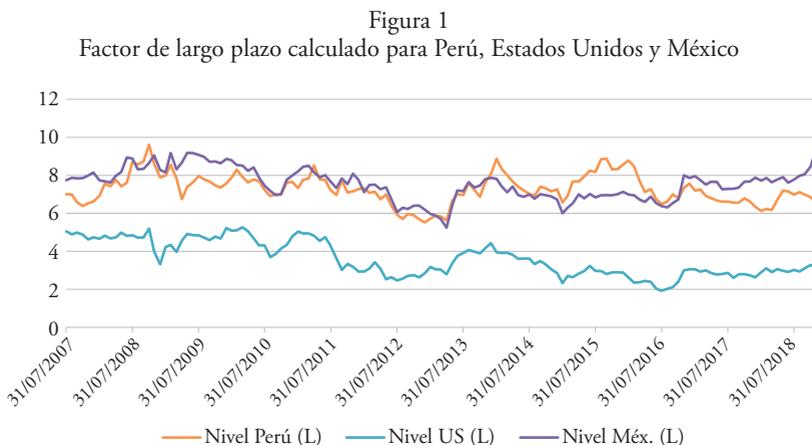
En efecto, menor que el impacto de largo plazo de la curva de los EE. UU. es su impacto sobre los tramos de corto plazo (-0,150) y mediano plazo (0,104) de la curva peruana, al 95% de confianza. Ello indica que el movimiento en las expectativas de inflación va en el mismo sentido que la dinámica de la tasa de interés real, representada en el factor de mediano plazo de la curva de los EE. UU.

Similarmente, el tramo largo de la curva peruana es influenciado por el factor de largo plazo de México, de manera significativa: en 0,152 al 90% de confianza, como se muestra en la tabla 3. Esto indica una correlación en el movimiento de las expectativas de inflación en el largo plazo de los agentes respecto a ambos países (figura 1). México tiene características similares a las del Perú, pero cuenta con un mercado de renta fija más desarrollado; lo cual hace que movimientos en el tramo largo de su curva generen movimientos en el mismo sentido en el tramo de largo plazo de la curva peruana.

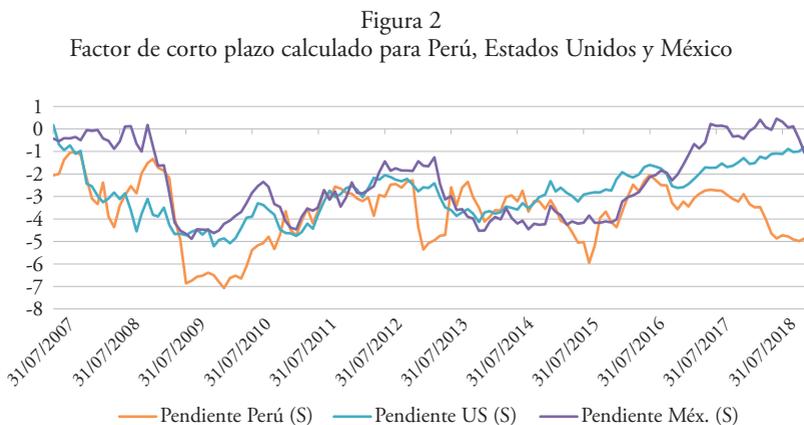
Tabla 3
Matriz de transición VAR (1) para los factores latentes en conjunto

	Per L _{t-1}	Per S _{t-1}	Per C _{t-1}	US L _{t-1}	US S _{t-1}	US C _{t-1}	Mex L _{t-1}	Mex S _{t-1}	Mex C _{t-1}	μ
Per L _t	0,769*** (0,06)	0,014 (0,03)	0,028 (0,02)	0,193** (0,08)	-0,150** (0,07)	0,104** (0,04)	-0,152* (0,08)	-0,024 (0,03)	-0,037 (0,03)	2,101*** (0,50)
Per S _t	0,339*** (0,08)	0,811*** (0,04)	0,108*** (0,02)	-0,121 (0,11)	0,223** (0,09)	-0,084 (0,05)	-0,048 (0,10)	0,021 (0,04)	-0,083* (0,04)	-1,715** (0,68)
Per C _t	0,477** (0,20)	-0,027 (0,10)	0,580*** (0,07)	0,725** (0,28)	0,264 (0,25)	0,146 (0,14)	-0,484* (0,27)	0,134 (0,12)	0,095 (0,11)	-2,454 (1,73)
US L _t	-0,045 (0,04)	-0,004 (0,02)	-0,026* (0,01)	0,930*** (0,06)	-0,003 (0,05)	-0,029 (0,03)	0,019 (0,05)	0,036 (0,02)	0,029 (0,02)	0,317 (0,36)
US S _t	-0,012 (0,05)	-0,015 (0,02)	0,021 (0,01)	-0,029 (0,07)	0,816*** (0,06)	0,102** (0,03)	-0,025 (0,06)	-0,009 (0,03)	-0,062** (0,02)	0,118 (0,43)
US C _t	0,142 (0,08)	-0,015 (0,04)	-0,081*** (0,03)	-0,090 (0,12)	0,161 (0,10)	0,868*** (0,06)	0,041 (0,11)	0,032 (0,05)	0,062 (0,05)	-1,209 (0,74)
Mex L _t	-0,034 (0,05)	0,007 (0,02)	-0,004 (0,01)	0,183** (0,07)	-0,133** (0,06)	0,084** (0,03)	0,739*** (0,07)	0,068** (0,03)	-0,022 (0,03)	1,614*** (0,45)
Mex S _t	0,003 (0,05)	-0,032 (0,02)	0,024 (0,02)	-0,272*** (0,08)	0,238*** (0,07)	-0,123*** (0,04)	0,330*** (0,08)	0,867*** (0,03)	0,096** (0,03)	-1,454*** (0,50)
Mex C _t	0,030 (0,12)	-0,049 (0,06)	-0,005 (0,04)	0,388** (0,16)	-0,019 (0,14)	0,279*** (0,08)	-0,213 (0,16)	-0,031 (0,07)	0,674*** (0,07)	0,047 (1,01)

Notas. Esta tabla muestra los coeficientes de la matriz de transición con los factores latentes de las curvas de rendimiento del Perú, EE. UU. y México. Los errores estándar aparecen entre paréntesis. Lt, St y Ct son los estimados del nivel, la pendiente y la curvatura, respectivamente. μ es la media de los factores latentes. *, **, *** muestran la significancia estadística al 10, 5 y 1% respectivamente.

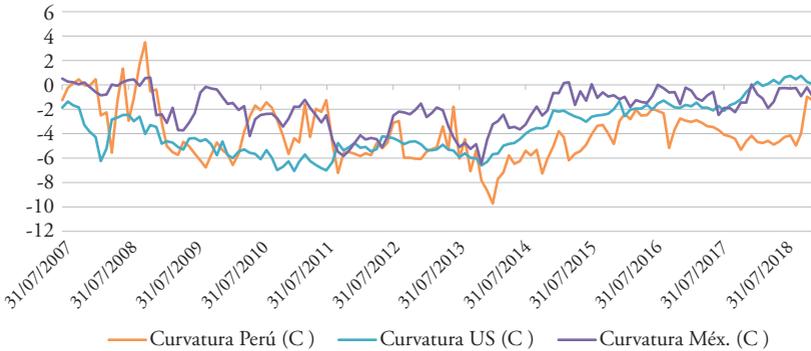


Por otro lado, el factor de corto plazo peruano solo se ve afectado por el factor de corto plazo de los EE. UU. en 0,223 al 95% de confianza (tabla 3), lo cual sugiere que el indicador de política monetaria del Perú es impactado por el indicador de política monetaria de los EE. UU. Por tanto, la política monetaria de los EE. UU. (representada por su factor de corto plazo), al impactar sobre el flujo de capitales alrededor del mundo, según señalan varios autores (Canova, 2005; Bräuning & Ivashina, 2017; Maćkowiak, 2007; Rey, 2015), influye en la política monetaria de países en desarrollo como el Perú, tanto en el corto como en el largo plazo (figura 2).



Por último, el factor de mediano plazo de la curva peruana es afectado de manera significativa (en 0,725 al 95% de confianza) por el factor de largo plazo de los EE. UU. (tabla 3). Esto indica una alta correlación del tramo de las expectativas de inflación de los EE. UU. con el tramo medio que representa la dinámica de la tasa real peruana (figura 3). También hay un impacto del tramo de largo plazo de México sobre el tramo medio de la curva peruana: en -0,484 al 90% de confianza.

Figura 3
Factor de mediano plazo calculado para Perú, Estados Unidos y México



Interacciones entre las curvas de rendimiento y las variables macro-económicas

Teniendo en cuenta que las curvas de rendimiento están íntimamente relacionadas con factores macroeconómicos (Diebold *et al.*, 2006), que cada tramo de la curva de rendimiento de un país está ligado a determinada variable macroeconómica, y que diversos factores internos influyen en la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos (Olivares *et al.*, 2016), procedimos a ampliar el vector de estado del modelo DNS incluyendo las variables producto, inflación, tipo de cambio y tasa interbancaria⁶⁶:

$$G'_t = (L_t, S_t, C_t, EUL_t, EUS_t, EUC_t, MXL_t, MXS_t, MXC_t, PIB_t, r_t, TC_t, IPC_t)$$

⁶⁶ Para las series de producto, inflación y tipo de cambio, se utilizan las variaciones porcentuales anuales, debido a que las tasas de rendimientos y la interbancaria son tasas anuales. Esto garantiza que las series sean estacionarias y, por ende, que el VAR por estimar también lo sea.

Este modelo con variables macroeconómicas sigue los mismos supuestos que el primer modelo DNS estimado únicamente con los factores latentes que representan la curva de rendimiento. Es decir, seguimos asumiendo que la matriz H^{67} es diagonal y la matriz Q^{68} no tiene restricciones, a fin de que las funciones impulso-respuesta del modelo se capturen a partir de la covarianza de los elementos fuera de la diagonal de la matriz Q .

La tabla 4 muestra las estimaciones VAR (2) del DNS ampliado⁶⁹. Primero, el tramo de largo plazo peruano es impactado de manera significativa (al 95%) por los tramos de largo, corto y mediano plazo de los EE. UU. El impacto positivo del tramo largo de los EE. UU. indica que, ante un aumento del rendimiento de este tramo representante de las expectativas de inflación, los inversionistas buscarán activos de renta variable previendo que su rentabilidad crezca. Este impacto, dada la gran influencia de la economía de los EE. UU. en el flujo global de capitales, contagia a la economía peruana, donde los inversionistas demandarán menos bonos de largo plazo, haciendo que aumente el rendimiento del tramo largo peruano. Esto podría ser complementado con un impacto positivo del tipo de cambio local sobre el tramo de largo plazo peruano, pues una menor entrada de moneda extranjera para comprar dichos bonos también incrementaría el rendimiento de ese tramo.

⁶⁷ Matriz de desviaciones del error de la ecuación de medición.

⁶⁸ Matriz de desviaciones del error de la ecuación de transición.

⁶⁹ Las estimaciones de estas nuevas interacciones son muy similares a las antes obtenidas con el modelo que únicamente contempla las interacciones de los diferentes tramos de las curvas de rendimiento de Perú, EE. UU. y México.

Tabla 4
Matriz de transición VAR (2) para los factores latentes y variables macroeconómicas en conjunto

	Per L_t -1	Per S_t -1	Per C_t -1	US L_t -1	US S_t -1	US C_t -1	Mex L_t -1	Mex S_t -1	Mex C_t -1	PIB $_t$ -1	r_t -1	TC $_t$ -1	IPC $_t$ -1	u
Per L_t	0.514** (0.09)	-0.017 (0.05)	0.007 (0.02)	0.216** (0.09)	-0.200** (0.08)	0.109** (0.04)	-0.065 (0.09)	0.012 (0.04)	-0.011 (0.03)	0.032** (0.01)	-0.159* (0.09)	0.031** (0.01)	0.192*** (0.06)	2.912** (0.66)
Per S_t	0.586** (0.12)	0.752*** (0.06)	0.118*** (0.02)	-0.245** (0.12)	0.264** (0.10)	-0.056 (0.06)	-0.061 (0.11)	-0.098 (0.06)	-0.110** (0.04)	-0.015 (0.02)	0.454*** (0.12)	-0.044*** (0.01)	-0.336*** (0.09)	-3.931** (0.87)
Per C_t	0.713** (0.33)	-0.051 (0.17)	0.539*** (0.07)	0.598* (0.31)	0.254 (0.27)	0.364** (0.16)	-0.557* (0.30)	-0.140 (0.15)	0.018 (0.12)	0.043 (0.05)	0.275 (0.32)	-0.100*** (0.03)	-0.121 (0.23)	-4.406* (2.27)
US L_t	-0.107 (0.07)	-0.021 (0.03)	-0.031* (0.01)	0.905*** (0.06)	-0.028 (0.06)	-0.031 (0.03)	0.062 (0.06)	0.042 (0.03)	0.039 (0.02)	0.012 (0.01)	0.015 (0.07)	0.009 (0.00)	0.004 (0.05)	0.281 (0.49)
US S_t	0.064 (0.08)	0.018 (0.04)	0.025 (0.01)	-0.031 (0.08)	0.817*** (0.07)	0.113*** (0.04)	-0.064 (0.07)	-0.017 (0.04)	-0.073** (0.03)	-0.003 (0.01)	-0.022 (0.08)	-0.011 (0.00)	-0.019 (0.06)	0.146 (0.58)
US C_t	0.270* (0.14)	0.000 (0.07)	-0.061* (0.03)	0.046 (0.13)	0.286** (0.12)	0.838*** (0.07)	-0.082 (0.13)	0.040 (0.07)	0.049 (0.05)	-0.057*** (0.02)	-0.052 (0.14)	-0.015 (0.01)	0.024 (0.10)	-0.931 (0.99)
Mex L_t	-0.096 (0.08)	0.030 (0.04)	0.005 (0.01)	0.249*** (0.08)	-0.123* (0.07)	0.032 (0.04)	0.733*** (0.08)	0.145*** (0.04)	-0.007 (0.03)	-0.014 (0.01)	-0.147* (0.08)	0.024** (0.00)	0.084 (0.06)	2.453** (0.59)
Mex S_t	0.159* (0.09)	-0.032 (0.04)	0.010 (0.02)	-0.384*** (0.08)	0.211*** (0.07)	-0.033 (0.04)	0.311*** (0.08)	0.744*** (0.04)	0.064** (0.03)	0.024 (0.01)	0.195** (0.08)	-0.065*** (0.01)	-0.143** (0.06)	-2.670** (0.61)
Mex C_t	0.017 (0.20)	-0.074 (0.10)	-0.025 (0.04)	0.483** (0.19)	0.050 (0.16)	0.359*** (0.09)	-0.233 (0.18)	-0.116 (0.09)	0.641*** (0.07)	-0.002 (0.03)	-0.078 (0.19)	-0.031 (0.02)	0.153 (0.14)	0.184 (1.36)
PIB $_t$	0.928* (0.52)	0.035 (0.27)	0.362*** (0.11)	1.347*** (0.49)	1.383*** (0.42)	-0.362 (0.25)	-0.997** (0.47)	-0.008 (0.24)	-0.280 (0.18)	0.384*** (0.08)	-0.551 (0.50)	-0.115** (0.05)	0.002 (0.36)	4.724 (5.52)
r_t	0.255*** (0.04)	0.035 (0.02)	0.013 (0.01)	-0.044 (0.04)	0.008 (0.03)	-0.010 (0.02)	-0.177*** (0.04)	0.026 (0.02)	0.001 (0.01)	0.027*** (0.00)	0.925*** (0.04)	-0.015*** (0.00)	-0.041 (0.03)	0.126 (0.32)
TC $_t$	0.366 (0.45)	-0.025 (0.23)	5.16E (0.10)	0.240 (0.42)	-1.202*** (0.37)	0.697*** (0.22)	-1.179*** (0.41)	0.198 (0.21)	-0.296* (0.16)	0.052 (0.07)	0.561 (0.44)	0.896** (0.05)	-0.412 (0.32)	3.042 (3.07)
IPC $_t$	0.277*** (0.08)	0.013 (0.04)	0.030 (0.02)	0.033 (0.08)	0.063 (0.07)	0.008 (0.04)	-0.145* (0.08)	-0.030 (0.04)	-0.021 (0.03)	0.026* (0.01)	0.148* (0.08)	-0.013 (0.00)	0.775*** (0.06)	-0.894 (0.60)

Esta tabla muestra los coeficientes de la matriz A asociada a las ecuaciones de transición. Los errores estándar aparecen en paréntesis. Lt es el nivel estimado, St es la pendiente estimada y Ct es la curvatura estimada, y m representa la media de los factores latentes. *, **, *** muestran la significancia estadística al 10, 5 y 1%, respectivamente. Elaboración propia.

En cambio, hay un impacto negativo del tramo de corto plazo de los EE. UU. sobre el tramo de largo plazo peruano. Esto porque, ante un aumento en la tasa de interés debido a una política monetaria contractiva de los EE. UU. para desacelerar el crecimiento de esa economía, los inversionistas financieros buscarían activos de otros países más riesgosos pero con mejores perspectivas de crecimiento, lo que incrementaría la demanda de bonos soberanos de largo plazo peruanos, y así su rentabilidad bajaría.

Mientras tanto, el impacto del tramo medio de los EE. UU. sobre el tramo largo peruano también es positivo, aunque menor que el primer caso. Es decir, hay una relación directa entre la dinámica de la tasa de interés real en los EE. UU. y las expectativas de inflación en el Perú. Esta relación era de esperarse entre dos economías muy relacionadas⁷⁰.

Segundo, el tramo de corto plazo peruano es afectado de manera significativa por los factores de largo plazo (al 95% de confianza) y de corto plazo (al 99% de confianza) de los EE. UU. El impacto negativo del tramo largo de los EE. UU. indica que, ante un aumento de las expectativas de inflación en ese país, los inversionistas buscarán invertir en economías con perspectivas monetarias más estables, y el consiguiente aumento de la demanda de bonos soberanos peruanos a largo plazo hará que caiga su rendimiento a corto plazo. Pero, como el impacto del tramo largo de los EE. UU. sobre el tipo de cambio local también es negativo, su reducción o apreciación del sol permite que los inversionistas extranjeros ganen al reconvertir sus retornos al dólar. Por otro lado, era de esperarse que el tramo de corto plazo peruano sea impactado de manera positiva y significativa (al 99% de confianza) por el promedio de las tasas interbancarias locales, pues dicho tramo es el más representativo de la política monetaria.

Por último, el tramo de mediano plazo de la curva peruana es afectado de manera significativa por los tramos de largo y mediano plazo de los EE. UU. y por el de largo plazo de México. El impacto positivo de los factores latentes de los EE. UU. indica que, ante expectativas alcistas respecto a la tasa de interés ajustada por inflación en los EE. UU., el tramo que representa la dinámica de la tasa real peruana también se incrementaría. Al igual que en el modelo sin variables macroeconómicas, el impacto del tramo largo de los EE. UU. sobre el de mediano plazo del Perú es mayor que los otros impactos estimados.

Por otro lado, el impacto negativo del tramo largo de México indica que, al incrementarse las expectativas de inflación en ese país, los inversionistas buscarán invertir en países con expectativas de precios más estables pero aún

⁷⁰ En un contexto de imperfecta movilidad de capitales (De Gregorio, 2012)

con rendimientos altos, por lo que la mayor demanda en el tramo medio peruano reducirá sus rendimientos.

Descomposición de la varianza

Esta descomposición, que realizamos según el método de Cholesky, sirve para evaluar las interacciones de los factores latentes de las curvas de rendimiento y de variables macroeconómicas, mostrando la proporción en que cada factor influye en la volatilidad de cada variable durante los horizontes temporales de la estimación (Phillips, 1998).

Ordenamiento de las variables

Para el ordenamiento de los factores latentes, tomamos al largo plazo como el relativamente más exógeno o relacionado con choques externos, al corto plazo como determinado principalmente por la política monetaria del país, y al factor de mediano plazo como una combinación del corto y largo plazo. Así, ubicamos primero los factores latentes del Perú; en segundo lugar, los de los EE. UU., por ser una de las economías con mayor incidencia en los flujos globales de capitales; y, por último, los de México.

Las variables macroeconómicas fueron ordenadas así: PIB (porque responde con mayor rezago a los choques de política monetaria), tasa de interés interbancaria, tipo de cambio, e índice de precios (el cual responde de manera más directa a choques financieros).

Resultados de la descomposición de la varianza

La descomposición de la varianza (con el método y los ordenamientos antes mencionados) fue estimada para los horizontes de 1, 12, 36 y 60 meses; se espera que, mientras más largo sea el horizonte de estimación, la variabilidad en la curva peruana será explicada por un mayor número de elementos incluidos en la estimación. Para esta estimación, utilizamos primero el proceso VAR (1) centrado en los factores latentes, y luego el VAR (2) del modelo DNS ampliado.

La tabla 5 muestra los resultados de la estimación VAR (1). Se observa que el tramo de largo plazo de la curva de rendimiento peruana es influenciado considerablemente por el tramo de largo plazo de la curva de los EE. UU. a medida que el horizonte de estimación se incrementa; esta influencia también existe en los tramos de corto y mediano plazo de la curva peruana, pero en una magnitud mucho menor. De hecho, los factores latentes de ambos países extranjeros explican en menor proporción la variación de los tramos de corto y mediano plazo de la curva peruana, incluso en un horizonte más largo de tiempo; lo cual sugiere que esta variación es más influenciada por factores domésticos.

Tabla 5
Descomposición de la varianza del modelo de la curva Perú – EE. UU. – México

Variable	Horizonte	<i>Per L</i>	<i>Per S</i>	<i>Per C</i>	<i>US L</i>	<i>US S</i>	<i>US C</i>	<i>Mex L</i>	<i>Mex S</i>	<i>Mex C</i>
<i>Per L</i>	1	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	71,79	0,47	0,51	17,38	2,41	1,21	5,26	0,41	0,54
	36	61,31	0,49	0,66	25,56	2,13	3,84	4,74	0,50	0,74
	60	60,49	0,52	0,71	25,70	2,14	4,09	4,82	0,55	0,92
<i>Per S</i>	1	26,30	73,69	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	13,65	26,77	24,28	7,13	4,33	2,10	11,72	1,76	8,22
	36	15,79	22,62	20,77	6,47	3,86	2,39	17,41	1,94	8,70
	60	14,24	20,38	19,55	9,33	3,48	6,28	16,47	1,93	8,29
<i>Per C</i>	1	7,26	15,13	77,60	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	7,66	11,11	61,46	0,23	0,27	5,75	10,80	0,12	2,54
	36	6,27	9,01	53,21	6,12	0,24	12,51	10,04	0,16	2,42
	60	6,08	8,42	50,12	8,97	0,26	14,27	9,41	0,15	2,27

Notas. Cada valor muestra la variación porcentual de la varianza estimada para un horizonte de tiempo específico. El horizonte es medido en meses.

Elaboración propia.

Para la estimación VAR (2), seguimos el mismo procedimiento de descomposición de la varianza y de ordenamiento de los factores latentes que para la estimación anterior; y las variables macroeconómicas fueron ordenadas como se indica en el apartado «Ordenamiento de las variables». La tabla 6 muestra los resultados de esta estimación:

En dicha tabla, se observa que, para menores horizontes de tiempo, los factores latentes de las curvas de rendimiento de los EE. UU. y México no tienen un efecto significativo sobre los factores latentes de la curva peruana. Respecto a las variables macroeconómicas, se observa que es pequeña su influencia sobre las variaciones en los diferentes tramos de la curva peruana cuando el horizonte temporal no es largo, lo cual sugiere que los movimientos o *shocks* de corto plazo tienen muy poca relación con las variables macroeconómicas. Sin embargo, mientras mayor es el horizonte temporal, los *shocks* de estas variables inducen una volatilidad mayor en la curva peruana, sobre todo en sus tramos de corto y mediano plazo. Estos resultados indican que las variables macroeconómicas no influyen inmediatamente sobre la curva de rendimiento, tal como hallaron Prasanna y Sowmya (2017), Diebold *et al.* (2006) y Ang, Piazzesi y Wei (2003).

Tabla 6
Descomposición de la varianza del modelo de la curva Perú – EE. UU. – México y variables macroeconómicas

Variable	Horizonte	Per L	Per S	Per C	US L	US S	US C	Mex L	Mex S	Mex C	PBI	r	TC	IPC
<i>Per L</i>	1	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	57,21	0,53	0,77	20,97	0,85	0,98	4,45	0,07	0,67	3,46	0,16	4,77	5,06
	36	52,69	0,50	0,85	23,06	0,84	1,40	5,20	0,07	1,49	3,67	0,32	5,19	4,66
	60	52,49	0,50	0,86	22,98	0,84	1,44	5,39	0,08	1,52	3,69	0,33	5,18	4,64
<i>Per S</i>	1	22,40	77,59	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	9,06	23,18	14,13	12,59	7,85	0,17	6,28	0,49	5,10	3,82	0,93	11,84	4,50
	36	7,37	18,10	11,95	11,97	9,11	3,47	7,97	0,67	7,02	4,47	0,82	11,69	5,32
	60	6,91	16,00	11,83	14,04	8,08	7,97	7,64	0,66	6,21	4,55	0,78	10,30	4,98
<i>Per C</i>	1	6,78	20,59	72,62	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	6,08	12,53	47,29	0,29	2,14	8,98	4,82	1,45	0,60	1,04	0,25	9,52	4,95
	36	5,54	11,06	43,44	3,04	2,04	11,83	5,42	1,43	0,58	1,79	0,29	8,64	4,84
	60	5,63	10,33	41,13	5,30	1,93	13,63	5,10	1,35	0,55	1,88	0,28	8,05	4,76

Notas. Cada valor muestra la variación porcentual de la varianza estimada para un horizonte de tiempo específico. El horizonte es medido en meses. Elaboración propia.

Además, tal como Diebold *et al.* (2006) proponen, realizamos una estimación adicional con un ordenamiento diferente, poniendo las variables macroeconómicas primero y los factores latentes después, la cual arrojó resultados similares.

Funciones impulso-respuesta

Mediante las funciones impulso-respuesta que muestra la figura 4, es posible examinar la dinámica del modelo completo a fin de identificar cómo los choques de los factores latentes y las variables macroeconómicas influyen en el comportamiento de los diferentes tramos de la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos.

Respecto al tramo de largo plazo peruano, ante un choque de una desviación estándar en el factor de largo plazo de los EE. UU., dicho tramo responde de manera positiva hasta el período 25, cuando vuelve a su senda. Ese choque es entonces mayor en los primeros períodos y va mitigándose conforme aumenta el horizonte temporal.

Mientras tanto, el tramo de corto plazo peruano responde primero de manera negativa, pero se recupera relativamente pronto (período 15) para tornarse en un efecto positivo que se mantiene posteriormente; esto se debería a la respuesta de la política monetaria peruana ante cambios en las perspectivas de inflación en los EE. UU. También puede observarse un impacto de choques en el tramo de largo plazo mexicano, principalmente sobre los tramos de largo y corto plazo peruanos; aunque este impacto es mucho menor que el de los EE. UU. y su efecto es negativo.

Por otro lado, la respuesta positiva del tramo corto peruano a choques de una desviación estándar del PIB indica el manejo de la política monetaria según la evolución del crecimiento económico. Y dicho tramo peruano responde de forma negativa en un primer momento a choques en el índice de precios, pero rápidamente el impacto se vuelve positivo a partir del séptimo período; lo cual indica la acción de la política monetaria para controlar el aumento de la inflación.

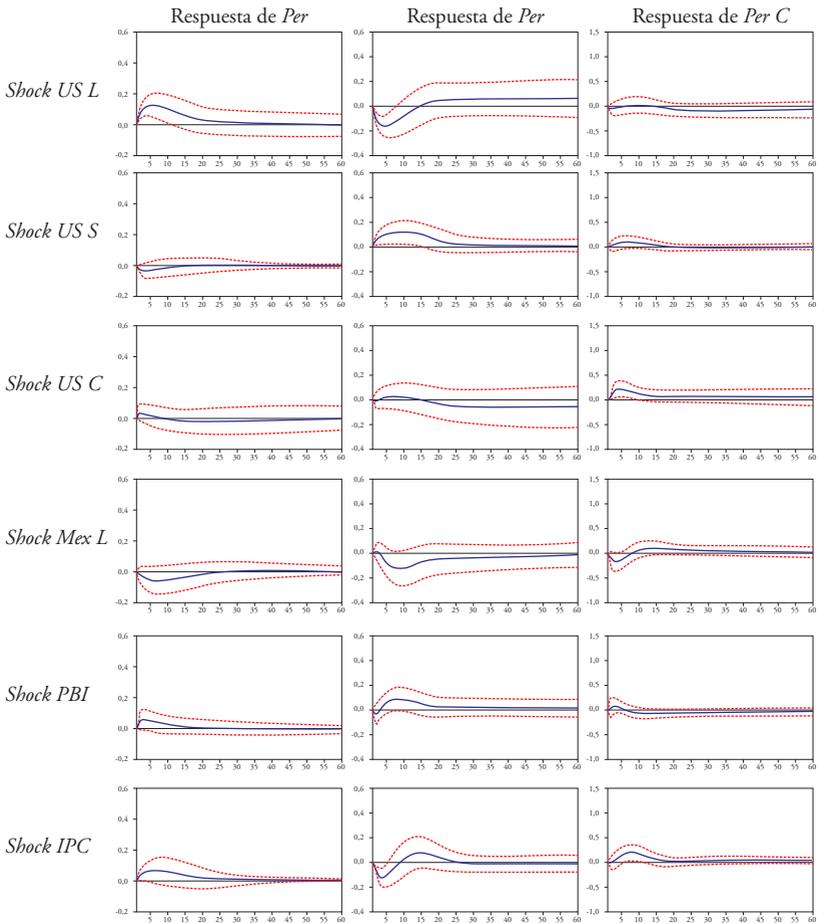
Robustez

Se procedió a estimar el VAR bayesiano, el cual permite eliminar el problema del *trade-off* entre reducir el sesgo e incrementar la varianza que plantea la incorporación de nuevas variables. Además, el vector autorregresivo bayesiano (BVAR) no requiere un ajuste de enfoque y genera no solo una predicción sino también la distribución de probabilidad multivariada completa para resultados futuros, lo cual se ajusta mejor a la realidad (Litterman, 1986).

Al estimar el BVAR para las variables de interés, se obtuvieron resultados similares (mostrados en la figura 5) a los analizados anteriormente, que refuer-

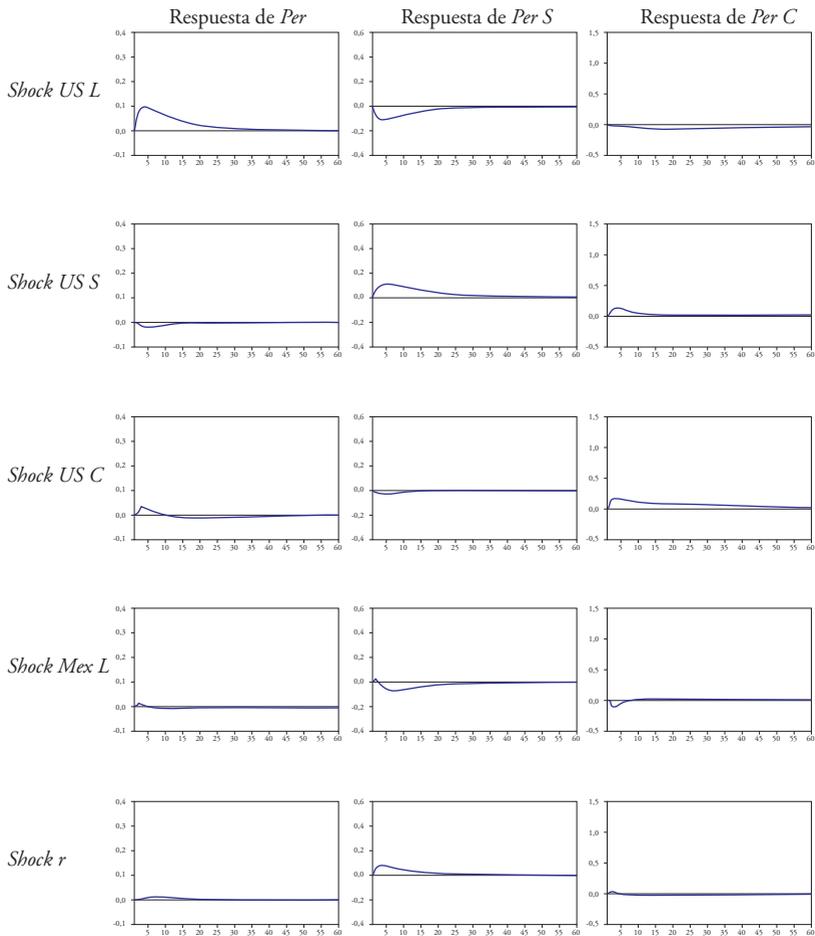
zan su robustez. Es así que se mantiene principalmente el impacto positivo de choques en el factor de largo plazo de los EE. UU. sobre el tramo de largo plazo de la curva peruana, lo cual refuerza la relación entre las expectativas de inflación en ambos países. Y también se mantienen, respecto al tramo de corto plazo peruano (indicador de política monetaria), tanto el impacto negativo del factor de largo plazo de los EE. UU. como el impacto positivo de la tasa interbancaria en el Perú.

Figura 4
Funciones impulso-respuesta



Elaboración propia.

Figura 5
Funciones impulso-respuesta bayesiana



Elaboración propia.

Limitaciones de la investigación

Los resultados encontrados concuerdan con las enseñanzas de la literatura especializada. Sin embargo, existen factores no incorporados en el modelo utilizado que podrían magnificar o disminuir los efectos que se generan entre las variables, como sería el caso de eventos políticos o económicos que

incrementen o disminuyan la aversión al riesgo de los inversionistas y los conduzcan a recomponer sus portafolios prefiriendo determinados activos de renta fija sobre otros.

Como se mencionó en el apartado «Datos», nuestro estudio deja de lado los títulos soberanos con opciones sobre el subyacente, ya que, cuando estas se ejercen, la forma de la curva cambia y los rendimientos también; lo que puede generar cambios en las estimaciones. El modelo DNS utilizado predice la curva con un buen ajuste pese a las pocas transacciones existentes en el mercado de renta fija peruano, pero sus parámetros son algo inestables cuando se usan menos datos, como explica Pereda (2009). Por ello, dicho modelo capturarán más precisamente el movimiento de la curva de rendimiento del Perú cuando su mercado de renta fija se desarrolle y tenga mayor liquidez.

Conclusiones y recomendaciones

El modelo de Nelson y Siegel (1987) con la especificación dinámica de Diebold *et al.* (2006) nos ha permitido analizar el impacto de los diferentes tramos de las curvas de rendimiento de los EE. UU. y México sobre la estructura de tasas de interés a lo largo de la curva de títulos soberanos peruanos. Identificar cómo interactúan esas curvas ayuda a tomar decisiones de consumo e inversión, ya que provee una mejor aproximación tanto a las expectativas del mercado como a posibles movimientos futuros en la curva peruana, a partir de cambios observados en las curvas de países en los que el mercado de renta fija es desarrollado (EE. UU.) o emergente, pero avanzado con respecto al peruano (México).

Esa interacción refleja decisiones de los agentes en cada tramo de la curva, según sus preferencias institucionales, cuyos resultantes flujos de capitales generan impactos sobre la curva peruana y movimientos conjuntos entre esta y las de los otros dos países analizados. Al respecto, los principales hallazgos de nuestra investigación son:

- El tramo de largo plazo –que representa las expectativas de inflación– de las curvas de los EE. UU. y de México impacta sobre el tramo de largo plazo de la curva peruana; se cumple así la hipótesis planteada.
- El tramo de mediano plazo de la curva peruana es influenciado por los movimientos en el tramo largo de las curvas de los EE. UU. y México. Esto significa que los cambios en las expectativas de inflación en ambos países impactan sobre la dinámica de la tasa de interés real del Perú.
- El tramo de corto plazo de la curva de los EE. UU., el cual es un indicador de su política monetaria, genera movimientos en los tra-

mos de largo y de corto plazo de la curva peruana. Esto corrobora lo encontrado por muchos autores respecto al impacto de la política monetaria de los EE. UU. sobre los flujos globales de capitales, que genera movimientos en la estructura de tasas en otros países.

- La inclusión de variables macroeconómicas en el modelo nos ayudó a obtener efectos más limpios de las interacciones entre las curvas de rendimiento, que refuerzan la validez de nuestra hipótesis principalmente respecto a los impactos de los factores de los EE. UU. y, en particular, respecto al impacto del tramo largo de su curva sobre el tramo largo de la curva peruana. Otro resultado resaltante es que con esa inclusión disminuyen, tanto en valores como en significancia, los efectos de la estructura de tasas de interés sobre los diferentes tramos de la curva de rendimientos del Perú.

Estos hallazgos respecto a los movimientos conjuntos de los diferentes tramos de las curvas de rendimiento, además de su utilidad práctica para los agentes del mercado de bonos soberanos, aportan nueva evidencia reveladora de la importancia de lograr que el Perú tenga un mercado de renta fija robusto, a fin de disminuir la influencia de choques externos provenientes del flujo internacional de capitales y de políticas monetarias foráneas, en particular de los movimientos en la tasa de referencia fijada por la Fed.

Por último, este estudio podría extenderse para analizar el impacto de diferentes crisis mundiales y cómo estas reconfiguran la dinámica de la interacción entre las curvas; así como para incluir otras variables que complementen la explicación del movimiento conjunto entre las curvas estudiadas o con las curvas de otros países relevantes en el mercado de bonos soberanos peruanos.

Referencias

- Alfaro, R., Medel, C. A., & Moreno, C. (2017). An analysis of the impact of external financial risks on the sovereign risk premium of Latin American economies. *Revista de Analisis Economico*, 32(2), 131-153. <https://doi.org/10.4067/S0718-88702017000200131>
- Ang, A., Piazzesi, M., & Wei, M. (2003). *What does the yield curve tell us about GDP growth?* NBER Working Papers, 10672. <http://www.nber.org/papers/w10672.pdf>
- Arango, L. E., Melo, L. F., & Vásquez, D. M. (2003). Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia. *Coyuntura Económica*, mayo-setiembre 2003-03, 51-76. <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/2095>
- Arellano, C., & Ramanarayanan, A. (2012). Default and the maturity structure in sovereign bonds. *Journal of Political Economy*, 120(2), 187-232. <https://doi.org/10.1086/666589>

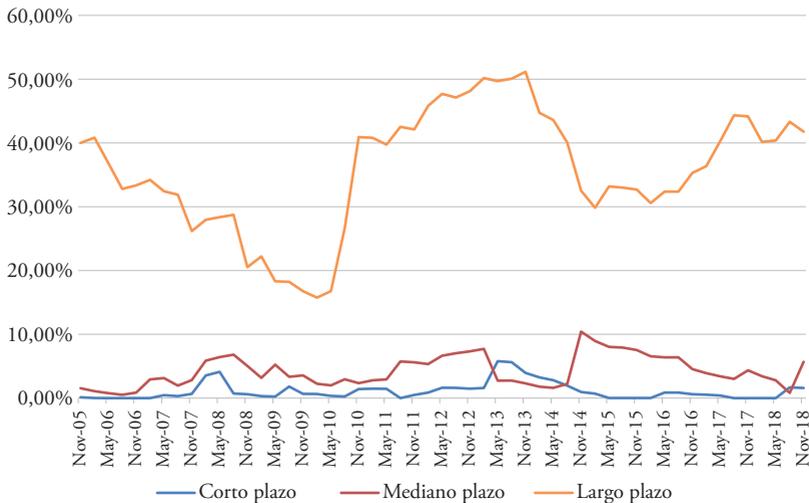
- Bräuning, F., & Ivashina, V. (2017). *U. S. monetary policy and emerging market credit cycles*. Research Department Working Papers, N.º 17-09. Federal Reserve Bank of Boston. <https://www.bostonfed.org/publications/research-department-working-paper/2017/us-monetary-policy-and-emerging-market-credit-cycles.aspx>
- Cano, C., Correa, R., & Ruiz, L. (2010). La curva de rendimientos y la toma de decisiones financieras. *Moneda*, 145, 30-34. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/Moneda-145/Moneda-145-08.pdf>
- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229-251. <https://doi.org/10.1002/jae.837>
- Ceballos, L. (2016). Efectos de sorpresas económicas en la estructura de tasas de interés. Evidencia para Brasil, Chile y México. *Trimestre Económico*, 83(331), 647-675. <https://www.eltrimestreeconomico.com.mx/index.php/te/article/view/214>
- Chin, M., Filippelli, T., & Theodoridis, K. (2015). *Cross-country co-movement in long-term interest rates: A DSGE*. School of Economics and Finance Working Paper, N.º 753. Queen Mary University of London. <https://www.qmul.ac.uk/.../econ/research/workingpapers/2015/items/wp753.pdf>
- Cortés, J., Ramos-Francia, M., & Torres, A. (2008). *Un análisis empírico de la estructura temporal de tasas de interés en México*. Documento de Investigación N.º 2008-07. Banco de México. <http://www.anterior.banxico.org.mx/.../publicaciones/documentos-de-investigacion/.../%7B52A5623C-1F44-0C20-D43E-960EBE6FF246%7D.pdf>
- De Gregorio, J. (2012). *Macroeconomía. Teoría y políticas*. Pearson Educación. <http://www.degregorio.cl/pdf/Macroeconomia.pdf>
- Delfau, E. (2017). *Métodos de estimación de curvas de rendimiento cupón cero en Argentina*. Documentos de Trabajo, N.º 623. Universidad del CEMA. <https://ucema.edu.ar/publicaciones/download/documentos/623.pdf>
- Diebold, F. X., & Li, C. (2006). Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, 130(2), 337-364. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.03.005>
- Diebold, F. X., Rudebusch, G. D., & Arouba, S. B. (2006). The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 309-338. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.011>
- Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1995). Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 975-1009. <https://doi.org/10.2307/2946646>
- Fratzscher, M., Lo Duca, M., & Straub, R. (2018). On the international spillovers of US quantitative easing. *Economic Journal*, 128(608), 330-377. <https://doi.org/10.1111/eoj.12435>
- Goldstein, I., Li, Y., & Yang, L. (2014). Speculation and hedging in segmented markets. *The Review of Financial Studies*, 27(3), 881-922. <https://doi.org/10.1093/rfs/hht059>
- Gurkaynak, R. S., Sack, B., & Wright, J. H. (2006). *The U. S. treasury yield curve: 1961 to the present*. Finance and Economics Discussion Series, 28. The Federal Reserve Board. <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2006/200628/200628pap.pdf>

- Hoffmaister, A. W., Roldos, J., & Tuladhar, A. (2010). *Yield curve dynamics and spillovers in Central and Eastern European countries*. IMF Working Papers, 2010-51. <https://doi.org/10.5089/9781451963328.001>
- Kim, S., & Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 561-586. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(00\)00010-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(00)00010-6)
- Kulish, M., & Rees, D. (2011). The yield curve in a small open economy. *Journal of International Economics*, 85(2), 268-279. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.06.006>
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with bayesian vector autoregressions – Five years of experience. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25-38. <https://doi.org/10.1080/07350015.1986.10509491>
- Litterman, R. B., & Scheinkman, J. (1991). Common factors affecting bond returns. *The Journal of Fixed Income*, 1(1), 54-61. <https://doi.org/10.3905/jfi.1991.692347>
- Maćkowiak, B. (2007). External shocks, U. S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2512-2520. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2007.06.021>
- Mehl, A. (2006). *The yield curve as a predictor and emerging economies*. Working Paper Series, N.º 691. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwp/scpwp691.pdf?7adafdd983e3b1f2bed2987ebc2112ce>
- Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *The Journal of Business*, 60(4), 473-489. <https://doi.org/10.1086/296409>
- Olivares, A., Ataurima, M., & Rodríguez, G. (2016). *Estimation of the sovereign yield curve of Peru: The role of macroeconomic and latent factors*. SBS Documentos de Trabajo, DT/04/2016. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. https://www.sbs.gob.pe/Portals/0/jer/ddt_ano2016/20161125_SBS-DT-004-2016.pdf
- Patel, K., Mohamed, A., & Van Vuuren, G. W. (2018). A regression and comparative study of United States and South African yield curves using principal component analysis. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 21(1), 1-15. <https://doi.org/10.4102/sajems.v21i1.1626>
- Pereda, J. (2009). Estimación de la curva de rendimiento cupón cero para el Perú. *Revista Estudios Económicos*, 17(4), 113-145. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/17/Estudios-Economicos-17-4.pdf>
- Phillips, P. C. B. (1998). Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs. *Journal of Econometrics*, 83(1-2), 21-56. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00064-X](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00064-X)
- Prasanna, K., & Sowmya, S. (2017). Yield curve in India and its interactions with the US bond market. *International Economics and Economic Policy*, 14(2), 353-375. <https://doi.org/10.1007/s10368-016-0340-8>
- Rey, H. (2015). *Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence*. NBER Working Paper, 21162. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w21162/w21162.pdf

- Rodríguez, A., & Villavicencio, J. (2002). La formación de la curva de rendimientos en nuevos soles en Perú. *Revista Economía*, 25(50), 173-204. Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://revistas.pucp.edu.pe/index.php/economia/article/view/565>
- Santana, J. C. (2008). La curva de rendimientos: una revisión metodológica y nuevas aproximaciones de estimación. *Cuadernos de Economía*, 27(48), 71-113. Universidad Nacional de Colombia. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/ceconomia/article/view/1452>
- Svensson, L. E. O. (1994). *Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*. NBER Working Paper 4871. <https://www.nber.org/papers/w4871>
- Velásquez Giraldo, M., & Restrepo Tobón, D. A. (2016). Affine term structure models: Forecasting the Colombian yield curve. *Lecturas de Economía*, 85, 53-90. Universidad de Antioquía. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n85a02>

Anexos

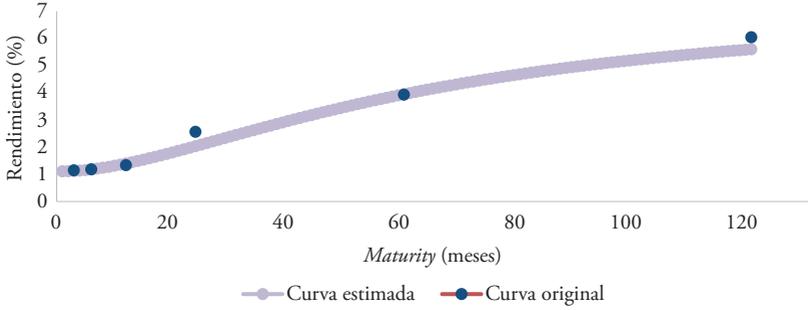
Anexo 1: Participación de no residentes (%) en títulos soberanos denominados en soles ponderada por el monto de participación



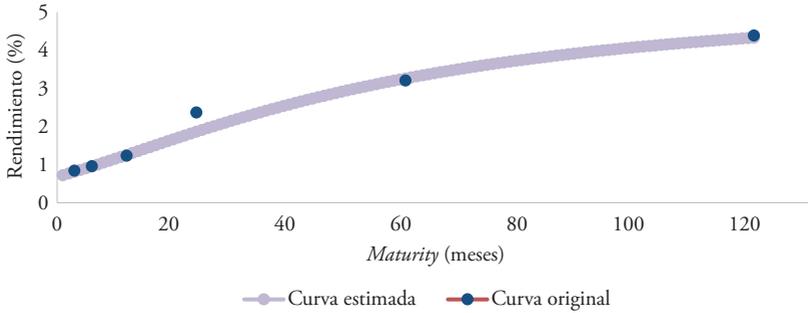
Fuente: elaboración propia sobre la base de <http://www.mef.gob.pe/tesoro/emisiones-de-bonos.php>

Anexo 2: Ajuste del modelo para la curva de rendimiento del Perú

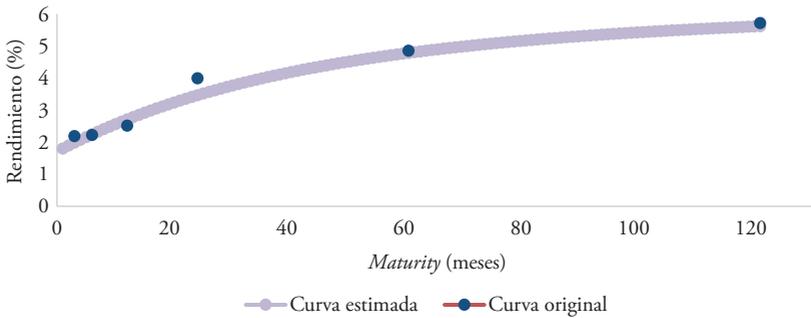
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento del Perú en septiembre de 2009



Ajuste del modelo para la curva de rendimiento del Perú en abril de 2013



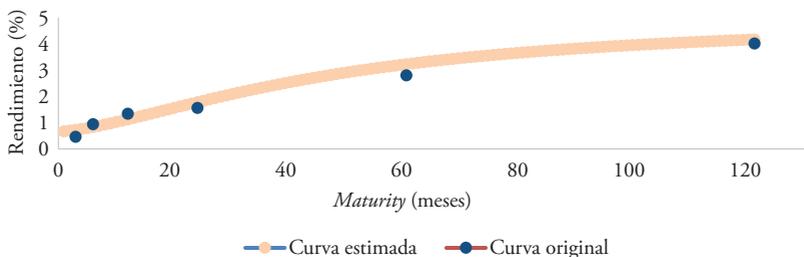
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento del Perú en noviembre de 2018



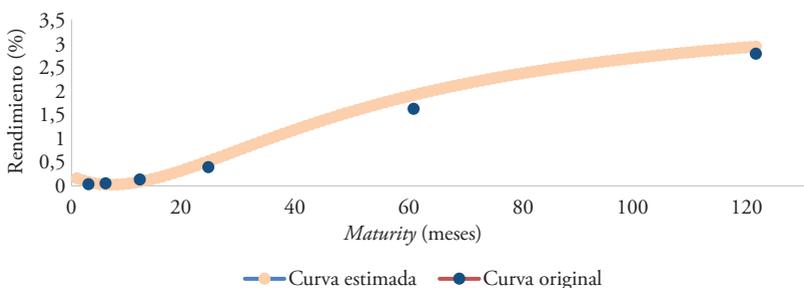
Elaboración propia.

Anexo 3: Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de los Estados Unidos

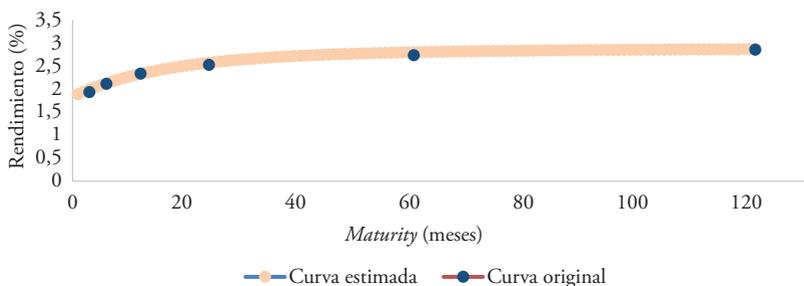
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de los Estados Unidos en octubre de 2008



Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de los Estados Unidos en agosto de 2013



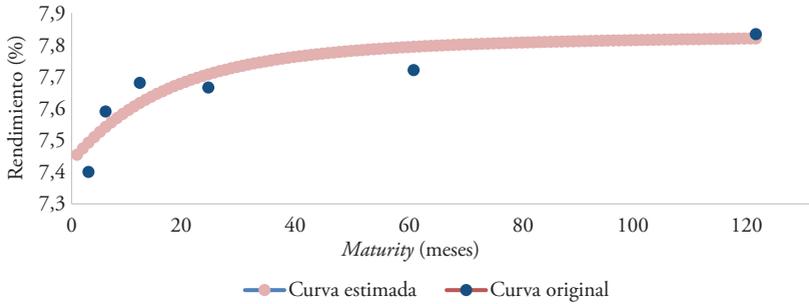
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de los Estados Unidos en junio de 2018



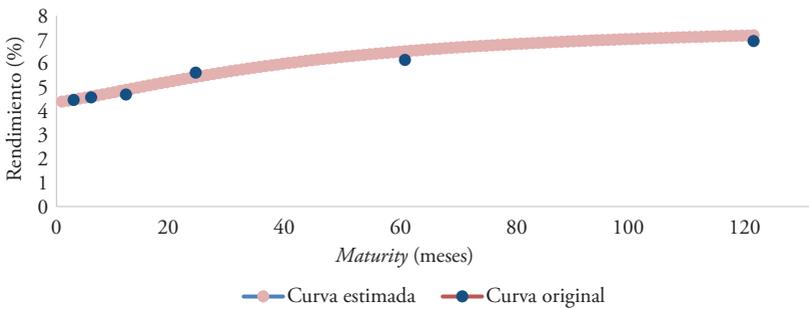
Elaboración propia.

Anexo 4: Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de México

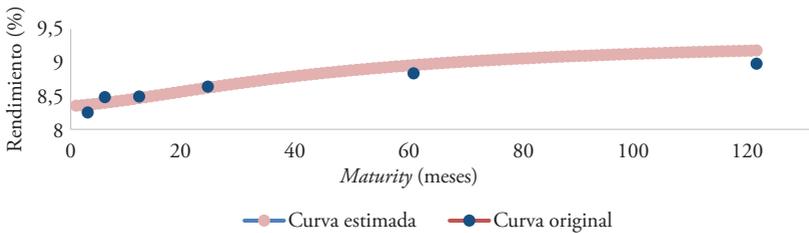
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de México en septiembre de 2007



Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de México en mayo de 2011



Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de México en noviembre de 2018



Elaboración propia.

El efecto del sentimiento de mercado de los Estados Unidos sobre los retornos de los mercados bursátiles globales⁷¹

Sergio Argüelles Catare
Gonzalo Fernández Salgado

Introducción

Gran parte del esfuerzo de investigación sobre mercados bursátiles ha estado enfocado en hallar las variables fundamentales que determinan el retorno de los activos allí cotizados (Fama & French, 1996; Lintner, 1965; Sharpe, 1964). Los estudios más recientes identifican las variables no fundamentales que puedan aportar al poder explicativo de modelos de valorización de activos y a la formulación de mejores estrategias de inversión. En esa línea, la presente investigación está enfocada en el sentimiento del mercado financiero, entendido como la percepción –positiva o negativa– sobre un mercado que, incluso cuando no explicada por fundamentos económicos, resulta relevante para explicar los retornos del mercado (Baker & Wurgler, 2006); y, por ello, esta investigación evalúa la significancia del efecto del mencionado sentimiento en el exceso de retorno del mercado bursátil más desarrollado: el de los Estados Unidos (EE. UU.).

A la fecha, los estudios sobre dicho sentimiento se han concentrado en su efecto a nivel doméstico (Baker & Wurgler, 2007; Barberis, Shleifer, & Vishny, 1998; Chen, Chong, & Duan, 2010; Xavier & Machado, 2017); pocos estudian su transmisión al mercado internacional. La literatura acerca de la transmisión externa de *shocks* de variables fundamentales, así como los

⁷¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en junio de 2019. Los autores agradecen a su asesor, el profesor Rolando Luna Victoria, por su apoyo a lo largo del proceso de elaboración de esta investigación.

estudios sobre comovimientos de precios de activos en distintos mercados, abren oportunidades para investigar, con mayor detenimiento, los efectos de transmisión del sentimiento. Por este motivo, el presente trabajo busca sumarse a una nueva tendencia que estudia el efecto del sentimiento de un país sobre los retornos de activos en otro país.

Debido al tamaño y poder económico del mercado estadounidense, se analiza cómo su sentimiento influye sobre los retornos en otros mercados. Algunas investigaciones han encontrado que el sentimiento de mercado de los EE. UU. se transmite a los mercados bursátiles de países desarrollados y emergentes (Baker, Wurgler, & Yuan, 2012; Bathia, Bredin, & Nitzsche, 2016). Un aspecto destacable es que encontraron efectos significativos en algunos de los países analizados, pero no en otros. Esta investigación busca profundizar sobre este aspecto, preguntándose si existen efectos heterogéneos del sentimiento de mercado de los EE. UU. sobre los mercados bursátiles de otros países.

Un buen entendimiento del efecto de dicho sentimiento sobre los retornos de otros mercados mejora la composición de un portafolio de inversión. Por ejemplo, si los inversionistas supiesen qué países reaccionan de manera similar a tal sentimiento, podrían asignar capitales de un modo que diversifique el riesgo ante un *shock* de sentimiento. En el caso de los inversionistas institucionales, que tienen una participación mayoritaria en el Perú, conocer la reacción de otros países ante un *shock* de sentimiento les permitiría elegir entre distintos mercados con similar comportamiento para ajustar su exposición al sentimiento de mercado de los EE. UU.

Para efectos de esta investigación, se utiliza un índice de sentimiento del mercado construido con base en Baker y Wurgler (2006). En el proceso de construcción, la variable es aislada de los fundamentos. Esta medida de sentimiento ha sido utilizada en algunos estudios, con resultados prometedores en cuanto a su capacidad explicativa (Baker & Wurgler, 2007; Bathia *et al.*, 2016; Chen *et al.*, 2010). A diferencia de esos trabajos, aquí se evalúa el efecto del sentimiento del mercado en los EE. UU. sobre un rango de países más amplio, agrupándolos según su comportamiento ante el sentimiento estudiado, durante las dos últimas décadas aproximadamente.

A la luz de la literatura especializada, nuestras hipótesis de trabajo son las siguientes: la primera, que el sentimiento de mercado es capaz de explicar significativamente el exceso de retorno en períodos subsecuentes. La segunda, que existen efectos heterogéneos del sentimiento de mercado de los EE. UU. sobre los retornos de los mercados bursátiles de distintos países. Y la tercera,

que es posible encontrar países con comportamiento similar ante un *shock* en el sentimiento de mercado de los EE. UU.

El resto de este documento está organizado así: en la sección 2, se revisa la literatura pertinente sobre el tema; la sección 3 presenta el marco analítico y la metodología empleada para evaluar las hipótesis, cuyos resultados son analizados en la sección 4; y la sección 5 presenta las conclusiones y recomendaciones del caso.

Revisión de la literatura

Sobre la eficiencia de mercado

El conocimiento del funcionamiento del mercado de valores está basado en un conjunto de supuestos que permiten a los inversionistas explicar los cambios en los precios de activos. Uno de los supuestos más discutidos es el de eficiencia de mercado. Según Fama (1970), pueden definirse tres tipos de eficiencia de mercado: débil, semifuerte y fuerte. La débil ocurre cuando los precios de mercado solo reflejan la información histórica; la semifuerte, cuando reflejan la información pública actual; y la fuerte, cuando el mercado refleja toda la información disponible. Inicialmente, se aceptaron los dos primeros tipos de eficiencia y, de manera limitada, el tercer tipo. Sin embargo, estudios posteriores encontraron evidencias de retornos anormales que cuestionaban la existencia de eficiencias en el mercado financiero. Investigaciones desde la perspectiva de finanzas del comportamiento han analizado la sobre-reacción y sub-reacción de los inversionistas, en vez de una reacción considerada apropiada a la luz de factores fundamentales del mercado. Una de las primeras observaciones de sobre-reacción fue la de John Maynard Keynes, quien indicó: «Las fluctuaciones del día a día en las ganancias de inversiones existentes, las cuales obviamente son de carácter efímero y no significativo, tienden a tener una influencia excesiva e incluso absurda sobre el mercado» (Keynes, 1936, p. 78). Desde esta perspectiva, se ha analizado el posible impacto que factores no fundamentales podrían tener sobre los precios de activos financieros y sus retornos. Se encontró así que, durante el proceso de formación de expectativas, los inversionistas priorizan los rendimientos pasados sobre la posibilidad de que los retornos regresen a su media (De Bondt & Thaler, 1985). Un comportamiento similar también es hallado por un análisis con ratios financieras que evalúan la estrategia de un inversionista *contrarian*⁷² (Lakonishok, Shleifer, &

⁷² *Contrarian* es un estilo de inversión en el que el inversionista va en contra de las tendencias del mercado. Por ejemplo: compra una acción cuando el resto del mercado la está vendiendo.

Vishny, 1994). Es decir, los hallazgos de estas investigaciones muestran que un retorno anormal resulta de una sobre-reacción del mercado respecto al pasado.

En cambio, otros estudios muestran la existencia de subreacciones resultantes de una lenta absorción de la información sobre precios de activos. La investigación de Bernard y Thomas (1990) encuentra que los anuncios de resultados trimestrales de las empresas es una información pública que, al no verse reflejada totalmente en los precios, provoca predecibles retornos anormales en los trimestres posteriores al anuncio; por lo que esos autores cuestionan la hipótesis de eficiencia semifuerte. Similarmente, las acciones consideradas *value*⁷³ suelen presentar retornos anormales ante una subreacción al anuncio de una recompra (Ikenberry, Lakonishok, & Vermaelen, 1995). Otro ejemplo es provisto por casos de fusiones o adquisiciones que dan lugar a subreacciones debidas a incertidumbres en el mercado sobre los resultados de la nueva organización formada. Conforme se va recibiendo y analizando más información, el mercado la va incorporando en su reacción ante la fusión o adquisición.

También se han analizado los límites del arbitraje como otra causa de fallas en la eficiencia de mercado. Los precios de los activos que se alejan de los fundamentos deberían ser corregidos por el arbitraje llevado a cabo por agentes de mercado que quieren obtener un retorno sin riesgo ni comprometer más capital. Pero Shleifer y Vishny (1997) sostienen que eso no ocurre en la realidad dada la existencia del riesgo de arbitraje, el cual se caracteriza por una probabilidad menor de 1 de ganar dinero y la necesidad de cantidades importantes de capital. Adicionalmente, muchos de los que tienen los conocimientos para realizar arbitrajes manejan capital que pertenece a otros inversionistas, y ello puede limitar su capacidad de tomar posiciones en condiciones extremas. Es por esta razón que diversos activos pueden encontrarse lejos de su valor fundamental por tiempos prolongados. En suma, estos cuestionamientos a hipótesis de mercados eficientes han dado paso a la búsqueda de variables que puedan explicar los retornos anormales del mercado.

Sobre el sentimiento

La literatura especializada sugiere, considerando la existencia de retornos anormales en el mercado, que los inversionistas pueden estar tomando decisiones con base no solo en variables fundamentales de los activos de su interés, sino

⁷³ *Value* es una acción que se está transando a un precio menor que el esperado según sus fundamentos. Se caracteriza por retornos por dividendos altos y una ratio entre precio de mercado y valor en libros baja relativa al mercado.

también en variables como el sentimiento. Aquellos que se comportan de esta manera errática son llamados «inversionistas ruidosos»⁷⁴, por su habilidad para influir en los precios de activos debido a cambios no predecibles en su sentimiento (Black, 1986; De Long *et al.*, 1990).

La manera de determinar qué es y cómo se mide este sentimiento es aún un tema en debate, dado que el sentimiento de inversionistas es uno de los conceptos teóricos y empíricos más importantes en finanzas del comportamiento. La literatura especializada aporta las siguientes mediciones:

Closed-end fund discount

Uno de los *proxies* más aceptados es el *closed-end fund discount*, en adelante CEFD. Esta medida, introducida por Lee, Shleifer y Thaler (1991), se calcula como la diferencia promedio entre el valor neto de los activos (NAV, por sus siglas en inglés) de los fondos de inversión cerrados y sus precios respectivos en el mercado. Como la evidencia empírica muestra que los inversionistas de fondos cerrados son predominantemente inversionistas *retail*, se dice que esta medida captura el sentimiento de este grupo en particular. Sin embargo, existen otros factores que pueden influenciar el CEFD además del sentimiento, como los costos de transacción o la variabilidad del beneficio de liquidez alrededor del tiempo (Ross, 2005). Ello desaconseja utilizar el CEFD como única medida de dicho sentimiento.

Encuestas de confianza del consumidor

La confianza del consumidor es utilizada como un *proxy* del sentimiento de los inversionistas porque es probable que, cuando se piensa que a la economía le irá bien, también le irá bien al mercado de acciones similarmente que al consumo; y viceversa. Esa confianza es medida mediante encuestas: un ejemplo es la del Michigan Consumer Research Center (Ludvigson, 2004).

Encuestas de sentimiento

También existen encuestas que miden el sentimiento de manera más directa, como las de la AAI (American Association of Individual Investors) e II (Investors Intelligence), que preguntan acerca de la percepción del mercado a futuro.

Sin embargo, el problema con las encuestas en general es que solo expresan lo que la gente piensa y no lo que efectivamente sucede. Por ello, deben interpretarse como *proxy* de un sentimiento revelado mas no necesariamente realizado.

⁷⁴ *Noise traders*, en la literatura en inglés.

Otras medidas

Entre estas se encuentra el *put-call ratio*, que mediante la división de los volúmenes de opciones de venta (o *put*) y de opciones de compra (o *call*), respectivamente mide que tan *bullish* o *bearish* está el mercado (Simon & Wiggins, 2001). Otra medida es dada por el volumen de nuevas emisiones de IPO (*initial public offering*), el cual, al igual que los indicadores previos, tiene una correlación negativa con los retornos subsecuentes (Loughran & Ritter, 1995).

Existen así varias medidas de sentimiento, pero por sí solas ninguna puede explicar completamente el sentimiento del mercado de los EE. UU.

Baker y Wurgler

Malcolm Baker y Jeffrey Wurgler (BW, en adelante, para abreviar) investigaron los efectos del sentimiento de los inversionistas en las acciones estadounidenses. BW encuentran que existen dos tipos de inversionistas: los arbitrajistas racionales, que deciden en función de variables fundamentales y no del sentimiento ajeno a estas, y los inversionistas no racionales, que están sujetos a la influencia del sentimiento exógeno o no explicado por variables fundamentales. Pero los arbitrajistas racionales están sujetos a límites de arbitraje como horizontes de tiempo cortos, costos de transacción, riesgo de transacción y ventas en corto; de modo que los precios no siempre reflejan el valor fundamental de sus activos. Por ende, una valorización inadecuada⁷⁵ es un resultado de los límites de arbitraje y cambios en el sentimiento (Baker & Wurgler, 2007). El efecto del sentimiento sobre la valorización se observaría en un contexto de sobrereacción del mercado.

BW determinan que no existe una sola manera de medir el sentimiento de los inversionistas. Por ello, combinan varios *proxies*, cada uno imperfecto individualmente, pero que, unidos, brindan resultados significativos durante 40 años. Además, su medida de sentimiento utiliza variables del mercado que reflejan el sentimiento de mercado ya realizado. Esta medida es un índice del sentimiento de los inversionistas respecto al mercado de los EE. UU., construido a partir de las siguientes variables:

- *Closed-end fund discount*.
- El retorno de las nuevas IPO.
- Número de IPO.

⁷⁵ *Mispricing*, en inglés.

- El porcentaje de emisiones con renta variable entre instrumentos de renta variable e instrumentos de deuda.
- Prima por dividendo: la log-diferencia del promedio de las ratios valor de mercado / valor en libros⁷⁶ entre pagadores y no pagadores de dividendos.

Dado que estas variables pueden contener un componente de información del sentimiento de los inversionistas, un componente idiosincrático y componentes que no tienen relación alguna con el sentimiento, BW realizaron un análisis de componentes principales⁷⁷ para aislar el componente común del sentimiento. Y ortogonalizaron estas variables usando otras variables macroeconómicas (Baker & Wurgler, 2006, 2007).

Esa metodología para construir una métrica de sentimiento de inversionistas ha sido utilizada tanto para mercados desarrollados como emergentes, con resultados positivos en cuanto al aporte que otorga a modelos de valoración de activos. Un país especialmente estudiado con esta metodología es China (Chen *et al.*, 2010; He, Zhu, & Gu, 2017). Estos autores adaptaron los *proxies* usados en BW específicamente a la situación del mercado bursátil chino, y encontraron que la realización de inversiones basadas en estos índices compuestos por combinaciones lineales de múltiples *proxies* lleva a retornos anormales positivos. Otro país analizado extensivamente es EE. UU. (Bathia *et al.*, 2016; Doukas, Antoniou, & Subrahmanyam, 2010; Verma, Baklaci, & Soydemir, 2008; Verma & Soydemir, 2006; Yu & Yuan, 2011). Y también han sido analizados Brasil (Xavier & Machado, 2017), los mercados emergentes a nivel agregado (Daszynska-Zygadlo, Szpulak, & Szyszka, 2014), Reino Unido, México, Chile (Verma & Soydemir, 2006), entre otros.

La integración de los mercados globales y el rol de los EE. UU.

La integración económica y financiera mundial es una realidad de interés general por la oportunidad que brinda de diversificación y por el riesgo ante la rápida expansión de una crisis. Para el inversionista, conocer el estado de la relación que mantienen los mercados es un factor relevante para la construcción de su portafolio. En la literatura hay investigaciones dedicadas a detectar y explicar los determinantes de los posibles vínculos entre los mercados internacionales. El rol de los EE. UU. al respecto es frecuentemente destacado

⁷⁶ *Market to book ratio*, en inglés.

⁷⁷ El análisis de componentes principales busca desagregar la información dada en componentes puros que expliquen la mayor parte de la varianza de dicha información.

dado la gran dimensión e influencia de su economía y mercado financiero a nivel global.

Por ello, se han analizado *shocks* en el mercado financiero estadounidense y cómo estos afectan los retornos y la volatilidad de la renta variable a nivel mundial. Así, se halló una transmisión del impacto de los anuncios macroeconómicos de los EE. UU. hacia los mercados de acciones en países desarrollados y emergentes utilizando datos de alta frecuencia (Andersen *et al.*, 2007; Wongswan, 2006). Adicionalmente, se encontró una reacción asimétrica de las acciones dependiendo de la fase del ciclo económico, y que la correlación entre tipos de activos no ocurre únicamente en fechas cercanas al anuncio sino también en diversos momentos del ciclo (Andersen *et al.*, 2007). Estas investigaciones son reveladoras en tanto indican que *shocks* en el mercado norteamericano no solo afectan a otros mercados, sino que la reacción de los activos varía en el tiempo. En la misma línea, se ha encontrado que los vínculos financieros internacionales, donde destaca el rol de los EE. UU., pueden ser descritos por *shocks* en los activos de un país que impactan el movimiento de activos de diversos tipos en otros países (Ehrmann, Fratscher, & Rigobon, 2011), y que hay un efecto heterogéneo en los activos explicado por las condiciones del país y la fase del ciclo económico en que se encuentra.

Sobre el escenario local

En el Perú, los inversionistas institucionales son los agentes que lideran el mercado bursátil. En particular, las administradoras de fondos de pensiones (AFP) manejan cuatro fondos distintos que invierten en activos de renta fija, renta variable y algunos alternativos. Dado que, según la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS, 2018), un 38,71% del monto total en el sistema a finales de octubre de 2018 está invertido en fondos mutuos del extranjero, es relevante profundizar en el estudio de los retornos de los activos en el extranjero, al menos a un nivel agregado por país o región. Brindar criterios adicionales para comprender mejor los movimientos de los precios de valores extranjeros podría aportar a que el proceso de toma de decisiones resulte en mayores retornos para los fondos de pensiones. Por lo tanto, analizaremos el efecto del sentimiento de mercado de los EE. UU. sobre diversos mercados internacionales.

El efecto del sentimiento transmitido sobre los mercados internacionales

Como se ha visto antes, el sentimiento de inversionistas en los EE. UU. ha sido ampliamente estudiado. En vista de que los estudios sobre esta variable

mostraron la existencia de un vínculo entre ese sentimiento y los mercados bursátiles, se hizo pertinente validar este vínculo y expandir el análisis hacia los efectos y mecanismos de la transmisión del sentimiento en otros mercados. Se empezó con investigaciones para identificar un posible efecto de dicho sentimiento—medido por encuestas hechas en los EE. UU.—sobre el mercado de acciones de países como Reino Unido, México, Brasil y Chile (Verma & Soydemir, 2006). Ese estudio distingue entre inversionistas institucionales e individuales y entre sentimiento racional y no racional; esto último contrariamente a nuestra investigación, que considera la variable sentimiento como netamente no racional.

Años después, una investigación sobre seis grandes mercados mediante un índice global junto con otros seis locales construidos según la metodología de Baker y Wurgler (2006) halló que, cuando el sentimiento es elevado, los retornos futuros de las acciones difíciles de valorar o arbitrar son negativos; lo cual indicaba un efecto corrector del mercado cuando los precios son impulsados muy al alza por el sentimiento (Baker *et al.*, 2012). Estos autores también hallaron un efecto del sentimiento en los EE. UU. sobre los mercados de países receptores de significativos flujos de capital provenientes de ese país, lo cual planteó la posibilidad de que esos flujos sean uno de los mecanismos de transmisión del sentimiento. Un estudio posterior aportó la posibilidad de que la red de préstamos entre bancos sea otro mecanismo de transmisión, cuando halló un poder explicativo debilitado del sentimiento en los EE. UU. sobre los mercados europeos al pasar de la época pre a la post crisis financiera de 2008 (Bai, 2014). Mientras tanto, las relaciones comerciales entre los EE. UU. y países miembros del G7 no necesariamente operan como un mecanismo de transmisión del sentimiento en cuestión, a juzgar por los resultados de un estudio sobre ese conjunto de países que sí encuentra un impacto significativo de dicho sentimiento cuando es medido con la metodología de BW, pero no significativo cuando es aproximado mediante el índice de confianza elaborado por la Universidad de Michigan (Bathia *et al.*, 2016).

En consecuencia, la presente investigación emplea como medida del sentimiento analizado el índice construido con la metodología de BW, en razón de su amplio uso con resultados prometedores. Cabe advertir que, debido a las características del índice, solo se obtendrían resultados respecto a la influencia del sentimiento del mercado en los EE. UU. sobre otros mercados bursátiles que no distinguen entre inversionistas individuales e institucionales. Pero nuestro trabajo expande el número de países cubiertos y se concentra en identificar los efectos heterogéneos entre ellos. Y, a diferencia de estudios como los de

Baker *et al.*, (2012) y Bai (2014), desarrollamos una estrategia empírica que contempla distintos niveles del sentimiento de mercado, que será explicada más adelante. De esta manera, buscamos aportar a la literatura existente sobre efectos del sentimiento transmitido, a fin de llegar a conclusiones que puedan mejorar la asignación de capital en el portafolio de un inversionista peruano.

La presente investigación también sigue la tendencia a utilizar un modelo VAR con impulso-respuesta para evaluar el efecto del sentimiento de mercado en los EE. UU. Este modelo trata a todas las variables observadas como endógenas *a priori* (Sims, 1980); un supuesto razonable, dado que se utilizan controles que pueden estar influyéndose entre sí. Y en el VAR se hace una regresión por cada variable contra un cierto número de rezagos en las otras, a fin de identificar la significancia del sentimiento rezagado sobre el exceso de retorno.

Marco analítico y metodología

El interés académico y de actores en el mercado por explicar los retornos de activos financieros en períodos ya concluidos es útil para tener una mejor idea de cómo se comportarán en el futuro. Con base en la teoría moderna de portafolio formulada por Markowitz (1952), Sharpe (1964) y Lintner (1965) desarrollaron el *capital asset price model* (CAPM en adelante, para abreviar), que inspira nuestro marco analítico. El objetivo del CAPM es que el inversionista pueda maximizar el retorno que obtenga, habida cuenta del riesgo que está dispuesto a tomar. El CAPM utiliza una tasa libre de riesgo (R_f), consistente en el retorno que el inversionista hubiese obtenido de haber invertido la misma cantidad de dinero en un activo libre de riesgo. Y distingue dos tipos de riesgo para el inversionista: el riesgo sistemático, que no puede evitar porque está dado por factores que afectan a todo el mercado; y el riesgo no sistemático o idiosincrático, que puede reducirlo con una buena diversificación de su portafolio. Ese modelo representa al riesgo sistemático con β (de modo que un β más alto significa que el activo o portafolio es más sensible a este riesgo) y es expresado así:

$$E(R_i) = R_f + \beta * E(R_m - R_f)$$

Donde:

$E(R_i)$ = retorno esperado del activo.

R_f = tasa libre de riesgo.

β = sensibilidad del activo ante cambios en el mercado.

$E(R_m)$ = Retorno esperado del mercado.

Metodología

Para examinar el efecto de transmisión que tiene el sentimiento del mercado de los EE. UU. sobre los retornos en los mercados de otros países, utilizamos el modelamiento econométrico VAR. Dado el tiempo que toma la generación y difusión de información sobre los factores explicativos –fundamentales y no racionales– de dicho efecto, su relación con los resultantes retornos de activos financieros no siempre será inmediata, y, por ende, no sería realista utilizar solamente relaciones contemporáneas entre las variables. Utilizamos entonces criterios de información como AIC⁷⁸ y SBIC⁷⁹, a fin de identificar los rezagos adecuados para las variables por utilizar. Como esto implica que la estimación con VAR brindará resultados para los rezagos seleccionados solamente, también utilizamos funciones de impulso-respuesta generalizadas, a fin de observar patrones no visibles en los resultados de dicha estimación. El uso de las funciones impulso-respuesta respalda el enfoque aplicativo de la presente investigación, debido a que permite identificar la persistencia de un *shock* en el sentimiento de mercado de los EE. UU. sobre el exceso de retorno en los otros mercados analizados.

El modelo VAR que empleamos se expresa de la siguiente manera:

$$Z_{(t)} = \sum_{s=1}^m B_s Z_{(t-s)} + \xi_t$$

Donde $Z_{(t)}$ es un vector de las ocho variables utilizadas (descritas más adelante) y del sentimiento de mercado de los EE. UU. construido bajo la metodología de BW; B_s es la matriz de coeficientes; m son los rezagos apropiados; y ξ_t es el vector de errores de la estimación. A partir del efecto encontrado del sentimiento de mercado de los EE. UU. sobre cada otro mercado estudiado, comparamos los coeficientes respectivos. En línea con la pregunta de nuestra investigación, buscamos probar la presencia de países estadísticamente similares en cuanto a su reacción ante el sentimiento estadounidense mediante un test Z , cuyos resultados brindan luces sobre el grado de heterogeneidad del efecto de dicho sentimiento a escala internacional. Esto permite agrupar los países, de manera preliminar, según su sensibilidad ante el sentimiento mencionado.

⁷⁸ Criterio de información de Akaike.

⁷⁹ Criterio de información bayesiano de Schwartz.

Datos

Para obtener la información sobre el retorno de los mercados analizados, se extrajeron los datos de frecuencia mensual –desde julio de 2001 hasta diciembre de 2018– de los índices de 23 mercados bursátiles expresados en dólares, que incluyen países desarrollados y emergentes (listados en la tabla 3). Como se dijo antes, el índice de sentimiento es construido empleando la metodología BW. Una limitante de nuestra metodología resulta de la periodicidad mensual de los datos, que no permite inferir los efectos del sentimiento sobre retornos diarios o semanales. Otra contingencia que considerar es la posibilidad de que cambios en el comportamiento de los componentes del índice impacten sobre su significancia; por lo cual, la utilización del índice debe tener en cuenta que su composición está sujeta a cambios en la práctica.

No obstante, son notorios los beneficios de la metodología BW en comparación con otras métricas. A diferencia de las encuestas, que recogen lo que los inversionistas dicen sentir, el índice construido bajo la metodología de BW muestra un sentimiento efectivamente realizado. Otras métricas de observación directa del mercado, como el *put-to-call ratio* o el número de IPO, dependen de variables fundamentales y, por ende, no son afectadas únicamente por el sentimiento de mercado. En contraste, el índice de BW permite analizar exclusivamente el sentimiento presente en el mercado estadounidense. Y dicha metodología ha sido empleada con resultados satisfactorios por diversas investigaciones mencionadas anteriormente.

Además del índice de sentimiento, se incluyen seis variables como regresores para controlar por efectos locales e internacionales. Estas variables van en línea con la literatura relevante y son las siguientes:

- El exceso de retorno país. Medido como el retorno mensual del índice de la bolsa de valores más representativa local, expresado en dólares, menos la tasa libre de riesgo. Esta tasa equivale al rendimiento del *T-bill* de un mes limpio de tendencia, según Campbell (1991), Lintner (1965) y Sharpe (1964).
- El exceso de retorno del portafolio de mercado. Medido como el retorno mensual del índice mundo (MCSI ACWI Index) menos la tasa libre de riesgo.
- Inflación. Medida como el cambio de los últimos 12 meses en el índice de precios del consumidor del país analizado (Fama & Schwert, 1977; Sharpe, 2002).

- Tipo de cambio. Medido como el cambio mensual del tipo de cambio nominal directo del país analizado respecto al dólar estadounidense (Francis, Hasan, & Hunter, 2006).
- Crecimiento económico. Medido como el crecimiento mensual en el índice de producción industrial de los EE. UU. (Fama, 1970; Schwert, 1990).
- Expectativas de las variables económicas a futuro. Medidas como la diferencia de rendimiento del bono del tesoro de los EE. UU. de 10 años respecto al rendimiento del *T-bill* de tres meses (Fama, 1990).

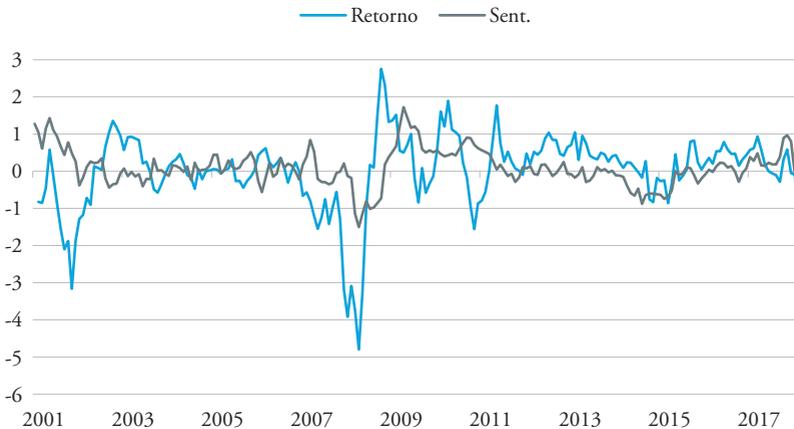
La información sobre esas variables y los datos de frecuencia mensual de los índices de los mercados bursátiles analizados fue extraída de los portales de Bloomberg, Morningstar y la Reserva Federal (Fed) de los EE. UU.

Análisis de resultados

Los resultados presentados y analizados en esta sección corresponden al período comprendido entre julio de 2001 y diciembre de 2018. La figura 1 muestra la evolución del índice de sentimiento y el exceso de retorno del mercado estadounidense. Se observa que el exceso de retorno tiene un comportamiento opuesto al del sentimiento de mercado, salvo en los años de crisis financiera y recesión económica (2008-2009) que alteraron ese comportamiento.

Figura 1
Exceso de retorno vs. índice de sentimiento de mercado de los EE. UU.

Exceso de retorno estandarizado y media móvil de seis meses



Fuentes: elaboración propia sobre la base de Fed, Bloomberg, Morningstar.

Para validar el poder explicativo del índice de sentimiento de BW que se puede inferir de dicho gráfico, se aplicó el siguiente modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO, u OLS en inglés):

$$Y_{(t)} = B X_{(t-1)} + \xi$$

Donde $Y_{(t)}$ es el vector de observaciones del exceso de retorno del índice S&P 500; $X_{(t-1)}$ es la matriz que contiene el rezago del índice sentimiento de mercado y las variables mencionadas en la sección anterior, excluyendo al tipo de cambio; B es la matriz de coeficientes, y ξ es el vector de errores de la estimación. Se utiliza el primer rezago de las variables para este modelo, debido a que para la posterior evaluación sobre los otros países se utiliza un modelo VAR que implica el uso de uno o más rezagos. Los resultados presentados en las tablas 1 y 2 demuestran que el primer rezago del índice de sentimiento mejora de manera significativa la explicación del exceso del retorno de los EE. UU., y que la significancia del índice se mantiene aun si se remueven los controles no significativos⁸⁰.

Tabla 1
Estimación MCO del exceso de retorno de los EE. UU.

	Coefficiente	Error estándar	t valor	Pr(> t)
Exc. Ret. Merc. _{t-1}	-0,1452	0,2730	-0,5320	0,5954
Exp. Eco. _{t-1}	0,4038	0,2663	1,5160	0,1310
Inflación. _{t-1}	-0,2119	0,1220	-1,7370	0,0839
Crec. Eco. _{t-1}	1,1913	0,4313	2,7620	0,0063
Exc. Ret. _{t-1}	0,3883	0,2796	1,3890	0,1664

$R^2 = 0,1256$

Fuentes: elaboración propia sobre la base de Fed, Bloomberg, Morningstar.

⁸⁰ Véase el anexo 1, donde, al igual que en las tablas 1 y 2, *Exc.Ret.Merc.* es exceso de retorno del mercado (bursátil), *Exp.Eco.* es expectativas económicas, *Crec.Eco.* es crecimiento económico y *Sent.* abrevia sentimiento.

Tabla 2
Estimación MCO del exceso de retorno de los EE. UU. (incluyendo sentimiento)

	Coefficiente	Error estándar	t valor	Pr(> t)
Exc. Ret. Merc. _{t-1}	-0,2203	0,2723	-0,8090	0,4194
Exp. Eco. _{t-1}	0,5313	0,2696	1,9710	0,0501
Inflación. _{t-1}	-0,1150	0,1282	-0,8970	0,3706
Crec. Eco. _{t-1}	1,6118	0,4656	3,4620	0,0007
Exc. Ret. _{t-1}	0,4514	0,2782	1,6220	0,1063
Sent. _{t-1}	-0,0153	0,0068	-2,2640	0,0246

$R^2 = 0,1472$

Fuentes: elaboración propia sobre la base de Fed, Bloomberg, Morningstar.

Esos resultados comprueban el efecto negativo del sentimiento de mercado sobre los retornos de los activos estadounidenses; es decir, cuando el sentimiento es alto, los retornos subsecuentes son bajos, y viceversa; tal como hallaron estudios previos (Baker & Wurgler, 2006, 2007; Bathia *et al.*, 2016).

Con estos resultados alentadores, procedimos a evaluar del poder explicativo del sentimiento de mercado en los EE. UU. sobre los retornos en mercados de otros países. Para el modelo VAR de cada país, utilizamos los criterios de información AIC⁸¹ y SBIC⁸² y determinamos el uso de un rezago. La tabla 3 resume los coeficientes estimados con el VAR para el sentimiento de mercado en los EE. UU. sobre los mercados de cada uno de los otros 23 países analizados.

⁸¹ Criterio de información de Akaike.

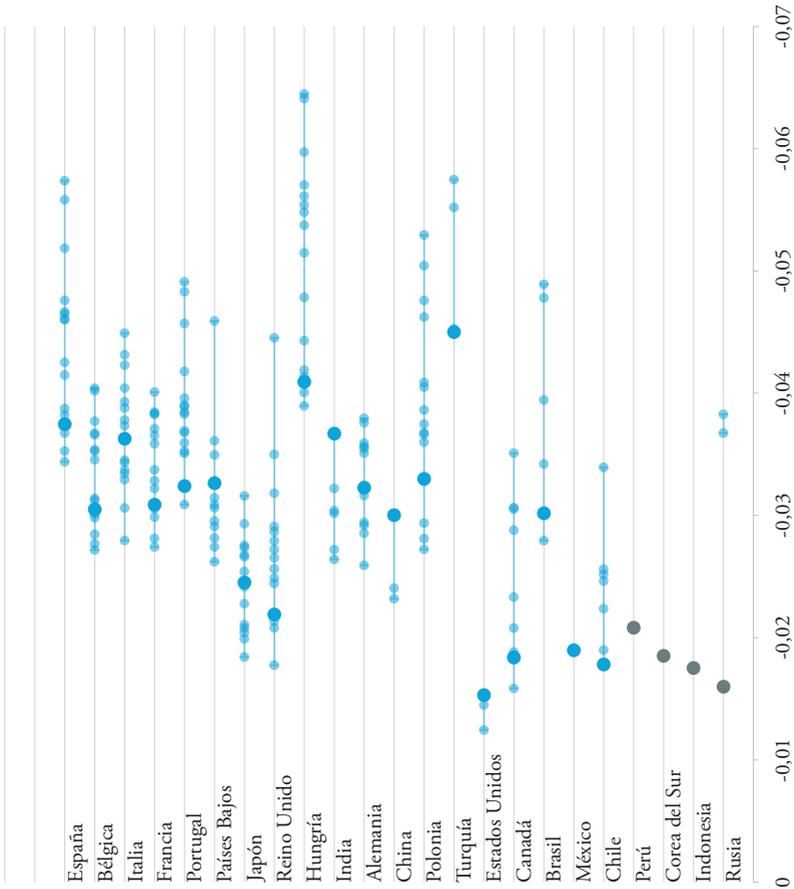
⁸² Criterio de información bayesiano de Schwartz.

Tabla 3
Coeficientes de sentimiento de mercado de los EE. UU.

Pais	Coeficiente	Error estándar	t valor	Pr(> t)	
España (SP)	-0,0374681	0,0106125	-3,530551	0,0005136	***
Bélgica (BL)	-0,0304997	0,0088177	-3,458931	0,0006614	***
Italia (IT)	-0,0362809	0,0107485	-3,375429	0,0008838	***
Francia (FR)	-0,0308798	0,0092628	-3,333741	0,0010193	**
Portugal (PR)	-0,0324057	0,0098305	-3,296445	0,0011567	**
Países Bajos (NE)	-0,0326369	0,0099503	-3,279980	0,0012227	**
Japón (JP)	-0,0245193	0,0075997	-3,226338	0,0014628	**
Reino Unido (UK)	-0,0219017	0,0070296	-3,115658	0,0021024	**
Hungría (HN)	-0,0409325	0,0132468	-3,089990	0,0022837	**
India (ID)	-0,0366896	0,0118941	-3,084687	0,0023229	**
Alemania (GE)	-0,0322709	0,0106084	-3,042015	0,0026619	**
China (CN)	-0,0300322	0,0116952	-2,567903	0,0109539	*
Polonia (PL)	-0,0329978	0,0132095	-2,498032	0,0132865	*
Turquía (TR)	-0,0449998	0,0192345	-2,339542	0,0202839	*
Estados Unidos (US)	-0,0153047	0,0067609	-2,263709	0,0246495	*
Canadá (CA)	-0,0183847	0,0081699	-2,250309	0,0255072	*
Brasil (BR)	-0,0301866	0,0159029	-1,898180	0,0590982	.
México (MX)	-0,0189709	0,0103575	-1,831604	0,0684832	.
Chile (CH)	-0,0178152	0,0098147	-1,815156	0,0709830	.
Perú (PE)	-0,0208126	0,0127285	-1,635121	0,1035810	no sig.
Corea del Sur (SK)	-0,0185159	0,0115328	-1,605496	0,1099468	no sig.
Indonesia (IN)	-0,0175157	0,0115736	-1,513416	0,1317370	no sig.
Rusia (RU)	-0,0159922	0,0135735	-1,178197	0,2401041	no sig.

Notas. $\Pr(>|t|) < 0,001 = ***$; $\Pr(>|t|) < 0,01 = **$; $\Pr(>|t|) < 0,05 = *$; $\Pr(>|t|) < 0,1 = .$; $\Pr(>|t|) >= 0,1 = \text{no sig.}$
Fuentes: elaboración propia sobre la base de Fed, Bloomberg, Morningstar.

Figura 2
Coeficientes de sentimiento de mercado en países analizados



En esa tabla y la figura 2, se observa que los retornos de los índices bursátiles en 19 países evaluados son explicados de manera significativa por el sentimiento de mercado de los EE. UU. España es el país que presenta el coeficiente más significativo. Los países con coeficientes no significativos son cuatro: Perú, Corea del Sur, Indonesia y Rusia. Pero en todos los casos los coeficientes estimados tienen un signo negativo; es decir, el índice de sentimiento de los EE. UU. se relaciona con todos los retornos de los países estudiados en la misma dirección. Y en los 19 casos en los que esa relación es significativa, esta significancia se mantiene incluso cuando dicho sentimiento

es tomado como una variable exógena (como se muestra en la figura 1) y se controla por los rezagos de las demás variables explicativas. Puede inferirse así que, debido a la alta proporción del mercado mundial que representa el mercado estadounidense, un incremento en el sentimiento de los EE. UU. es capaz de influir sobre el sentimiento del mercado en general, trascender fronteras y explicar retornos negativos subsecuentes en otros países.

España mantiene una relación cercana con los EE. UU., bilateralmente y como parte de la Unión Europea, por lo cual no sorprende que el sentimiento de mercado de los EE. UU. tenga una influencia significativa en los retornos bursátiles en ese país europeo. En el caso de Rusia, como no mantiene relaciones económicas y políticas cercanas con los EE. UU., tampoco sorprende la poca influencia del sentimiento de mercado de los EE. UU. sobre los retornos bursátiles de ese país. Respecto al Perú, la baja liquidez de su mercado bursátil podría estar limitando el traspaso del sentimiento de los EE. UU. al mercado local. En Corea del Sur hay políticas que restringen el acceso de inversionistas extranjeros y por ello limitan el efecto del sentimiento estadounidense. En cuanto a Indonesia, durante la primera mitad del período analizado contaba con dos bolsas de valores separadas que fueron consolidadas en una sola en 2007, la cual cobró dinamismo desde la crisis financiera en adelante, de modo que estos cambios en su mercado bursátil pueden haber restringido el efecto del sentimiento.

En suma, la tabla 3 muestra coeficientes de sentimiento de mercado con distintos grados de significancia y magnitudes, validando así la primera hipótesis de nuestra investigación, que afirma que el sentimiento de mercado de los EE. UU. tiene un efecto heterogéneo en los retornos de los activos de distintos países.

Comparación entre los países en evaluación

Para verificar la segunda hipótesis de esta investigación, según la cual existen países que se comportan de manera similar ante un *shock* del sentimiento de mercado de los EE.UU, el primer paso fue realizar una prueba Z comparando los estimados de los coeficientes del índice de sentimiento para cada uno de los países en evaluación, a fin de identificar los coeficientes estadísticamente significativos (Clogg, Petkova, & Haritou, 2002; Cohen *et al.*, 2003; Pateroster *et al.*, 1998).

$$Z_{valor} = \frac{\beta_1 + \beta_2}{\sqrt{SE\beta_1^2 + SE\beta_2^2}}$$

A partir de esa identificación, el segundo paso consistió en construir, a partir del modelo VAR, funciones impulso-respuesta generalizadas para comparar la dinámica de un *shock* del sentimiento de mercado de los EE. UU. sobre el exceso de retorno. La ventaja de esta metodología sobre la tradicional de impulso-respuesta ortogonalizada es que mitiga la necesidad de ordenar las variables en el VAR siguiendo un ordenamiento predeterminado estilo Choleski (Pesaran & Shin, 2002).

A continuación, se presentan los resultados para los pares de países que tienen coeficientes estadísticamente no diferentes para el sentimiento de mercado de los EE. UU., con un 92,5% de confianza. En el anexo 2, se presentan los pares de países resultantes con niveles de confianza del 90,0% y el 95,0%.

Tabla 4
Comparación de coeficientes de sentimiento de mercado entre países

País 1	País 2	z valor
China	Brasil	0,0078225
Portugal	Alemania	0,0093194
Países Bajos	Portugal	0,0165275
Brasil	Bélgica	0,0172207
Países Bajos	Polonia	0,0218226
Países Bajos	Alemania	0,0251613
Italia	India	0,0254981
Francia	Bélgica	0,0297199
China	Bélgica	0,0319221
Portugal	Polonia	0,0359574
Brasil	Francia	0,0376669
Polonia	Alemania	0,0429031
México	Canadá	0,0444349
Chile	Canadá	0,0445989
España	India	0,0488381
China	Francia	0,0568157
Italia	España	0,0786015
México	Chile	0,080994

Elaboración propia.

Se encontraron 18 pares de países que tienen coeficientes similares. Algunas de estas relaciones, como es el caso entre países miembros de la Unión Europea, podrían explicarse por la cercanía geográfica o el fuerte vínculo comercial entre ellos. Pero en los otros casos las inferencias no son tan directas. Por ende, no se puede concluir de antemano que existe un motivo en particular que determine el nivel explicativo del índice de sentimiento de mercado de los EE. UU.

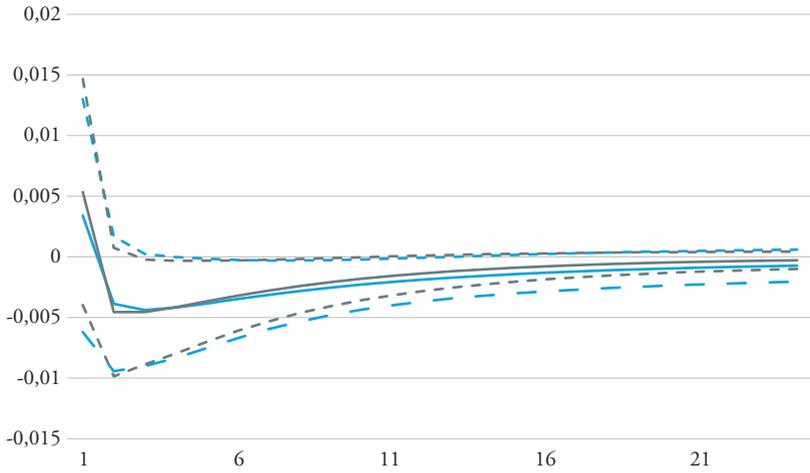
Para obtener mayores luces sobre las similitudes encontradas, el siguiente paso es evaluar los gráficos impulso-respuesta. Con su ayuda es posible identificar qué países cuentan efectivamente con una dinámica similar, dado que tienen coeficientes estadísticamente equivalentes. La figura 3 muestra un ejemplo de una función impulso-respuesta generalizada para Italia y España. Este gráfico muestra un efecto del *shock* del sentimiento negativo que se intensifica en el momento previo a los cinco meses y se reduce gradualmente extendiéndose incluso hasta 20 meses después del *shock*. Esta dinámica se repite para la mayoría de los países analizados⁸³.

En líneas generales, la dinámica que presentan las funciones de impulso-respuesta converge a partir del quinto mes. No obstante, se puede observar que el efecto del *shock* es más potente dentro del período inicial. Para esta investigación, nos hemos guiado por el siguiente criterio de decisión para determinar qué pares de países se asemejan en cuanto a su reacción ante un *shock* del sentimiento de mercado de los EE. UU.: el coeficiente del índice de sentimiento es estadísticamente equivalente y la función impulso-respuesta generalizada no sobrepasa las líneas de confianza de ninguno de los dos países. La figura 3 cumple con este criterio; mientras que no lo cumple la figura 4, que compara la dinámica de Francia y China ante un *shock* de dicho sentimiento.

En conjunto, cumplen el criterio mencionado 14 de los 18 pares de países evaluados. Por ende, se comprueba la segunda hipótesis, la cual afirma que existen países que se comportan de manera similar ante un *shock* del sentimiento de mercado de los EE. UU. Este hallazgo tiene importantes implicancias empíricas. Por ejemplo, asumiendo que los países A y B se comportan de manera estadísticamente similar ante un *shock* en el sentimiento de mercado de los EE. UU., bastaría con tener información sobre el país A para predecir la dinámica del país B ante un *shock* del sentimiento en cuestión.

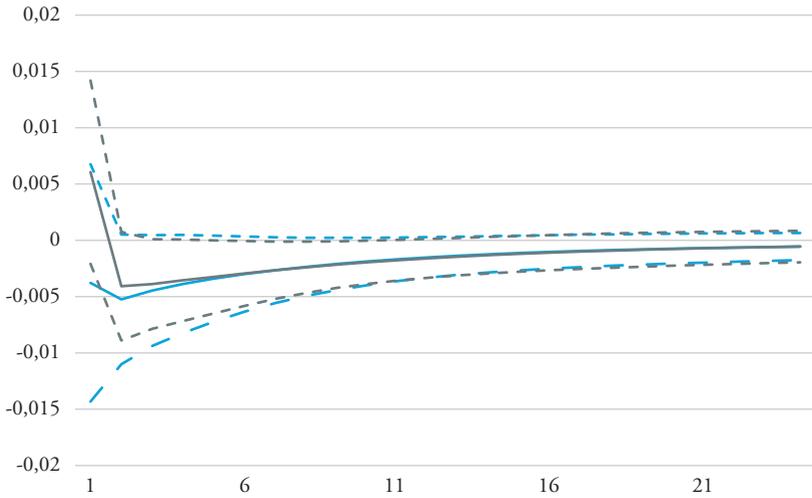
⁸³ Véase el anexo 3.

Figura 3
Comparativo de funciones impulso-respuesta de Italia y España



Elaboración propia.

Figura 4
Comparativo de funciones impulso-respuesta de China y Francia



Elaboración propia.

Criterio de inversión

Una vez comprobado el efecto del sentimiento de mercado de los EE. UU. sobre otros mercados bursátiles, se utiliza la información obtenida sobre la dinámica de los mercados para establecer un criterio de inversión basado en el sentimiento estudiado. Con tal fin, teniendo en cuenta que el índice de sentimiento construido para esta investigación es una variable estandarizada, se dividió la distribución en cuartiles. Por un lado, el primer cuartil, compuesto por los valores inferiores al percentil 25, representa una percepción particularmente negativa del mercado estadounidense; por otro lado, el cuarto cuartil, compuesto por los valores superiores al percentil 75, representa una percepción particularmente positiva del mercado estadounidense. En línea con lo comprobado anteriormente, niveles altos de sentimiento o de percepción positiva del mercado son seguidos por retornos negativos; mientras que niveles bajos de sentimiento o de percepción negativa son seguidos por retornos positivos. En consecuencia, el criterio de inversión consiste en ingresar a un mercado bursátil cuando el índice de sentimiento se ubica allí en el primer cuartil, y en salir de un mercado bursátil cuando dicho índice se ubica allí en el cuarto cuartil.

Para probar la efectividad de este criterio de inversión, se asumió que el inversionista ya se encuentra dentro del mercado y que al salir de este invertirá su capital a la tasa del *T-bill* de un mes. Y se realizó un análisis de sensibilidad del *outperformance*⁸⁴ del criterio propuesto respecto a una estrategia *buy & hold*⁸⁵, cambiando únicamente la fecha de inicio de los períodos de inversión que terminan todos en diciembre de 2018. Así, para cada escenario en dicho análisis, se asumió que el inversionista ingresa a un mercado en una fecha entre julio de 2001 y diciembre de 2018, y dentro de este horizonte temporal sale y reingresa de ese mercado según el mencionado criterio de inversión basado en los niveles de sentimiento, obteniendo retornos que presentamos de manera anualizada.

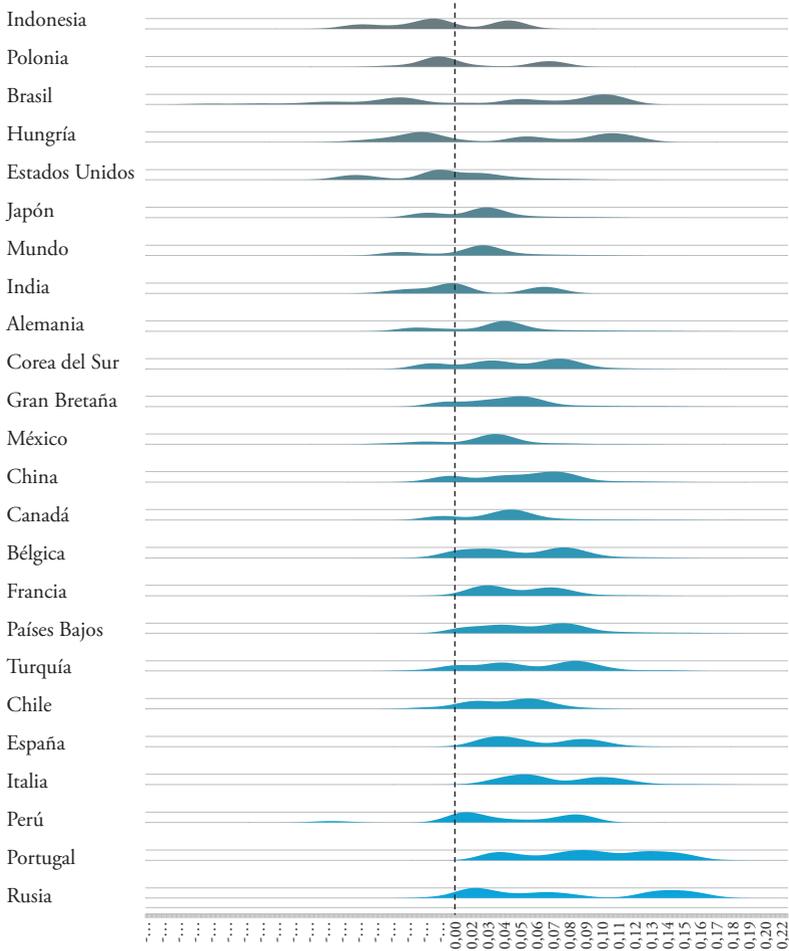
La figura 5 muestra la distribución del *outperformance* de los retornos anualizados del análisis de sensibilidad para cada uno de los países evaluados. A medida que la mayor parte de la distribución se encuentre en el lado derecho del gráfico, se puede decir que la estrategia que utiliza el criterio de inversión propuesto es preferible a una estrategia *buy & hold*. Los resultados de esta sensibilidad indican que la incorporación del análisis de sentimiento de

⁸⁴ El exceso positivo del retorno de una estrategia comparado con otra.

⁸⁵ Comprar un activo al inicio del período analizado y mantenerlo durante todo el período.

mercado en la construcción de una estrategia de inversión abre un potencial relevante para lograr un *outperformance*⁸⁶.

Figura 5
Distribución del *outperformance* del criterio de inversión comparado con una estrategia *buy & hold*



⁸⁶ En el anexo 4, se observan los resultados de un análisis de sensibilidad adicional.

Limitaciones de la investigación

Los resultados de esta investigación son alentadores, pero tienen algunas limitaciones. El mercado de renta variable es relativamente joven en varios países del mundo, lo cual redujo la muestra disponible para nuestra evaluación. Una muestra más amplia habría permitido obtener mayores indicios sobre la gama de países que reaccionan de manera similar al sentimiento del mercado de los EE. UU. Además, la fuente de información utilizada por la literatura revisada no es de acceso público. Esto obstaculizó la actualización y construcción del índice de sentimiento, ya que para variables similares la manera de reportar la información disponible es heterogénea y, por ende, las características de las series a las que tuvimos acceso difieren de las utilizadas por BW para construir el índice. Por último, si bien nuestro análisis de sensibilidad brinda resultados prometedores, estos están referidos al rendimiento pasado y no al futuro.

Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación ha analizado el efecto del sentimiento de mercado en los EE. UU. sobre mercados de renta variable alrededor del mundo. Se verificó que ese sentimiento explica significativamente el exceso de retorno en los EE. UU. y en otros 18 mercados bursátiles de países desarrollados o emergentes. Mediante un modelo VAR, se halló que dicho sentimiento de mercado tiene un impacto heterogéneo en otros países; se validó así la primera hipótesis de nuestra investigación. Y a partir de los coeficientes hallados para probar esa hipótesis, se verificó la existencia de mercados bursátiles que reaccionan de manera estadísticamente similar ante un *shock* en el sentimiento de mercado en los EE. UU. Para profundizar al respecto, nuestra investigación empleó funciones impulso-respuesta generalizadas a fin de evaluar la dinámica de un *shock* del sentimiento sobre el exceso de retorno en distintos mercados bursátiles. Así, se observó la existencia de una dinámica muy similar en la mayoría de esos mercados, donde el impacto del sentimiento es mayor en períodos anteriores a cinco meses. Dentro de este período, se identificaron hasta 14 pares de países que se comportan de manera similar ante un *shock* en el sentimiento de mercado en los EE. UU., con lo cual se comprobó la segunda hipótesis planteada.

Los hallazgos de esta investigación aportan a la literatura analizada sobre los efectos del sentimiento, al brindar una herramienta de análisis para comparar mercados bursátiles a nivel global. Además, debido a que los resultados se obtuvieron de un modelo VAR, la información sobre el sentimiento de mercado en el período actual puede ser utilizada para explicar el exceso de

retorno en el período subsecuente. Por ello, a fin de que los resultados de esta investigación tengan utilidad práctica para la toma de decisiones, se estableció un criterio de inversión basado en los niveles del índice de sentimiento de mercado en los EE. UU. La efectividad de este criterio fue evaluada con un análisis de sensibilidad del *outperformance* frente a una estrategia *buy & hold*, y se obtuvieron resultados prometedores.

La relevancia del presente trabajo para el Perú se debe a que los principales agentes de su mercado, las AFP, destinan más de un tercio de su portafolio a inversiones en fondos mutuos del extranjero. Nuestros resultados contribuyen entonces a que esos inversionistas institucionales cuenten con una herramienta adicional para seleccionar opciones de inversión con base en un mejor conocimiento de los efectos del sentimiento de mercado en los EE. UU sobre el retorno en otros mercados bursátiles. Por ejemplo, si se detecta que dicho sentimiento se incrementa, les servirá conocer la gama de mercados bursátiles cuyos retornos suelen tener una dinámica similar ante tal incremento, como es el caso de los mercados español e italiano, entre otros.

Y el presente estudio da pie para futuras investigaciones. Estudiar el sentimiento de mercado existente en otros países gravitantes a nivel global y regional, como China o Alemania, enriquecería sin duda el análisis realizado aquí. Igualmente provechoso sería profundizar sobre las razones explicativas del efecto del sentimiento de un mercado sobre los retornos en otro mercado. A nivel de agentes inversionistas, convendría profundizar sobre el proceso que los lleva a realizar su sentimiento en el mercado. Al respecto, la literatura especializada ha propuesto una herramienta alternativa para evaluar el sentimiento de mercado, construida a partir del comportamiento generado por medios de comunicación (Arvanitis & Bassiliades, 2017), la cual permite observar el sentimiento de alta frecuencia y las decisiones de inversionistas no institucionales. Finalmente, podría hacerse un estudio de cómo el sentimiento de mercado afecta a múltiples países al mismo tiempo, con un modelo conjunto para evaluar las dinámicas cruzadas.

En general, el campo de estudio del sentimiento de mercado se encuentra aún en desarrollo. En este sentido, nuestra investigación corrobora la existencia de efectos del sentimiento en otros mercados bursátiles y propone un criterio de inversión que permite aplicar empíricamente sus hallazgos.

Referencias

- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Vega, C. (2007). Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets. *Journal of International Economics*, 73(2), 251-277. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.02.004>

- Arvanitis, K., & Bassiliades, N. (2017). Real-time investors' sentiment analysis from newspaper articles. *Advances in Combining Intelligent Methods, Intelligent Systems Reference Library*, 116, 1-23. https://doi.org/10.1007/978-3-319-46200-4_1
- Bai, Y. (2014). Cross-border sentiment: An empirical analysis on EU stock markets. *Applied Financial Economics*, 24(4), 259-290. <https://doi.org/10.1080/09603107.2013.864035>
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680. <https://doi.org/10.2139/ssrn.464843>
- Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-151. <https://doi.org/10.1257/jep.21.2.129>
- Baker, M., Wurgler, J., & Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 272-287. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.11.002>
- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343. Recuperado de <https://scholar.harvard.edu/shleifer/publications/model-investor-sentiment>
- Bathia, D., Bredin, D., & Nitzsche, D. (2016). International sentiment spillovers in equity returns. *International Journal of Finance and Economics*, 21(4), 332-359. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1549>
- Bernanke, B., & Kuttner, K. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00760.x>
- Bernard, V. L., & Thomas, J. K. (1990). Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 13(4), 305-340. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(90\)90008-R](https://doi.org/10.1016/0165-4101(90)90008-R)
- Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41(3), 528-543. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04513.x>
- Campbell, J. Y. (1991). A variance decomposition for stock returns. *The Economic Journal*, 101(405), 157-179. <https://doi.org/10.2307/2233809>
- Chen, H., Chong, T. T.-L., & Duan, X. (2010). A principal-component approach to measuring investor sentiment. *Quantitative Finance*, 10(4), 339-347. <https://doi.org/10.1080/14697680903193389>
- Clogg, C. C., Petkova, E., & Haritou, A. (2002). Statistical methods for comparing regression coefficients between models. *American Journal of Sociology*, 10, 1261-1293. <https://doi.org/10.1086/230638>
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3.^a ed.). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Daszynska-Zygadlo, K., Szpulak, A., & Szyszka, A. (2014). Investor sentiment, optimism and excess stock market returns. Evidence from emerging markets. *Business and Economic Horizons*, 10(4), 362-373. Recuperado de https://econpapers.repec.org/article/pdcjrnbh/v_3a10_3ay_3a2014_3ai_3a4_3ap_3a362-373.htm

- De Bondt, W. F. M., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738. <https://doi.org/10.1086/261703>
- Doukas, J. A., Antoniou, C., & Subrahmanyam, A. (Enero de 2010). *Sentiment and momentum*. WBS Finance Group Research Paper N.º 130. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1479197>
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., & Rigobon, R. (2011). Stocks, bonds, money markets and exchange rates: Measuring international financial transmission. *Journal of Applied Econometrics*, 26(6), 948-974. <https://doi.org/10.1002/jae.1173>
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E. F. (1990). Term-structure forecasts of interest rates, inflation and real returns. *Journal of Monetary Economics*, 25(1), 59-76. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(90\)90045-6](https://doi.org/10.1016/0304-3932(90)90045-6)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x>
- Fama, E. F., & Schwert, G. W. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 115-146. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90014-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90014-9)
- Francis, B. B., Hasan, I., & Hunter, D. M. (2006). Dynamic relations between international equity and currency markets: The role of currency order flow. *The Journal of Business*, 79(1), 219-258. <https://doi.org/10.1086/497417>
- He, G., Zhu, S., & Gu, H. (8 de enero de 2017). On the construction of Chinese stock market investor sentiment index. *Cogent Economics & Finance*, 5(1). <https://doi.org/10.1080/23322039.2017.1412230>
- Ikenberry, D., Lakonishok, J., & Vermaelen, T. (1995). Market underreaction to open market share repurchases. *Journal of Financial Economics*, 39(2-3), 181-208. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00826-Z](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00826-Z)
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Londres: Macmillan. <https://search.library.wisc.edu/catalog/999623618402121>
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578. <https://doi.org/10.2307/2329262>
- Lee, C., Shleifer, A., & Thaler, R. (1991). Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *The Journal of Finance*, 46(1), 75-109. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03746.x>
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. <https://doi.org/10.2307/1924119>

- Loughran, T., & Ritter, J. R. (1995). The new issues puzzle. *The Journal of Finance*, 50(1), 23-51. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05166.x>
- Ludvigson, S. C. (2004). Consumer confidence and consumer spending. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(2), 29-50. <https://doi.org/10.2307/3216889>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- Patnoster, R., Brame, R., Mazerolle, P., & Piquero, A. (1998). Using the correct statistical test for equality of regression coefficients. *Criminology*, 36(4), 859-866. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1998.tb01268.x>
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (2002). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29. [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(97)00214-0)
- Ross, S. A. (2005). *Neoclassical finance*. Princeton Lectures in Finance. <https://press.princeton.edu/books/hardcover/9780691121383/neoclassical-finance>
- SBS (Superintendencia de Banca, Seguros y AFP). (2018). *Composición específica de las carteras administradas por las AFP*. <https://www.sbs.gob.pe/app/stats/EstadisticaBoletinEstadistico.asp?p=54>
- Schwert, G. W. (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence. *The Journal of Finance*, 45(4), 1237-1257. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb02434.x>
- Sharpe, S. A. (2002). Reexamining stock valuation and inflation: The implications of analysts' earnings forecasts. *The Review of Economics and Statistics*, 84(4), 632-648. <https://doi.org/10.2307/3211723>
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.2307/2977928>
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). The limits of arbitrage. *The Journal of Finance*, 52(1), 35-55. <https://doi.org/10.2307/2329555>
- Simon, D. P., & Wiggins, R. A. (2001). S&P futures returns and contrary sentiment indicators. *Journal of Futures Markets*, 21(5), 447-462. <https://doi.org/10.1002/fut.4>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- U. S. Securities and Exchange Commission. (2010). SEC.gov | Stock Splits. Recuperado de <https://www.sec.gov/fast-answers/answersstocksplithtm.html>
- Verma, R., Baklaci, H., & Soydemir, G. (2008). The impact of rational and irrational sentiments of individual and institutional investors on DJIA and SP500 index returns. *Applied Financial Economics*, 18(16), 1303-1317. <https://doi.org/10.1080/09603100701704272>
- Verma, R., & Soydemir, G. (2006). The impact of U. S. individual and institutional investor sentiment on foreign stock markets. *Journal of Behavioral Finance*, 7(3), 128-144. https://doi.org/10.1207/s15427579jpfm0703_2
- Wongswan, J. (2006). The Society for Financial Studies transmission of information across international equity markets. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1157-1189. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj/033>

- Xavier, G. C., & Machado, M. A. V. (5 de septiembre de 2017). Anomalies and investor sentiment: Empirical evidences in the Brazilian market. *Brazilian Administration Review*, 14(3). <https://doi.org/10.1590/1807-7692bar2017170028>
- Yu, J., & Yuan, Y. (2011). Investor sentiment and the mean-variance relation. *Journal of Financial Economics*, 100(2), 367-381. <https://doi.org/10.1016/J.JFINECO.2010.10.011>

Anexos

Anexo 1: MCO de exceso de retorno de mercado de los EE. UU.

Tabla 5
MCO con todas las variables

	Coefficiente	Error estándar	t valor	Pr(> t)
Exc. Ret. Merc. _{t-1}	-0,2203	0,2723	-0,8090	0,4194
Exp. Eco. _{t-1}	0,5313	0,2696	1,9710	0,0501
Inflación. _{t-1}	-0,1150	0,1282	-0,8970	0,3706
Crec. Eco. _{t-1}	1,6118	0,4656	3,4620	0,0007
Exc. Ret. _{t-1}	0,4514	0,2782	1,6220	0,1063
Sent. _{t-1}	-0,0153	0,0068	-2,2640	0,0246

$R^2 = 0,1472$

Tabla 6
MCO sin exceso de retorno de mercado

	Coefficiente	Error estándar	t valor	Pr(> t)
Exp. Eco. _{t-1}	0,5338	0,2694	1,9820	0,0302
Inflación. _{t-1}	-0,1062	0,1276	-0,8320	0,4063
Crec. Eco. _{t-1}	1,5706	0,4624	3,3960	0,0008
Exc. Ret. _{t-1}	0,2329	0,0670	3,4780	0,0006
Sent. _{t-1}	-0,0146	0,0067	-2,1830	0,0302

$R^2 = 0,1444$

Tabla 7
MCO sin exceso de retorno de mercado ni inflación

	Coefficiente	Error estándar	t valor	Pr(> t)
Exp. Eco. _{t-1}	0,5461	0,2688	2,0320	0,0434
Crec. Eco. _{t-1}	1,5797	0,4619	3,4200	0,0008
Exc. Ret. _{t-1}	0,2369	0,0667	2,5490	0,0005
Sent. _{t-1}	-0,0166	0,0063	-2,6400	0,0089

$R^2 = 0,1415$

Tabla 8
MCO sin Exc. Ret. Merc. ni Exp. Eco. ni Inflación ni Crec. Eco.

	Coefficiente	Error estándar	t valor	Pr(> t)
Exc. Ret. _{t-1}	0,2742	0,0675	4,0640	0,0001
Sent. _{t-1}	-0,0060	0,0068	-1,0400	0,2990

$R^2 = 0,0804$

Notas. Exceso de retorno del mercado (bursátil) es abreviado con Exc.Ret.Merc.; expectativas económicas con Exp.Eco.; crecimiento económico con Crec.Eco.; y sentimiento con Sent. Elaboración propia.

Anexo 2: Resultados de prueba Z con diferentes niveles de confianza.

Tabla 9
Comparación de coeficientes de sentimiento de mercado entre países al 90% de confianza

País 1	País 2	z valor
China	Brasil	0,0078225
Portugal	Alemania	0,0093194
Países Bajos	Portugal	0,0165275
Brasil	Bélgica	0,0172207
Países Bajos	Polonia	0,0218226
Países Bajos	Alemania	0,0251613
Italia	India	0,0254981
Francia	Bélgica	0,0297199
China	Bélgica	0,0319221
Portugal	Polonia	0,0359574
Brasil	Francia	0,0376669
Polonia	Alemania	0,0429031
México	Canadá	0,0444349
Chile	Canadá	0,0445989
España	India	0,0488381
China	Francia	0,0568157
Italia	España	0,0786015
México	Chile	0,080994
Francia	Alemania	0,0987801
Brasil	Alemania	0,1090347
Portugal	Francia	0,1129735
Portugal	Brasil	0,1186962

Elaboración propia.

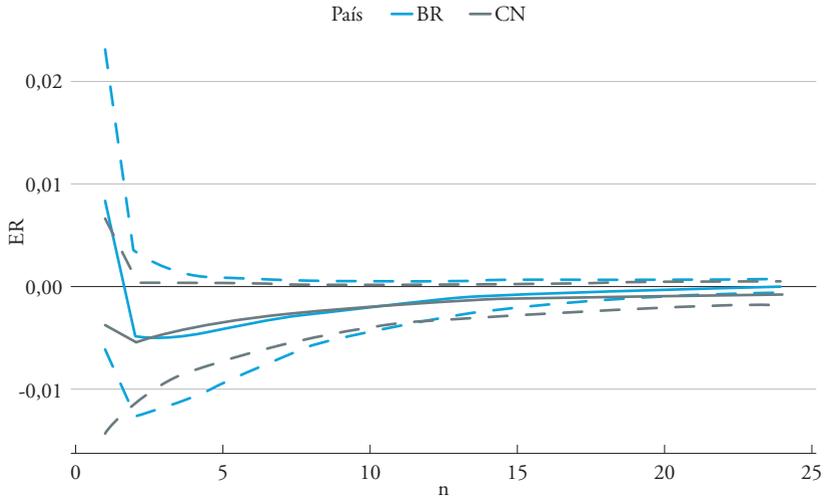
Tabla 10
Comparación de coeficientes de sentimiento de mercado entre países al 95% de confianza

País 1	País 2	z valor
China	Brasil	0,0078225
Portugal	Alemania	0,0093194
Países Bajos	Portugal	0,0165275
Brasil	Bélgica	0,0172207
Países Bajos	Polonia	0,0218226
Países Bajos	Alemania	0,0251613
Italia	India	0,0254981
Francia	Bélgica	0,0297199
China	Bélgica	0,0319221
Portugal	Polonia	0,0359574
Brasil	Francia	0,0376669
Polonia	Alemania	0,0429031
México	Canadá	0,0444349
Chile	Canadá	0,0445989
España	India	0,0488381
China	Francia	0,0568157

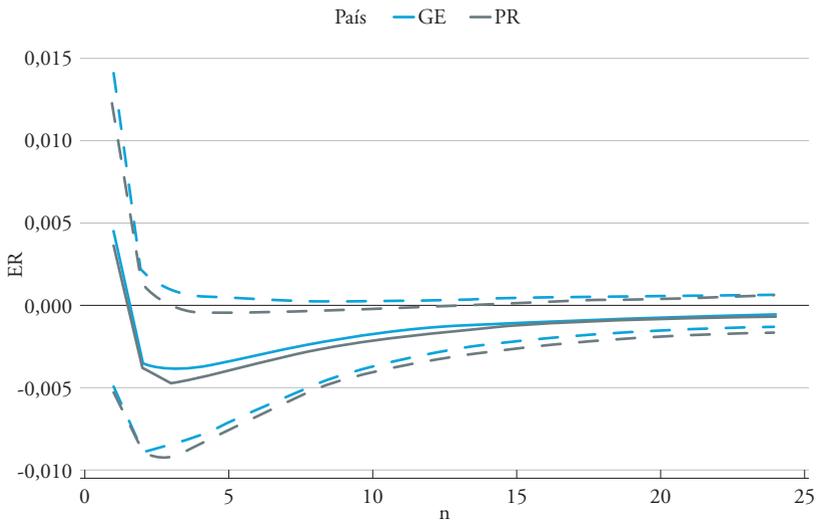
Elaboración propia.

Anexo 3: Comparativo de funciones impulso-respuesta de los países de la muestra ante un *shock* de sentimiento del mercado de los EE. UU.

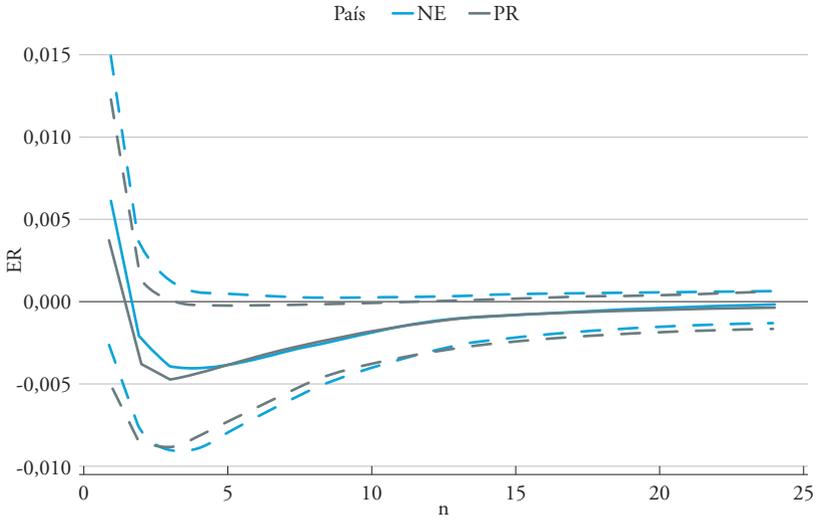
3.1. Impulso-respuesta Brasil y China



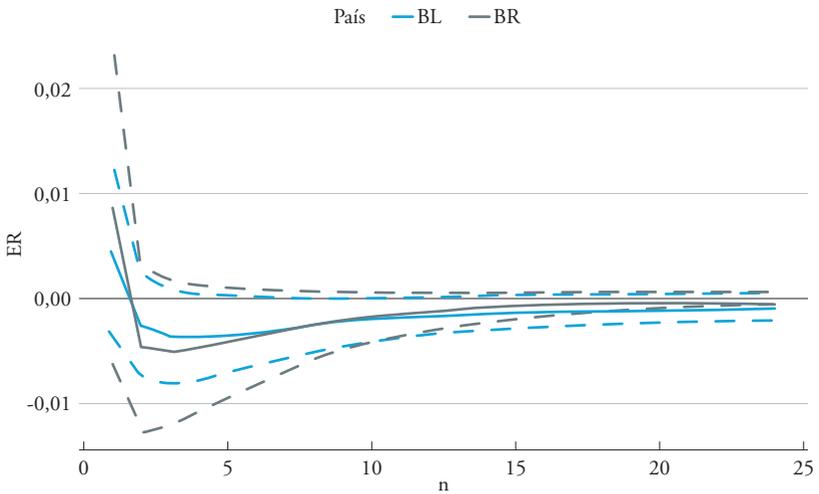
3.2. Impulso-respuesta Alemania y Portugal



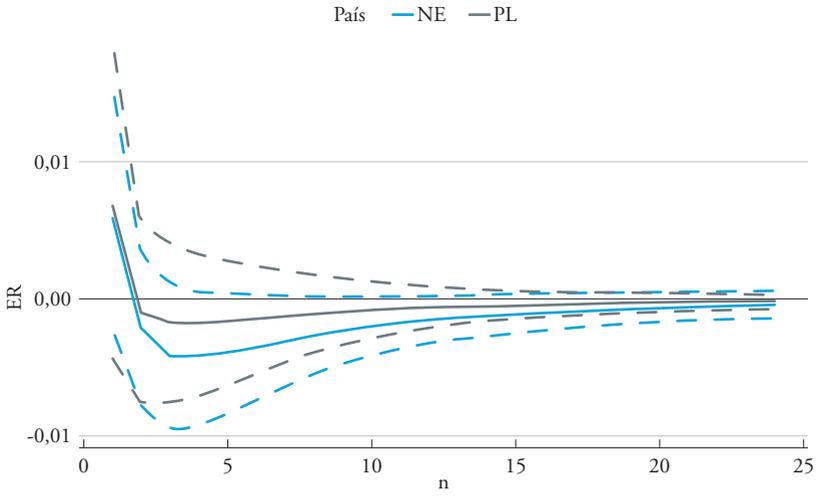
3.3. Impulso-respuesta Portugal y Países Bajos



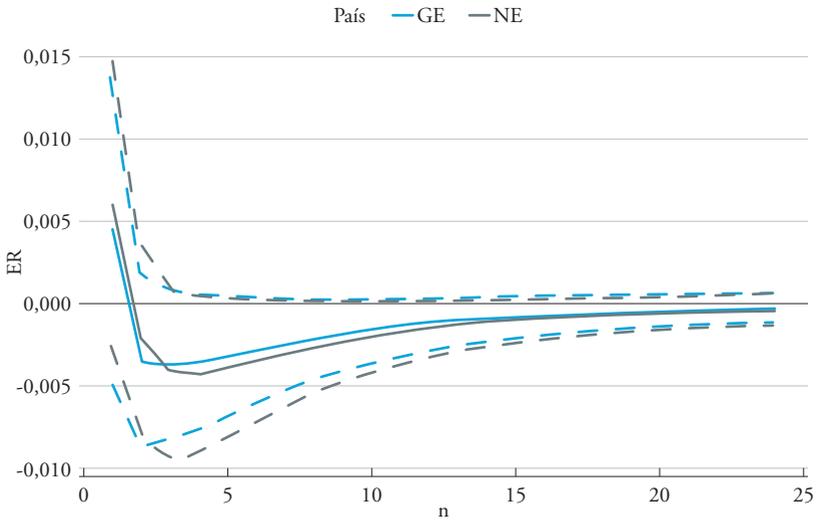
3.4. Impulso-respuesta Bélgica y Brasil



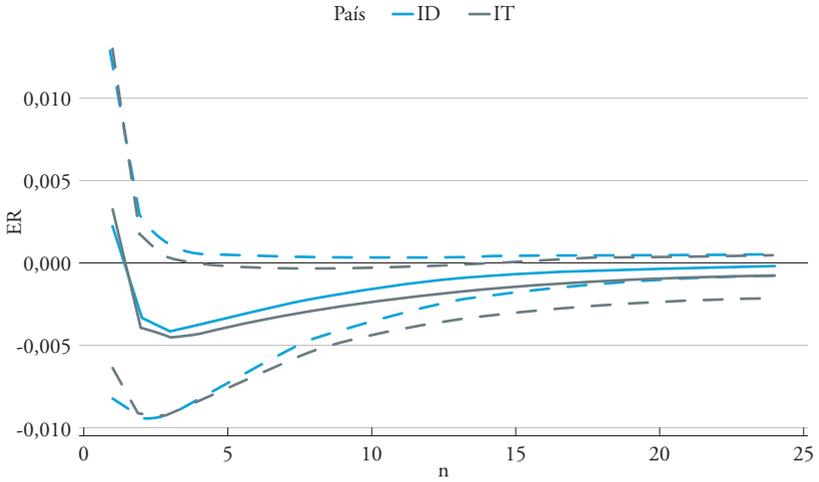
3.5. Impulso-respuesta Polonia y Países Bajos



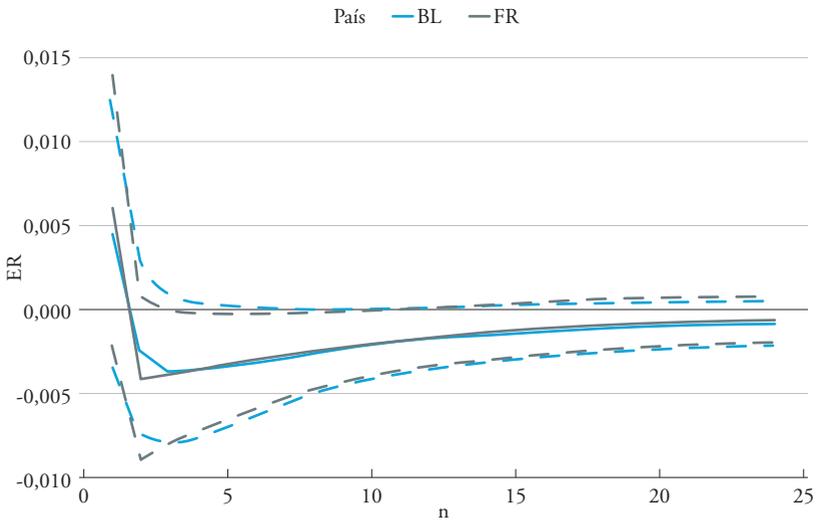
3.6. Impulso-respuesta Alemania y Países Bajos



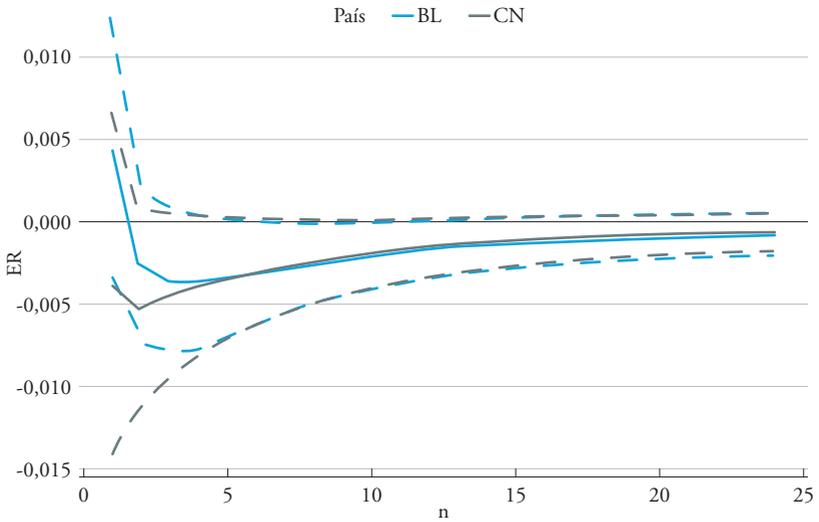
3.7. Impulso-respuesta India e Italia



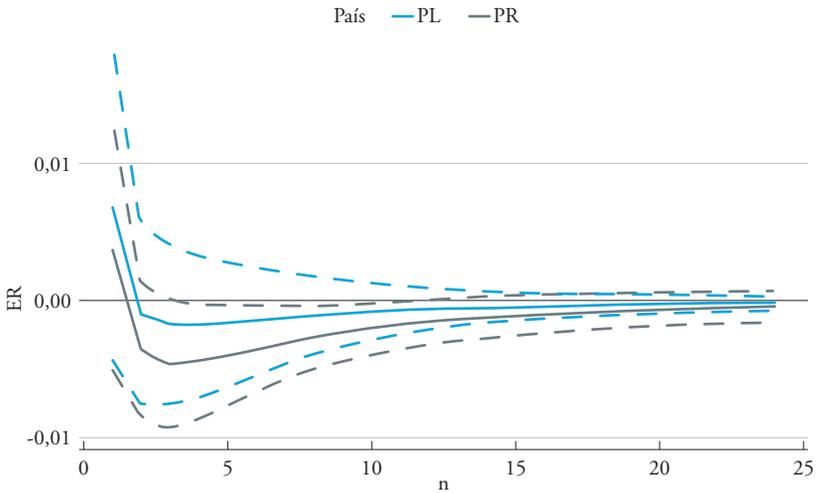
3.8. Impulso-respuesta Bélgica y Francia



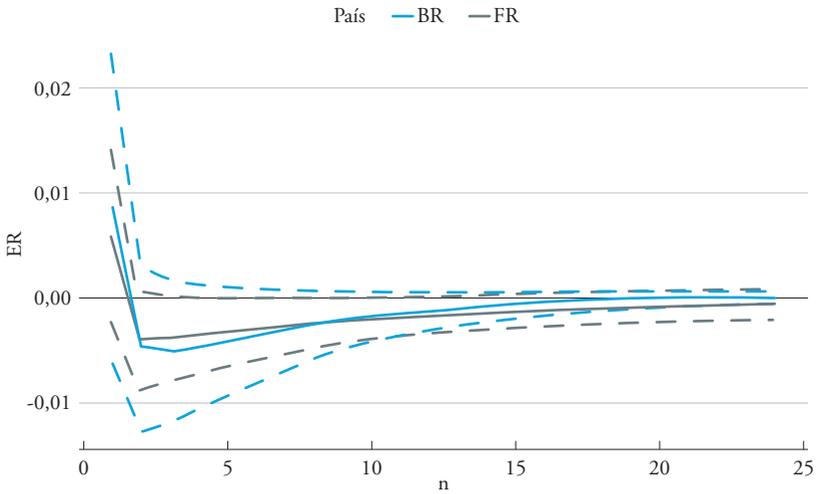
3.9. Impulso-respuesta Bélgica y China



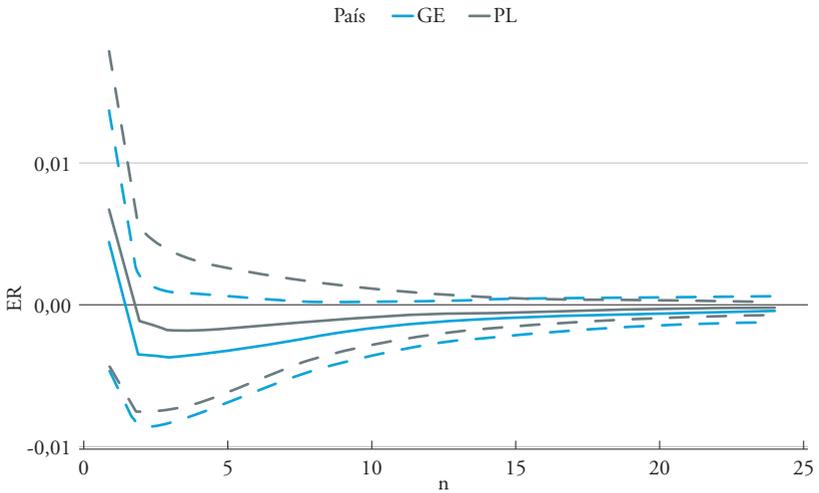
3.10. Impulso-respuesta Polonia y Portugal



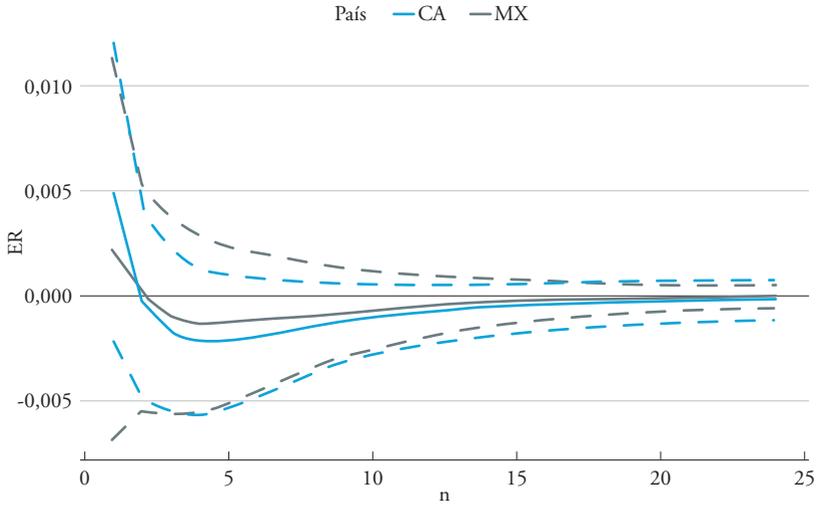
3.11. Impulso–respuesta Francia y Brasil



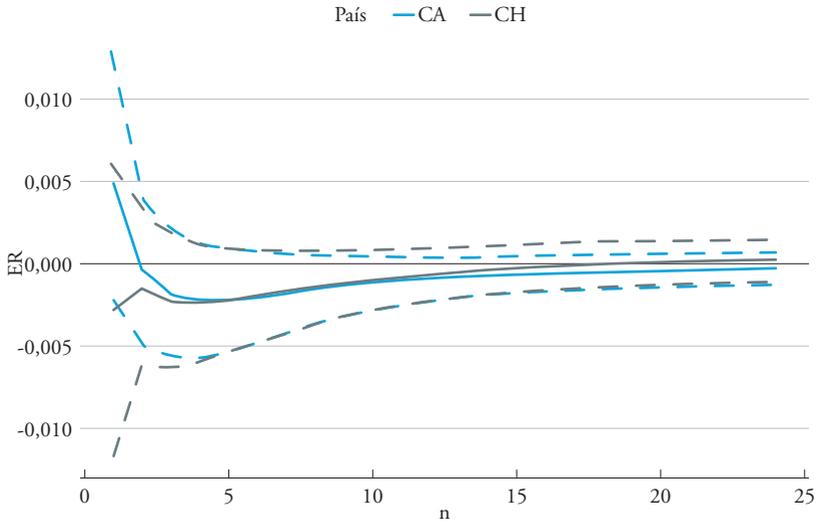
3.12. Impulso–respuesta Alemania y Polonia



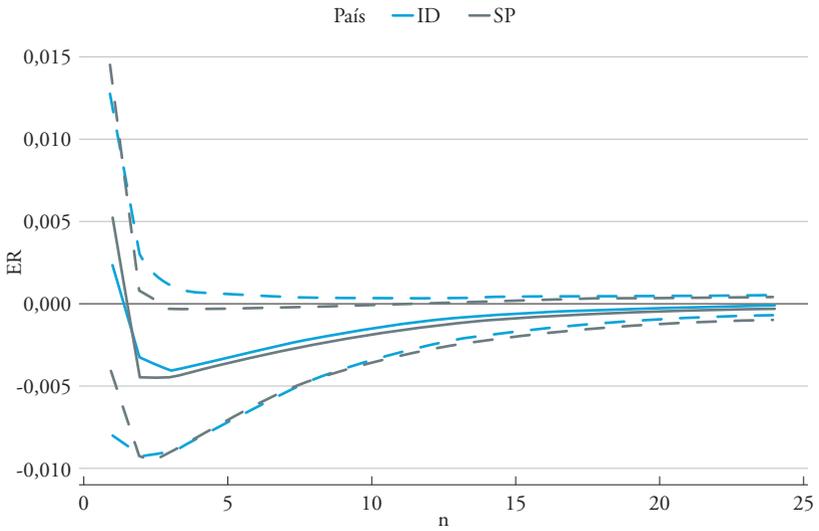
3.13. Impulso-respuesta Canadá y México



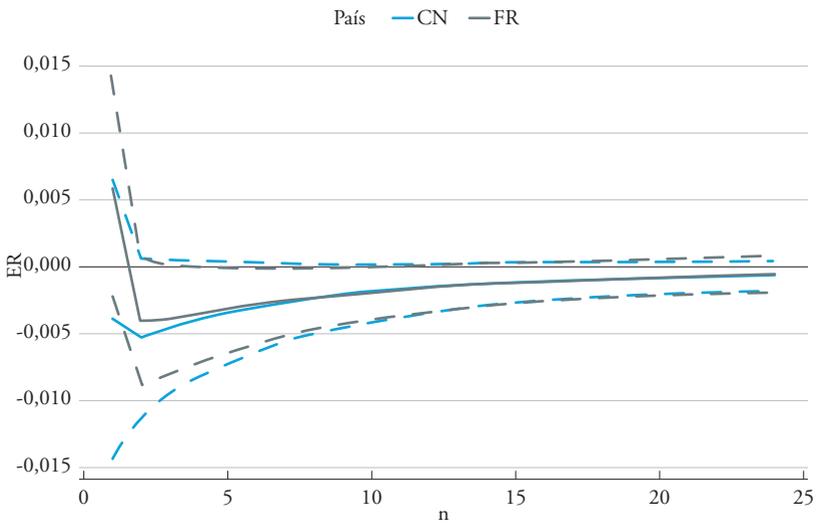
3.14. Impulso-respuesta Canadá y Chile



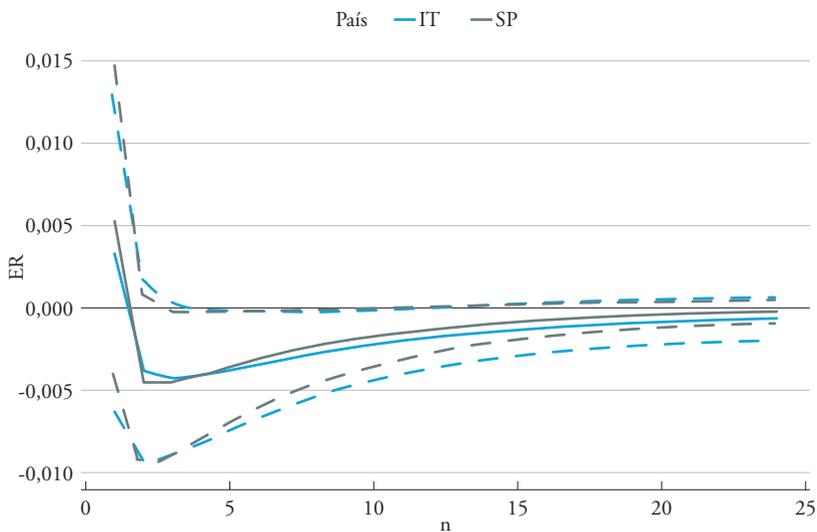
3.15. Impulso-respuesta India y España



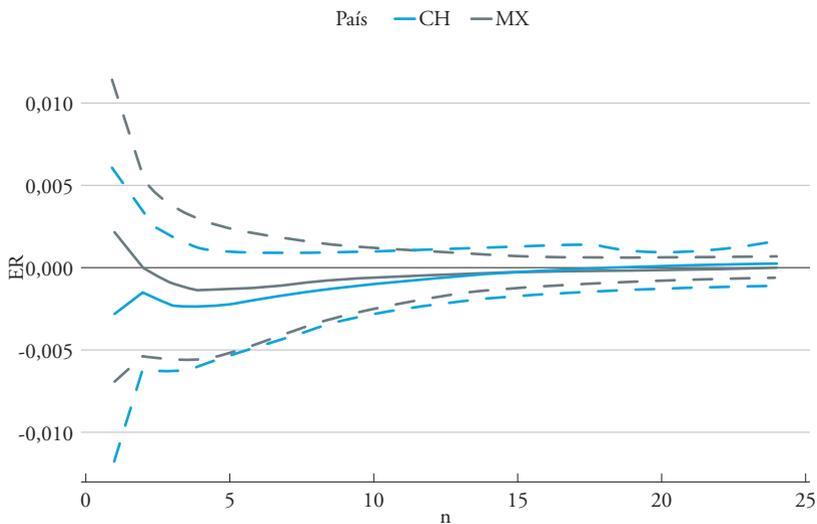
3.16. Impulso-respuesta Francia y China



3.17. Impulso-respuesta España e Italia



3.18. Impulso-respuesta Chile y México

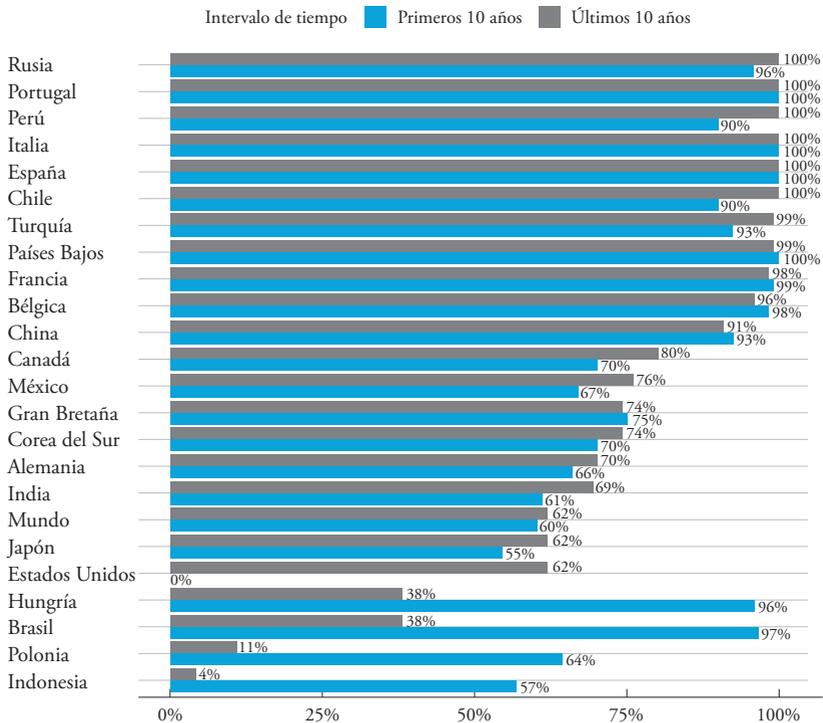


Elaboración propia.

Anexo 4: Análisis del criterio de inversión

Adicionalmente al análisis de sensibilidad de la fecha de inicio de la estrategia de inversión, se dividió la muestra entre los primeros 10 años y los últimos 10 años para comprobar los efectos de tensiones financieras de manera separada. Los primeros 10 años comprenden de julio de 2001 a julio de 2011 e incluyen así las crisis del *dot com* y la crisis financiera de 2008; mientras que los últimos 10 años comprenden de diciembre de 2007 a diciembre de 2017 e incluyen así la crisis de 2008 y la corrección del mercado de renta variable de 2017.

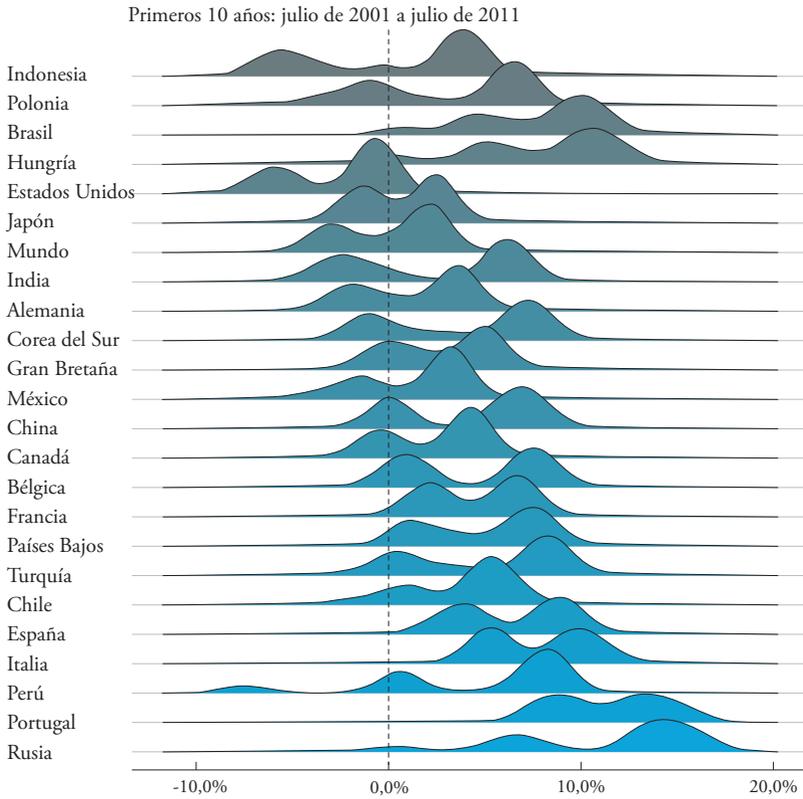
Figura 6
Porcentaje de observaciones que presentan *outperformance* a una estrategia *buy & hold*



Elaboración propia.

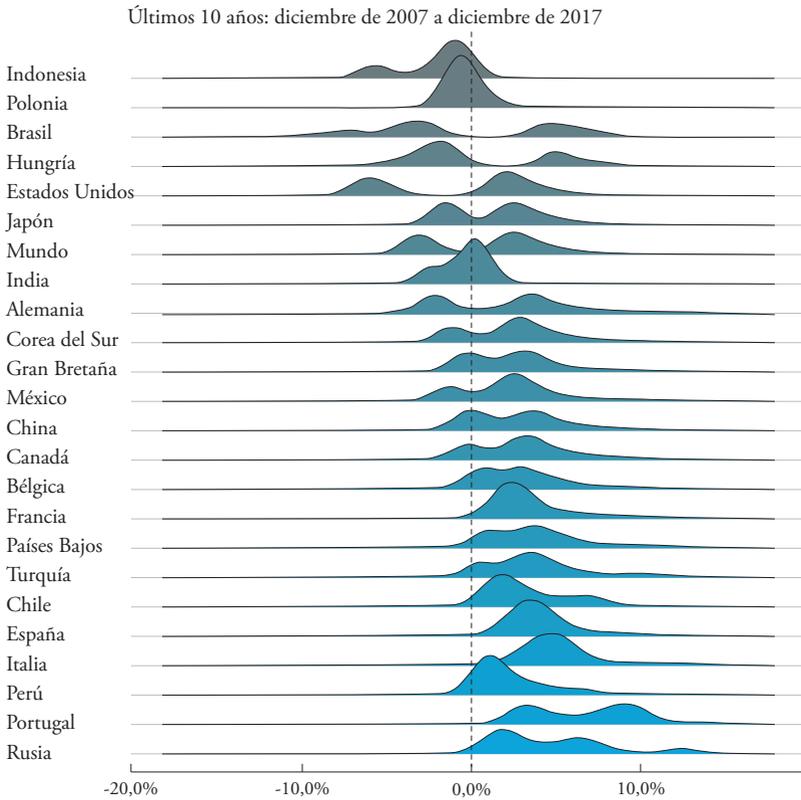
Figura 7

Distribución del *outperformance* a una estrategia *buy & hold* en los primeros 10 años



Elaboración propia.

Figura 8
Distribución del *outperformance* a una estrategia *buy & hold* en los últimos 10 años



Elaboración propia.

Efectos de la implementación del mecanismo de licitación de afiliados en la dinámica de traspasos del Sistema Privado de Pensiones peruano en el período 2012-2018⁸⁷

Víctor Andrés Carranza Meneses
Ariel Rubén Pajuelo Muñoz

Introducción

La reforma del sistema de pensiones en el Perú, decretada a finales de 1992, produjo la creación de un sistema privado de cuentas individuales de capitalización gestionado por administradoras de fondos de pensiones (AFP), que desde entonces coexiste con el sistema público gestionado por la Oficina de Normalización Previsional. Conforme ha ido evolucionando el sistema privado, han variado el número de AFP, sus comisiones y sus rendimientos a los aportantes. Pero siempre ha sido controversial la decisión de privatizar la gestión de estos fondos. Por ejemplo, Mitchell (1996) encuentra que los sistemas privados de pensiones son más caros que los públicos; aunque atribuye esto principalmente al diseño institucional de ambos.

Entre las variables más importantes para analizar el éxito de un sistema privado de pensiones se encuentran las comisiones administrativas cobradas y la rentabilidad. Así, el cobro de una comisión por saldo del 1% reduce en un 20% la pensión de un afiliado (Whitehouse, 2000, p. 14), y las comisiones de las AFP en el Perú todavía están por encima del umbral del 1%. Dado

⁸⁷ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en junio de 2019. Los autores agradecen a su asesor, el profesor Elio Sánchez, por su importante contribución a la elaboración del trabajo, tanto a nivel académico como personal.

que la afiliación al sistema de pensiones es obligatoria, es deseable que esas comisiones sean lo más bajas posibles.

Un contexto de información asimétrica propicia que la competencia en el sector no ocurra por comisiones o rentabilidad de los fondos, sino por estrategias comerciales a través de gasto en publicidad y fuerza de ventas. Esto aumenta el costo de operar en el sistema privado de pensiones e impide que las comisiones bajen en beneficio de los afiliados⁸⁸ (Larraín, Castañeda, & Castro, 2006).

A fin de incrementar la competencia por precio, la Ley del Sistema Privado de Pensiones introdujo el mecanismo de licitación para la asignación de nuevos afiliados. Así, el ganador de cada licitación, debido a que oferta la menor comisión mixta⁸⁹, recibe a todos los nuevos aportantes que ingresan al sistema. Cabe notar que la comisión mixta fue introducida junto con el mecanismo de licitación como parte de un proceso de transición de comisión por flujo a comisión por saldo.

La presente investigación pretende evaluar qué efectos ha tenido la implementación de ese mecanismo sobre la competencia por precio en el sistema privado de pensiones. Es cierto que las comisiones se han reducido, pero se considera que esta no es una medida suficiente de competencia, sino que la principal variable que se debería analizar es la sensibilidad de los afiliados a cambios en el precio. Por ello, la hipótesis planteada aquí afirma que la implementación de licitaciones no ha tenido un efecto significativo sobre la sensibilidad de los clientes al precio, debido a su diseño normativo.

La importancia de promover la competencia por precio radica en que esta mejora el bienestar de los afiliados, pues las comisiones cobradas impactan considerablemente sobre el fondo (comisión por saldo) y sobre el ingreso disponible de cada afiliado (comisión por flujo). Y nuestro enfoque en la sensibilidad de los afiliados a cambios en el precio se fundamenta en que, si esta sensibilidad crece, el gasto comercial será menos efectivo; lo que reduce el costo de operación y, consecuentemente, el precio. Dado que la comisión será exclusivamente por saldo a partir de 2023, y así el incentivo para atraer afiliados que ya cuenten con un fondo acumulado será más grande que el de atraer a nuevos aportantes, resulta crucial que la competencia por traspaso de afiliados sea mediante precios. De continuar la opción no intervencionista asumida por el regulador hasta la fecha, el logro de una competencia por precio depende de que los afiliados sean más sensibles al precio.

⁸⁸ Se puede afirmar que en el Perú prima ese tipo de competencia, porque la mayor parte de los traspasos de fondos van hacia una administradora más cara o menos rentable (véase el anexo 1).

⁸⁹ La comisión mixta combina una comisión por saldo con otra por flujo, y varía según cada afiliado.

La organización de este ensayo es la siguiente: la segunda sección contextualiza, con base en la literatura especializada, la estructura del mercado previsional privado y los efectos de los diversos mecanismos de licitación. La hipótesis y los mecanismos económicos que la sustentan conforman el marco analítico presentado en la tercera sección. Mientras que la cuarta sección contiene la metodología y el análisis de los resultados obtenidos mediante nuestro modelo econométrico. Y con las consiguientes conclusiones y recomendaciones finaliza el ensayo.

Revisión de la literatura

Los sistemas de pensiones basados en cuentas individuales de capitalización (CIC) han sido muy estudiados, principalmente los de Latinoamérica, donde fue una innovación en la manera de gestionar las pensiones de los ciudadanos. En el Perú, el Sistema Privado de Pensiones (SPP) fue creado a finales de 1992 mediante el Decreto Ley N.º 25897, que al sistema previsional gestionado por el Estado le agregó un sistema de CIC operado por administradoras de fondos de pensiones (AFP) privadas reguladas por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS). A fin de dar dinamismo al nuevo sistema priorizando los intereses de los aportantes, se permitió que las AFP compitan entre sí por atraerlos y que así estos tuvieran el poder de decidir a cuál afiliarse.

La creación de las AFP ha impactado positivamente a la economía peruana en aspectos como el desarrollo de su mercado de capitales y el incremento del ahorro nacional, entre otros. Pero el tipo de competencia en el mercado previsional privado peruano tiene ciertas particularidades que deben tomarse en cuenta. Entre ellas resalta el hecho de que los oferentes (AFP) y demandantes (afiliados) no poseen la misma capacidad de procesar la información relevante del mercado (Sotomayor, 2017). También es necesario entender cómo ha evolucionado el SPP desde su creación en 1992; cuál es la estructura del mercado en que compiten las AFP; y qué factores influyen en la toma de decisiones de los agentes económicos participantes.

Según Masías y Sánchez (2006), la creación del SPP implicó un cambio en la estructura administrativa del sistema previsional, ya que, a diferencia del Estado, las entidades privadas descentralizan los procesos operativos desde la incorporación de afiliados hasta la entrega de beneficios, lo que conlleva una dinámica de mecanismos de competencia y eficiencia principalmente basados en el cobro de comisiones y la rentabilidad obtenida sobre los fondos

administrados⁹⁰. Dichos autores identificaron que las etapas en la dinámica del mercado (hasta el año 2005) están relacionadas con cambios normativos en el sistema, y que las comisiones administrativas cobradas a los afiliados pasaron del 2,34% en 1998 al 2,27% en 2004⁹¹ (Masías & Sánchez, 2006, pp. 7-8); es decir, una reducción mínima considerando el tiempo transcurrido.

Análisis de la oferta

Concentración de mercado

Por el lado de la oferta, el primer factor por identificar es el nivel de concentración del mercado previsional privado. En la actualidad existen cuatro AFP con niveles similares de participación de mercado. El índice de Herfindahl y Hirschman (IHH)⁹² es el indicador base para identificar potenciales colusiones en el precio de un producto debido a una alta concentración de mercado (Cohen & Sullivan, 1983, pp. 459-460). La figura 1 muestra la evolución del IHH desde el año 2013. El límite máximo del indicador es 10.000, que ocurre cuando una sola empresa domina el mercado; el índice va disminuyendo a medida que más empresas ingresan al mercado reduciendo la participación de las firmas dominantes. Para el caso del SPP, a septiembre de 2018, el IHH era de 2.620; un valor muy cercano a 2.500 e indicativo de que cuatro AFP con similar participación dominan el mercado, haciéndolo poco competitivo.

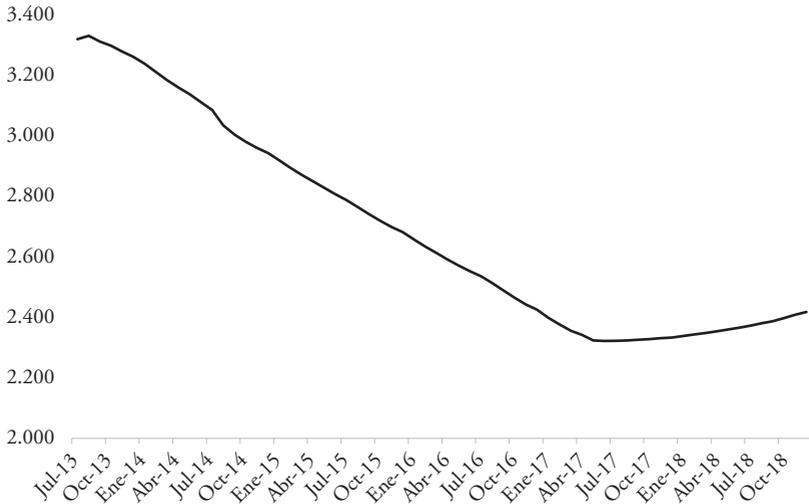
La principal consecuencia de un alto nivel de concentración es la poca influencia de los consumidores sobre el precio final del producto, por lo que se termina cobrando un precio por encima de los costos de la industria. Además, en ausencia de concertación de precios, la competencia ocurre mediante factores no productivos, como la publicidad. Estas consecuencias pueden variar dependiendo del tipo de industria y de producto. Un caso específico es el de industrias con altas barreras de entrada, en las que para ingresar se incurre en costos hundidos elevados (Sutton, 1991). Las barreras de entrada son altas en el mercado de las AFP, pues se requieren elevados gastos administrativos (sistemas de información, oficinas de atención, entre otros) y se generan automáticamente obligaciones con el regulador y con los afiliados.

⁹⁰ Los afiliados, al aportar a una AFP, adquieren cuotas al precio del día del aporte. Y la rentabilidad es medida con base en el crecimiento del valor de la cuota a lo largo del tiempo.

⁹¹ Ese valor mostrado es la comisión promedio. Las altas comisiones generan un problema de cobertura del sistema a nivel nacional, porque distorsionan la relación entre aportes realizados y las pensiones por recibir en el momento de la jubilación, afectando así la reputación del sistema y la decisión de pertenecer a este (Palacios & Whitehouse, 1998).

⁹² El IHH es calculado como la suma de los cuadrados de las participaciones de mercado de cada empresa en una misma industria.

Figura 1
Evolución de la concentración en el Sistema Privado de Pensiones medido con base en el IHH (2013-2018)



Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas>. Elaboración propia.

Administración de portafolio

En el Perú, cada AFP maneja su propio fondo de pensiones (inversiones) y su propia área administradora de pensiones. Esta última genera altos costos de entrada al sistema, porque representa la mayor proporción de gastos cuya reducción por unidad supone niveles de escala elevados; por el contrario, el área asociada a las inversiones de los fondos no requiere demasiada infraestructura ni personal (Valdés, 2005, pp. 6-7). La tabla 1 muestra el número de afiliados y el tamaño del portafolio administrado por cada AFP.

Tabla 1
Datos del SPP a septiembre de 2018 (portafolio en millones de dólares estadounidenses)

AFP	Afiliados	Portafolio
Habitat	1.091.307	2.184
Integra	2.006.338	18.598
Prima	2.020.139	15.071
Profuturo	1.800.628	12.282

Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas>. Elaboración propia.

El tamaño óptimo del fondo de pensiones a manos de una administradora privada, en cuanto al número de afiliados y al monto del portafolio, ha sido estimado para el mercado neerlandés, donde Bikker (2017, pp. 31-32) halla que el total de afiliados por administradora debería ser alrededor de un millón, lo cual sugiere que hasta siete AFP podrían operar en el Perú, dada la situación actual de su mercado. Respecto al portafolio, dicho autor calcula que 690 millones de euros sería su tamaño óptimo, aunque admite que este valor carece de robustez porque puede variar mucho por año. Igual salvedad se aplica al tamaño óptimo para fondos mutuos. Y otras estimaciones concluyen que hay una relación cuadrática y cóncava entre el tamaño del portafolio administrado y el retorno ajustado por riesgo; es decir, que existe un punto medio en dicho tamaño que maximiza el retorno ajustado (Bodson, Cavenaile, & Sougne, 2011, pp. 168-170).

Análisis de la demanda

Por el lado de la demanda, Olivera (2002) identifica lo siguiente: «Una vez que un individuo decidió adquirir el servicio de administración en alguna AFP, debe consumirlo obligatoriamente hasta que se jubila, pudiendo sustituir este servicio únicamente por el ofrecido por otra AFP» (p. 4).

Esta afirmación sugiere la importancia de los traspasos entre AFP; sin embargo, la homogeneidad del producto que ofrecen, sumada a la baja cultura financiera en varios países latinoamericanos, facilitan estrategias de competencia por captar clientes mediante factores diferentes al precio (Larraín, Castañeda, & Castro, 2006); así como también facilitan la segmentación de estas estrategias dependiendo del nivel de ingresos de los afiliados, debido a que las personas de mayores ingresos suelen contar con un mejor nivel educativo y con más información sobre usos alternativos de su dinero (Apella, 2006,

pp. 41-42). Por todo lo cual es necesario identificar los distintos factores que determinan los traspasos de afiliados entre AFP.

Sistemas de pensiones en la Alianza del Pacífico

Para una mayor precisión en la identificación de los factores que influyen en la demanda por traspasos en el caso peruano, se cuenta con estudios realizados sobre la competencia del mercado previsional privado en países con sistemas similares (véase el anexo 2).

Chile

El sistema previsional chileno introdujo el mecanismo de licitación en el año 2010, consistente en que los nuevos afiliados al sistema privado son adjudicados a la AFP que ofrezca la menor comisión por flujo. A fin de promover que los afiliados cuenten con mejor información sobre el costo de administración de las AFP, el marco regulatorio tomó en cuenta investigaciones sobre la estructura del mercado de las AFP chilenas. Por ejemplo, Berstein y Micco (2002) estimaron un modelo de competencia que plantea una relación directa entre los *searching costs* y el margen de las AFP sobre su costo marginal. Se concluyó así que el margen sobre el costo marginal presentado por las AFP constituye un incentivo para atraer clientes de la competencia mediante agentes de venta.

México

En este país, cambió el esquema de cobro de comisiones por parte de las administradoras de fondos para el retiro (Afore), de uno por remuneración al actualmente vigente, según el saldo acumulado de los afiliados. Con ello discrepan algunos autores, señalando que, para el caso de México, la comisión idónea sería la de remuneración, debido a que esta proviene de una fuente de información muy cercana al afiliado, además de que tendría un mayor efecto sobre la competencia en vista de la baja sensibilidad a las comisiones que caracteriza a los agentes económicos de ese país y otros en Latinoamérica (Hastings, Hortaçsu, & Syverson, 2017, pp. 34-35).

Licitaciones

Propuestas

Las diversas formas de licitación (para captación de afiliados) es uno de los aspectos más estudiados por la literatura especializada en sistemas privados de pensiones basados en cuentas de capitalización individual. El enfoque prevaeciente aconseja implementar licitaciones por grupos de afiliados como

mecanismo promotor de competencia. Según Valdés (2005), existen economías de escala no productivas en el sector de AFP que inducen a una competencia no centrada en variables características de un mercado competitivo (precio y calidad del servicio), sino en gastos de publicidad y fuerza de ventas que no reducen la desinformación de los afiliados. Esta última actúa como un incentivo para que el agente de ventas busque persuadirlos con argumentos distintos a la rentabilidad y nivel de comisiones, en vez de bien informarlos al respecto (Mastrángelo, 1999, pp. 53-54). Por ello, Valdés (2005, p. 4) propone la implementación de licitaciones por grupos voluntarios de afiliados a la AFP que ofrezca la comisión neta más baja, considerando por separado las operaciones básicas⁹³ y la administración de fondos.

Otras propuestas se desarrollan a partir de la mencionada. Larraín *et al.* (2006) concuerdan con una licitación de un grupo voluntario de afiliados cuyo incentivo para participar sería la reducción en las comisiones que se les cobrará. Por el lado de las AFP, estas desearían participar si la cartera licitada es representativa del sistema; es decir, si comprende tanto afiliados nuevos como antiguos, pues estos últimos son los más rentables para las AFP. Además, dichos autores enfatizan la importancia de que el nivel de comisiones ofertado en la licitación también sea aplicable a los afiliados no licitados, a fin de bajar las barreras de entrada y reducir la posibilidad de una estrategia de precios predatorios. Y consideran crucial que el diseño de la licitación bloquee la ocurrencia de un incremento significativo de gastos en variables no productivas.

Mientras tanto, Berdejo, Galarza y Nagamine (2006) proponen una licitación de grupos de afiliados por empresa, en la que las AFP publican sus comisiones y, mediante una votación, los trabajadores de las empresas escogen a qué AFP afiliarse. Así, los afiliados serían más sensibles al precio y la rentabilidad porque tienen que informarse antes de elegir. Además, las AFP cambiarían su forma de entregar información, ya que tendrían que hacerlo de una manera corporativa, por lo que la fuerza de ventas tendría un rol más informativo (Berstein & Castro, 2005, pp. 5-6). Este diseño incentivaría a que las AFP ofrezcan comisiones bajas para atraer carteras corporativas (de empresas grandes, en particular) y también tendrían que mantener una relación más activa con sus afiliados, pues de no hacerlo corren el riesgo de perder carteras importantes.

⁹³ Las operaciones básicas se refieren a la recaudación de comisiones, el cálculo y el pago de pensiones.

Funcionamiento actual de las licitaciones en el Perú

El Perú adoptó el mecanismo de licitación en julio del año 2012, mediante la Ley N.º 29903. Este mecanismo brinda exclusividad en la captación de nuevos afiliados al SPP a la AFP que presente la propuesta con menor comisión mixta por un período de dos años. Esto a fin de promover una mayor competencia en el SPP con menores comisiones para los nuevos afiliados, así como de reducir las barreras a la entrada de nuevas AFP, que representan los altos costos de inicio de operación (Castro & Reyes, 2008). A cuya reducción contribuiría dicho mecanismo de licitación, por el hecho de asegurar una cantidad de ingresos fijos a la nueva AFP que se esfuerce por ganar la licitación e ingresar al mercado cobrando menores comisiones.

Sin embargo, algunos especialistas consideran que el diseño del mencionado mecanismo genera algunos efectos contraproducentes en la sensibilidad de los afiliados a cambios en las comisiones cobradas por las AFP. Por ejemplo, la inclusión de una comisión mixta desincentiva la realización, por parte de los afiliados al SPP, del laborioso proceso de recolección de información sobre las distintas comisiones y de cálculo de sus futuras contribuciones que les permitiría elegir la AFP más conveniente (Hastings *et al.*, 2017). Otro elemento cuestionado del mecanismo peruano es la meta de reducir el componente de la comisión mixta relativo a la comisión por flujo (o remuneración) a cero para el año 2023, según el cronograma establecido por la SBS⁹⁴ (2012).

Un diagnóstico de la Comisión de Protección Social (2017) considera como un objetivo prioritario la reducción del nivel de comisiones administrativas. Específicamente, plantea que la comisión por saldo promedio del sistema debería ser del 0,60% (p. 27), o sea, menos de la mitad que actualmente⁹⁵. También rescata elementos de las propuestas de licitación mencionadas anteriormente. En primer lugar, al igual que Valdés (2005), considera que las AFP deben dedicarse exclusivamente a gestionar los fondos de los afiliados y que una entidad centralizadora debiera ocuparse de las operaciones básicas. También considera que las carteras por ser licitadas deben estar compuestas por nuevos afiliados y por aportantes actuales, según la propuesta de Larraín *et al.* (2006). Además, reconoce la importancia de que la demanda (afiliados) tenga representación en el SPP. Esta recomendación ya está incorporada en la Ley

⁹⁴ Cabe señalar que dicho componente de la comisión mixta se reduciría a cero antes de lo esperado por la SBS, pues la AFP Integra ganó la última licitación ofreciendo cobrar un 0% de comisión por flujo.

⁹⁵ El promedio del componente de comisión por saldo al 31/10/2018 es del 1,23%.

N.º 29903 de 2012, que contempla la creación del Consejo de Participación Ciudadana en Seguridad Social.

En suma, los estudios analizados consideran que la competencia se observa en la reducción de las comisiones y barreras de entrada. Este punto de vista es, a nuestro juicio, incompleto, pues esas reducciones no son suficientes en un mercado como el de las AFP, donde la forma eficaz de hacerlo más competitivo es incrementar la sensibilidad de los afiliados a cambios en las comisiones proveyéndolas de mejor información al respecto. En tal sentido, un análisis detallado de las medidas adoptadas para la reducción de comisiones en diferentes países resalta que en el Perú no se tomaron medidas para mejorar la transparencia de la información ofrecida (IOPS, 2014, p. 15). Y es evidente que el objetivo de que los afiliados tomen decisiones bien informadas no se alcanza rápida ni fácilmente. En consecuencia, la opción viable es lograr un arreglo institucional que incremente la sensibilidad de los afiliados a cambios en el precio (comisiones); razón por la cual nuestra investigación busca comprobar los efectos que ha tenido la implementación de las licitaciones sobre dicha sensibilidad.

Marco analítico

En 25 años de existencia del SPP, no se ha logrado una reducción significativa del nivel de comisiones cobradas. Es más, el país cuenta con la segunda tasa de comisiones más alta de la región latinoamericana (Mesa-Lago, 2016, p. 51). Dado que no han sido suficientes los diversos mecanismos planteados por la SBS para promover la reducción de comisiones (e incrementar la competencia), se necesitan nuevas propuestas para rediseñar el sistema de cara a 2023⁹⁶.

La última gran transformación del sistema ocurrió cuando se implementó el mecanismo de licitación para asignar los nuevos afiliados a la AFP que ofrezca la comisión mixta más baja. El principal objetivo de esta medida –reducir el nivel de las comisiones– suponía sensibilizar a los afiliados con respecto a las comisiones cobradas para así hacer menos efectivo el gasto comercial de las AFP en publicidad y fuerza de ventas. Adicionalmente, el SPP ha presentado históricamente un bajo número de firmas competidoras; lo cual, sumado a la insensibilidad de los afiliados a las comisiones, lo convierte en una industria con alto poder de mercado⁹⁷ por el lado de la oferta.

⁹⁶ La última licitación de afiliados se realizará en el año 2023, pero aún no se ha definido la configuración institucional del SPP a partir de esa fecha.

⁹⁷ El poder de mercado se entiende como la capacidad de cobrar un precio por encima del costo marginal

De lo anterior se desprende que la implementación de las licitaciones no ha logrado su fin último. Esto se debe a que el diseño de estas no se enfoca en solucionar el problema de desinformación de los afiliados, pues solo se dirige a los nuevos afiliados, que representan una pequeña proporción del total del sistema. Además, la estructura de comisiones existente, así como la anunciada para el año 2023 en adelante, tampoco resolverían dicho problema, manteniendo el tipo comercial de competencia entre las AFP. En efecto, durante la etapa 2012-2023, la existencia de una comisión mixta exige a los afiliados cálculos complejos y mayores *searching costs*, que no los incentivan a estar menos desinformados e incrementan la posibilidad de que sean persuadidos con argumentos distintos al precio y la calidad del servicio (Berstein & Micco, 2002, pp. 7-10).

Y en la siguiente etapa, de 2023 en adelante, la imposición de la comisión por saldo desincentivaría la entrada de nuevas firmas al mercado; dado que, si el mecanismo de licitación fuera extendido a esa etapa, los ingresos de las nuevas firmas en los primeros años serían tan bajos que volverían insostenibles sus operaciones, por dos motivos: los altos costos administrativos asociados al nivel de escala requerido para manejar una AFP; y porque, durante los primeros años de aportes de un afiliado, el pago de su comisión por saldo es pequeño⁹⁸. Es decir, la perspectiva de costos elevados y bajo nivel de ingresos durante los primeros años de operación desmotivaría la entrada de nuevas AFP, desfavoreciendo la competencia en el mercado. Además, el cobro de la comisión por saldo hace que los afiliados ya no puedan observar directamente el costo de la administración de sus fondos con base en su fuente de información más cercana: su salario.

En resumen, el diseño actual de las licitaciones no incrementa la sensibilidad al precio de los afiliados, por tres razones: (i) solo se ocupa de los nuevos afiliados, que no son prioritarios para las AFP porque tienen un fondo menor y un saldo nulo; (ii) la comisión mixta (especialmente su componente por saldo) incrementa los costos de informarse para los afiliados, haciendo que su decisión de afiliación sea más inducida por variables comerciales distintas a la fundamental: el precio del servicio; y (iii) cuando la comisión mixta sea sustituida por la comisión por saldo, los afiliados perderán su fuente de información más cercana —el descuento sobre su salario— para poder percibir el costo real de sus depósitos, y, así, tendrán una percepción distorsionada de este.

de producción.

⁹⁸ La comisión por saldo se cobra anualmente y está entre el 1,20% y el 1,25% al año.

Metodología

Nuestro estudio empírico se centra en la estructura de costos porque la regulación tiene mayor incidencia en esta. Es cierto que la rentabilidad tiene un gran impacto sobre las pensiones futuras de los afiliados, pero esta se determina principalmente por condiciones de mercado no influenciables mediante la regulación previsional. Dado que el objetivo de las AFP es incrementar los fondos que administran, el marco normativo incluye directivas de inversiones para que logren dicha meta. Sin embargo, estas no pueden ser más influyentes que las variables fundamentales que afectan los mercados de capitales.

Otra opción inicialmente contemplada para nuestro estudio empírico fue trabajar con una medida de «rentabilidad neta» (o rentabilidad obtenida menos comisiones cobradas). Pero su cálculo es complicado en el caso de una comisión mixta. Para determinar la comisión neta cobrada, se necesitaría información a nivel de cliente, pues no todos tienen el mismo régimen de comisiones. Respecto a la comisión por saldo, se podría restar fácilmente la comisión de la rentabilidad anual obtenida por una determinada AFP. En contraste, el cálculo no es tan simple respecto a la comisión por flujo, pues sería necesario calcular el costo anual equivalente (CAE) de la comisión, y este depende de factores como el salario y el tamaño del portafolio del aportante (Morón & Carranza, 2003, pp. 93-96), que varían según el cliente y pierden precisión cuando son agregados a nivel de la AFP.

La SBS opera una base de datos accesible al público mediante su página web, que contiene los datos necesarios para un análisis econométrico parecido al realizado por Mastrángelo (1999) y por Masías y Sánchez (2006), con modelos de *pool* (o *panel*) *data* en ambos casos. Estos modelos toman como variable dependiente los traspasos por entradas a una AFP, que constituyen una aproximación cercana a la demanda de los afiliados por los servicios de gestión de una u otra AFP. Y consideran como variables explicativas relevantes al nivel de comisiones cobradas por cada AFP, su rentabilidad relativa, y las proporciones de sus gastos de ventas y en publicidad. Pero ambos modelos no hacen una separación explícita de períodos; es decir, dan por sentado que el comportamiento de los traslados no varía durante todo su período de análisis.

Por el contrario, la hipótesis de nuestro trabajo es que el comportamiento de los traspasos con respecto a la comisión cobrada (sensibilidad al precio por parte de los afiliados) no ha cambiado luego de la introducción de la licitación. Consecuentemente, no se puede asumir como cierto lo que se quiere demostrar. De ahí la necesidad de tener dos períodos diferenciados en nuestro modelo, que especificamos a continuación.

Especificación del modelo

Los períodos de análisis son de febrero de 2008 a mayo de 2013 y de junio de 2013 a septiembre de 2018, que corresponden a los períodos prerreforma y posreforma, respectivamente.

Para validar nuestra hipótesis, utilizamos el siguiente modelo econométrico:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_0 C_{it} + \beta_1 C_{it} \gamma_t + \beta_2 R_{it} + \beta_3 G_{it} + \beta_4 Pub_{it} + \varepsilon_{it}$$

Y_{it} : traspasos por entrada a la AFP i en el período t con respecto al total de traspasos por entrada al sistema en el período t .

α_i : efecto fijo no observado e invariable en el tiempo de la AFP i .

C_{it} : comisión relativa de la AFP i en el período t .

γ_t : *dummy* temporal (pre- y posreforma).

R_{it} : rentabilidad relativa de la AFP i en el período t .

G_{it} : proporción de gasto de ventas de la AFP i con respecto al sistema en el período t .

Pub_{it} : proporción de gasto en publicidad de la AFP i con respecto al sistema en el período t .

ε_{it} : ruido blanco.

Nuestra investigación considera los traspasos de entradas como variable dependiente, en vez de los traspasos netos (entradas y salidas), para evitar un efecto de doble contabilidad de las variables (las salidas de una AFP contabilizadas en las entradas de las otras) y asegurar así la independencia lineal de los datos.

La comisión es el símil del precio de mercado de un producto. En el modelo planteado, se considera la comisión relativa (con respecto a la comisión promedio del sistema) porque, si todo el SPP baja sus comisiones proporcionalmente, entonces la distribución de traspasos no debería cambiar. En otras palabras, para atraer traspasos, una AFP debería reducir sus comisiones más que proporcionalmente que el resto del sistema. Además, se incluye una *dummy* temporal para diferenciar el efecto marginal (pre- y posreforma) de las comisiones sobre los traspasos.

Si la rentabilidad obtenida es interpretada como un reflejo de la calidad del servicio ofrecido, resulta deseable que las AFP compitan por rentabilidad y que los afiliados reconozcan a las más exitosas traspasando sus fondos a estas. La variable considerada aquí es la rentabilidad de la AFP relativa al promedio de la rentabilidad obtenida en el SPP. Esta medición, al comparar el desempeño individual de cada AFP con el desempeño conjunto en el mercado de las AFP, identifica a las AFP que destacan respecto a las otras.

La consideración de los gastos en ventas y publicidad se explica porque representan una alta proporción del gasto operativo de las AFP, y porque todos los especialistas consultados coinciden en la importancia de lograr que esa proporción baje a fin de que puedan reducirse las comisiones cobradas. Se consideran los datos con respecto al total del sistema porque así puede identificarse a las AFP que tiene una estrategia comercial más agresiva, habida cuenta de su tamaño. En tal sentido, se espera que las AFP más grandes representen una mayor proporción de esos gastos.

Para determinar la correcta especificación del modelo (*pool data* o *panel data*) se procedió a realizar la siguiente prueba de hipótesis, con la hipótesis nula (H_0), siendo que el mejor modelo es un *pool data* con datos de constante única:

$$F_{(n-1, nt-n-k)} = \frac{(R_u^2 - R_{pool}^2)/(n-1)}{(1 - R_u^2)/(nT - n - k)}$$

Donde R_u^2 representa el R^2 del modelo de panel y R_{pool}^2 , el del *pool data*, n es la cantidad de AFP en la base de datos, T es el número de períodos y k es el número de variables explicativas. La tabla 2 muestra los resultados de la prueba.

Tabla 2
Resultados de la prueba F

Variable	Valor
(R2) u	0,9166
(R2) pool	0,3103
n	5
T	79
k	4
F calculado	701,5342
F teórico	2,3951

Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas>. Elaboración propia.

El F calculado es mayor que el F teórico, por lo que se rechaza la hipótesis nula y el mejor modelo es uno de panel (a diferencia de los modelos revisados en la literatura).

Un modelo de panel como el especificado es adecuado para verificar nuestra hipótesis porque permite comprobar el impacto, sobre una variable determinada, de un evento exógeno (introducción de las licitaciones) ocurrido en el período analizado. La *dummy* temporal (γ_t) permite observar el cambio

en el comportamiento de la variable dependiente a partir de la ocurrencia del evento exógeno. Además, se utilizan efectos fijos para asegurar la consistencia de los coeficientes estimados, pues consideramos que asegurar esa consistencia es más importante que buscar la eficiencia de los estimadores.

Los signos esperados de los coeficientes son los siguientes:

- β_0 : signo negativo, pues a mayores comisiones relativas, es razonable prever que los afiliados se trasladan en menor proporción a la AFP relativamente cara.
- β_1 : no significativo (cero). Este resultado indicaría que el comportamiento de los traspasos no ha cambiado luego de la introducción del mecanismo de licitación. Este es el coeficiente más importante de la regresión porque representa la hipótesis planteada.
- β_2 , β_3 y β_4 : positivos. Se intuye que los afiliados se traspasarán a las AFP con mayor rentabilidad y visibilidad en virtud de su mayor gasto en publicidad y ventas.

Análisis de resultados

Los resultados obtenidos concuerdan con lo planteado en el marco analítico. Pero no demuestran la hipótesis de que el mecanismo de licitaciones introducido en 2013 no tuvo un efecto en la sensibilidad al precio de los afiliados. Por el contrario, nuestra regresión muestra que dicho mecanismo sí modificó de manera negativa el comportamiento de los traspasos netos. Así, estos se volvieron menos sensibles al nivel de comisiones. La tabla 3 presenta los coeficientes estimados.

Tabla 3
Resultados de la regresión

	Estimado	Desviación estándar	Estadístico t	
α (Prima)	0,291	0,033	8,848	***
α (Integra)	0,274	0,034	7,967	***
α (Habitat)	0,135	0,016	8,504	***
α (Profuturo)	0,284	0,037	7,764	***
α (Horizonte)	0,325	0,032	10,306	***
Comisión relativa	-0,156	0,024	-6,430	***
Interacción	0,043	0,010	4,343	***
Rentabilidad relativa	-0,001	0,005	-0,222	

Proporción de gastos de venta	0,280	0,103	2,724	**
Proporción de gastos de publicidad	0,183	0,046	3,970	***

Notas. *** significativo al 1%; ** significativo al 5%.

Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas>. Elaboración propia.

Los efectos fijos de todas las AFP son significativos. Se destaca que la AFP Habitat sea la que tiene un menor efecto fijo, mientras que el mayor efecto fijo lo tiene la AFP Horizonte, lo cual puede interpretarse como un resultado asociado a la participación de mercado de la AFP o a su *brand name*. Así, la AFP nueva en el mercado –Habitat– sigue siendo la más pequeña de las cuatro AFP existentes (15% del total de afiliados y 5% de los fondos administrados); mientras que la AFP Horizonte tenía (antes de ser adquirida) la mayor participación de mercado. El nivel de esta participación o cuota de mercado impacta directamente en la información que los afiliados reciben de cada AFP, pues las AFP con mayor cuota de mercado (mayores ingresos) son capaces de brindar más canales de atención y de información, tanto a sus clientes como al SPP en general.

Los afiliados muestran un comportamiento racional ante variaciones de la comisión relativa. Así, ante un incremento del 10% de la comisión relativa, se espera una reducción de un 1,56% de traspasos por entrada hacia la AFP que realizó el aumento.

El efecto marginal de incluir la variable *dummy* e interactuarla con las comisiones relativas para observar el efecto de la licitación es positivo y hace que el nuevo coeficiente (efecto total) de las comisiones relativas se incremente a -0,113. Esto indica que los afiliados resultan menos sensibles al precio, lo que reduce el incentivo de las AFP a bajar sus comisiones respecto al promedio del SPP. Este resultado contradice la hipótesis planteada (que la licitación no tiene efecto sobre la sensibilidad al precio de los afiliados) e indica que el diseño del mecanismo de licitación tiene un resultado contraproducente para la competencia en el SPP.

El efecto de incrementar la proporción de gastos de venta es positivo con respecto a los traspasos por entrada relativos, tal como enseña la literatura revisada. Se concluye que las AFP todavía tienen espacio para captar traspasos utilizando su fuerza comercial. Lo mismo ocurre con la proporción de gastos de publicidad.

En la especificación utilizada, la rentabilidad relativa no tiene un efecto significativo en los traspasos por entrada relativos hacia una AFP. Mastrángelo (1999, p. 29) también encontró que la rentabilidad no era tomada en cuenta

en la decisión de traspasos en Chile. Esto puede suceder por desinformación de los clientes (no conocen cuál es la AFP más rentable o dan mayor importancia a otros atributos de la AFP).

Para revisar la validez de los resultados obtenidos, se probaron tres especificaciones alternativas del modelo elegido. Una excluyendo la rentabilidad relativa como variable explicativa, en vista de que no resultaba significativa. Otra tomando como variable dependiente al flujo de traspasos de entrada en lugar de su proporción. Y otra utilizando un modelo de *pool data*, manteniendo la especificación de las variables. El anexo 3 muestra estas especificaciones alternativas.

También hemos considerado las opciones para modelar la demanda en el SPP a partir de los traspasos, los cuales, si bien son decisiones voluntarias que reflejan las preferencias de los individuos, en la práctica representan una proporción baja del total de afiliados (en el período poslicitación, los traspasos solo representaron el 0,26%, en promedio, del total de afiliados); lo que pone en duda a los traspasos como medida efectiva del comportamiento de la demanda (véase el anexo 4, figura 4). Esto nos hizo evaluar la posibilidad de medir los traspasos relativos respecto no al total de afiliados sino al total de cotizantes del sistema, en el entendido de que una AFP no estaría interesada en atraer clientes que no sean aportantes regulares. Pero, además de que una AFP sí podría obtener ganancias de afiliados no cotizantes titulares de un portafolio elevado sujeto a comisión mixta, la evolución similar del total de afiliados y del total de cotizantes (véase el anexo 4, figuras 4 y 5) nos indicó que serían similares los resultados de utilizar un total o el otro para medir los traspasos relativos; de modo que utilizamos el total de afiliados por ser el universo más grande.

Y es probable que esa medición facilite que los resultados de nuestro estudio sean un referente útil para estudios futuros. Por ejemplo, en Chile, cuyo SPP tiene mayor cobertura que el peruano, la ratio de traspasos/afiliados y la de traspasos/cotizantes no son muy diferentes a las de Perú (véase el anexo 4, figura 6 y 7). Por lo que se puede esperar que los resultados de estudios futuros, cuando haya crecido la cobertura del SPP peruano, maduro, no sean muy diferentes a los encontrados aquí. Aunque debe tenerse presente que el nivel de traspasos es muy sensible a cambios en la regulación, por lo que se debe tener cuidado al comparar los resultados de distintos períodos.

Finalmente, la especificación de nuestro modelo considera a la porción por flujo de la comisión mixta relativa a la comisión promedio del sistema, en razón de que dicha porción tiene mayor variabilidad durante el período de

tiempo evaluado. Por ello, lo óptimo sería que los traspasos solo consideren los traspasos de afiliados sujetos a comisión mixta. Pero, lamentablemente, la base de datos utilizada aquí no permite distinguir entre traspasos por comisión mixta y por comisión por flujo.

Conclusiones y recomendaciones

Nuestra investigación comprueba que, durante la vigencia del actual mecanismo de licitación de fondos de pensiones peruano, los afiliados se volvieron menos sensibles a variaciones en las comisiones cobradas por las AFP. Este resultado, si bien contradice nuestra hipótesis de trabajo (que la licitación no tuvo un efecto en esa sensibilidad), indica que dicho mecanismo tuvo un efecto contraproducente en los incentivos de las AFP para reducir sus comisiones y, por ende, explica su poca reducción con las licitaciones

El efecto fijo estimado es similar para todas las AFP, implicando que a lo largo del SPP pesan similarmente los factores no incluidos en la regresión (participación de mercado, *brand name*, soporte de un grupo empresarial, entre otros) que inciden en la percepción de cada AFP por parte del público. Ello sería explicado en parte por la poca diferenciación del servicio ofrecido; es decir, al ser la administración de pensiones un producto homogéneo, los demandantes no perciben muchas diferencias entre las AFP. Sin embargo, se destaca que dicho efecto es menor para la AFP más pequeña del sistema, en señal de que todavía no se la percibe de la misma manera que a sus competidoras. Por ende, una nueva AFP que intente ingresar al mercado peruano tendrá que sobrellevar el tiempo que le tomará ser reconocida como «igual» a otras AFP del sistema. En tal sentido, la evolución de la utilidad por afiliado de las AFP muestra que AFP Habitat, la última AFP en ingresar al SPP peruano, tuvo una utilidad por afiliado negativa hasta inicios de 2017, poco más de 4,5 años desde su ingreso (véase el anexo 4, figura 8).

Los factores no productivos (gasto en ventas y publicidad) todavía representan una inversión rentable para las AFP. Así, un incremento porcentual del gasto en ventas y publicidad aumenta los traspasos en mayor magnitud que una disminución de las comisiones (en la misma proporción que el aumento del gasto en ventas). Y, contrariamente a lo esperado, ese impacto sobre los traspasos de un incremento en el gasto de ventas fue aún mayor con las licitaciones, a contrapelo de lo que se suponía (que las AFP iban a recurrir menos a gastos comerciales para ganar afiliados, porque los nuevos afiliados estaban obligados a ingresar a la AFP ganadora de la última licitación). Tampoco se observa una tendencia claramente decreciente en la contratación de promotores (véase el anexo 4, figura 9). Lo que sí se observa es una reducción en el

gasto requerido para obtener un afiliado (nuevo o por traspaso). Pero hay que interpretar esta ratio con cuidado, porque su caída pronunciada ocurre en las AFP que ganaron las licitaciones, y porque podría ser una suerte de indicador adelantado. Por ejemplo, AFP Integra reduce fuertemente su gasto desde la tercera licitación, tal vez ajustando sus costos preparándose para la licitación siguiente que logró ganar (véase el anexo 4, figuras 10 y 11).

Nuestra principal recomendación va en la línea de lo planteado por Valdés (2005, p. 12) y por Bikker (2017, pp. 31-32), y consiste en separar las AFP entre administradoras de portafolio y operadoras básicas. Esta propuesta permitiría un mejor aprovechamiento de las economías de escala, además de ser viable con la legislación actual.

Específicamente, proponemos que haya una operadora central de operaciones, denominada administradora de pensiones (AP), a cargo del cálculo y pago de pensiones, así como del cálculo y cobro de comisiones a todos los afiliados al SPP. Y que el portafolio del sistema sea gestionado por un conjunto de administradoras de fondos (AF). La AP con cada AF determinarían la comisión que cobren conjuntamente y las proporciones en que se reparten los ingresos por comisiones. Dado el tamaño del portafolio total del SPP, consideramos que más AF que las cuatro AFP actuales estarían interesadas en competir en el sistema. Es importante mencionar que existe un *trade-off* entre el tamaño del portafolio y el número de competidores, pues si entran demasiadas AF, las comisiones no bajarán debido a que no se aprovechan las economías de escala de portafolios más grandes. Y como las economías de escala son mayores en la administración de pensiones, es preferible que esta se encuentre a cargo de una sola AP.

Ya que una separación de operaciones como la aquí propuesta es legal desde el año 2012, se justifica indagar en las razones explicativas del escenario actual. Una explicación sería que las AFP prefieren una estructura de mercado concentrada, porque temen que la entrada de nuevos competidores merme su cuota de mercado. Al respecto, debe recordarse que el ROE⁹⁹ del SPP cayó o se mantuvo constante cuando un nuevo competidor en el sistema ganó la primera licitación y también la segunda, pero volvió a subir cuando la tercera y la cuarta licitación fueron ganadas por sendas AFP antiguas en el mercado. De ello se infiere que las AFP no desean el ingreso de nuevos competidores ni estructuras competitivas que amenacen su poder de mercado.

⁹⁹ El ROE (*return on equity*) mide la rentabilidad (financiera) obtenida por una empresa sobre sus fondos propios.

El lado débil de nuestra propuesta es que una campaña de desprestigio contra el SPP (como la ocurrida desde finales de 2018) provoque que el Estado quiera asumir el rol de AP. Un riesgo de esta opción es que supone que el Estado tiene mayor capacidad de cobro que un privado. Es cierto que el cobro de las comisiones podría agregarse a los recibos de un servicio básico, pero, aun así, la transferencia de fondos entre entidades estatales puede no ser lo suficientemente rápida como para no poner en aprietos a la liquidez de la AP estatal, cuyas necesidades de liquidez serían considerables porque también estaría a cargo de los pagos de pensiones; de modo que el Estado podría verse obligado a endeudarse para cumplir con esas obligaciones, y esta deuda terminaría siendo pagada por todos los contribuyentes. Incluso si la capacidad estatal de cobro fuera superior, existe otro riesgo que no puede ser ignorado: la corrupción y las necesidades de financiamiento de corto plazo del Gobierno pueden llevar a un mal manejo de los fondos recaudados, lo que también afectaría la liquidez de la AP. Si el Estado no se endeuda para el pago de pensiones, se corre el riesgo de que los pensionistas simplemente no las reciban. Por todo lo cual consideramos preferible que sea una entidad privada, y debidamente regulada, la que se encargue de las operaciones técnicas.

Por último, consideramos que las licitaciones deben continuar existiendo más allá del año 2023, pero con un marco normativo diferente al actual. En este sentido, adoptamos algunas de las recomendaciones de Valdés (2007, pp. 6-8). En primer lugar, las carteras de afiliados que se liciten deben contener no solo a los nuevos ingresantes al sistema, sino también a personas que ya sean cotizantes. Esta recomendación, que también fue hecha por Larraín *et al.* (2006), incrementaría el incentivo para que las AFP ofrezcan comisiones significativamente menores a fin de ganar la licitación, porque los ingresos por los ya cotizantes compensarían en parte los gastos por la licitación y la gestión de los nuevos ingresantes. En segundo lugar, la duración de las licitaciones debe ser mayor; por ejemplo, cinco años. Esto, unido a la recomendación anterior, añadiría un incentivo para que los postores disminuyan más las comisiones ofertadas, porque les aseguraría un flujo de ingresos predecible por más tiempo. Mientras que la normativa de licitación actual no permite que esta dure más tiempo, porque implicaría que la AFP ganadora tenga que soportar por más tiempo las pérdidas asociadas a la gestión de nuevos ingresantes. Y, en tercer lugar, la determinación de qué afiliados existentes en el sistema deben ser licitados debe enfocarse en aquellos que han permanecido por un período de N meses en una misma AFP, y este N debe ser menor que el tiempo de duración de la licitación para

que, al término de esta, potencialmente más afiliados puedan ser licitados. Además, no deberían ser licitados los afiliados que muestren una preferencia por determinada AFP, ni tampoco los que fueron «adquiridos» por una AFP no mediante una licitación sino de manera individual; es decir, a través de sus propias campañas de captación de afiliados.

Referencias

- Apella, I. (2006). Demanda heterogénea y segmentación de mercado: el sistema argentino de fondos de pensiones. *Revista de la Cepal*, 89, 39-57. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/11124>
- Berdejo, M. A., Galarza, B., & Nagamine, J. (2006). *Mecanismos para incentivar la competencia en los sistemas de pensiones basados en capitalización individual*. SBS Documentos de Trabajo, DT-01-2006. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. https://www.sbs.gob.pe/Portals/0/jer/ddt_ano2006/SBS-DT-01-2006.pdf
- Berstein, S., & Castro, R. (2005). *Costos y rentabilidad de los fondos de pensiones: ¿qué informar a los afiliados?* Serie Documentos de Trabajo, N.º 1. Superintendencia de Pensiones, Chile. https://www.spensiones.cl/portal/institucional/594/articulos-3483_pdf.pdf
- Berstein, S., & Micco, A. (2002). *Turnover and regulation: The Chilean pension fund industry*. Documento de Trabajo N.º 180. Banco Central de Chile. <https://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc180.pdf>
- Bikker, J. A. (2017). Is there an optimal pension fund size? A scale-economy analysis of administrative and investment costs. En J. A. Bikker (Ed.), *Pension fund economics and finance: Efficiency, investments and risk-taking* (pp. 25-56). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315621739>
- Bodson, L., Cavenaile, L., & Sougne, D. (2011). Does size affect mutual fund performance? A general approach. *Journal of Asset Management*, 12(3), 163-171. <https://link.springer.com/article/10.1057/jam.2011.30>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://www.jstor.org/stable/2297111>
- Castro, R., & Reyes, G. (2008). *Medidas pro-competencia de la reforma previsional*. Serie Documentos de Trabajo, N.º 29. Superintendencia de Pensiones, Chile. <https://www.spensiones.cl/portal/institucional/594/w3-article-7992.html>
- Cohen, N. B., & Sullivan, C. A. (1983). Herfindahl-Hirschman Index and the new antitrust merger guidelines: Concentrating on concentration. *Texas Law Review*, 62(3), 453-508. https://privpapers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2370639
- Comisión de Protección Social. (2017). *Propuestas de reformas en el sistema de pensiones, financiamiento en la salud y seguro de desempleo*. http://trabajodigno.pe/wp-content/uploads/2017/11/Informe_Final_Comisi%C3%B3nProtecci%C3%B3nSocial.pdf

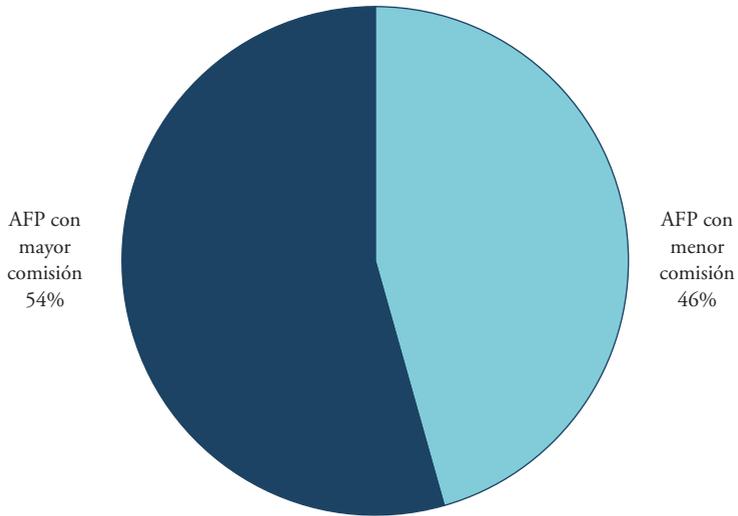
- Hastings, J., Hortaçsu, A., & Syverson, C. (2017). Sales force and competition in financial product markets: The case of Mexico's social security privatization. *Econometrica*, 85(6), 1723-1761. <https://doi.org/10.3982/ECTA12302>
- IOPS (International Organisation of Pension Supervisors). (2014). *Update on IOPS work on fees and charges*. IOPS Working Papers on Effective Pension Supervision, N.º 20. <http://www.iopsweb.org/iopsworkingpapersoneffectivepensionsupervision.htm>
- Larraín, G., Castañeda, P., & Castro, R. (2006). *Licitaciones: imprimiendo competencia al sistema de AFP*. Expansiva, Serie En Foco, 62. <https://www.yumpu.com/es/document/view/14545536/en-foco-expansiva>
- Ley N.º 25897 (6 de diciembre de 1992). Decreto Ley – Crea el Sistema Privado de Administración de Fondos de Pensiones. <https://www.gob.pe/institucion/minsa/normas-legales/256914-25897>
- Ley N.º 29903 (19 de julio de 2012). Ley de Reforma del Sistema Privado de Pensiones. https://www.mef.gob.pe/contenidos/prensa/boletines/reforma_spp/Ley29903.pdf
- Masías, L., & Sánchez, E. (2006). *Competencia y reducción de comisiones en el sistema privado de pensiones: el caso peruano*. SBS Documentos de Trabajo, DT-02-2006. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. https://www.sbs.gob.pe/Portals/0/jer/ddt_ano2006/SBS-DT-02-2006.pdf
- Mastrángelo, J. (1999). *Políticas para la reducción de costos en los sistemas de pensiones: el caso de Chile*. Serie Financiamiento del Desarrollo, N.º 86. Cepal. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/5293>
- Mesa-Lago, C. (2016). Sugerencias para la re-reforma de pensiones en el Perú. *Apuntes*, 78, 41-60. <https://revistas.up.edu.pe/index.php/apuntes/article/view/751>
- Mitchell, O. S. (1996). *Administrative costs in public and private retirements systems*. NBER Working Paper 5734. <https://www.nber.org/papers/w5734>
- Morón, E., & Carranza, E. (2003). *Diez años del Sistema Privado de Pensiones (1993-2003)*. Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/197>
- Olivera, J. (2002). *Determinantes del nivel de pensiones en el Sistema Privado de Pensiones*. SBS Documentos de Trabajo, DT-03-2002. Lima: Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. <https://mpr.aub.uni-muenchen.de/66683/>
- Palacios, R., & Whitehouse E. (1998). *The role of choice in the transition to a funded pension system*. Social Protection Discussion Paper Series, N.º 9812. The World Bank. https://mpr.aub.uni-muenchen.de/14176/1/MPRA_paper_14176.pdf
- SBS (Superintendencia de Banca, Seguros y AFP). (7 de noviembre de 2012). *Resolución SBS N.º 8514*. https://www2.congreso.gob.pe/cendocbib/.../Resolucion_SBS_8514-2012.pdf
- Sotomayor, A. (2017). *Derecho fundamental a la pensión: reformas de las AFP en defensa del pensionista*. <https://docplayer.es/57478330>.
- Sutton, J. (1991). *Sunk costs and market structure: Price competition, advertising, and the evolution of concentration*. The MIT Press. ISBN 9780262193054.

- Valdés, S. (2005). *Licitaciones para aumentar la competencia entre AFP*. Puntos de Referencia, 278. Centro de Estudios Públicos. https://www.cepchile.cl/cep/site/docs/20160304/20160304093758/pder278_valdes.pdf
- Valdés, S. (2007). *Licitaciones de AFP. Más libertad y más competencia*. Puntos de Referencia, 285. Centro de Estudios Públicos. https://www.cepchile.cl/cep/site/docs/20160304/20160304094236/pder285_svaldes.pdf
- Whitehouse, E. (2000). *Administrative charges for funded pensions: An international comparison and assessment*. Social Protection Discussion Paper Series, N.º 0016. The World Bank. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/14172/1/0016.pdf>

Anexos

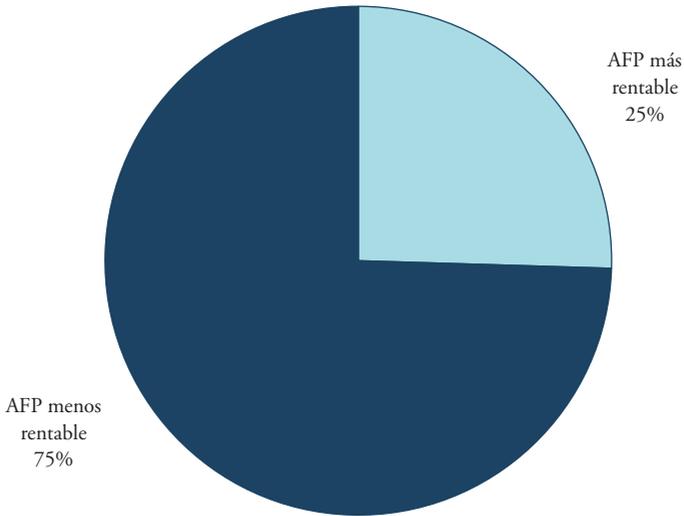
Anexo 1: Traspasos en septiembre de 2018

Figura 2
Distribución de traspasos según comisión de AFP por ser traspasada



Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.

Figura 3
Distribución de traspasos según rentabilidad de AFP por ser traspasada



Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.

Se aprecia la poca influencia de variables fundamentales en los traspasos entre AFP. Puesto que el 54% de los traspasos fueron hacia una AFP con mayor comisión y el 75% de los traspasos fueron hacia una AFP menos rentable.

Anexo 2

Tabla 4
Comparación de las principales características de los sistemas privados de pensiones de los países de la Alianza del Pacífico

	Perú	Chile	Colombia	México
Existe un sistema público	Sí	No	Sí	Sí
Año de creación del sistema privado	1992	1980	1993	1997
Existe algún tipo de licitación	Sí	Sí	No	No
Implementación de licitaciones	2012	2008	-	-
Número de administradoras privadas	4	6	4	10
% de aporte	10%	10%	11,5%	6,5%
% aportado por el empleador	0%	0%	25%	79%
% aportado por el afiliado	100%	100%	75%	17%
% aportado por el gobierno	0%	0%	0%	3%
Tipo de comisión	Mixta	Por flujo	Por flujo	Por saldo
% de comisión	1,23% por saldo 0,63% por flujo	1,13%	1,38%	1,01%
Edad de jubilación mujeres	65	65	57	60
Edad de jubilación varones	65	65	62	65
Nombre de la entidad reguladora	Superintendencia de Banca, Seguros y AFP	Superintendencia de Pensiones	Superintendencia Financiera de Colombia	Comisión Nacional del Sistema de Ahorro para el Retiro

Elaboración propia.

Anexo 3: Especificaciones del modelo empírico

Especificación: alternativa 1:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_0 C_{it} + \beta_1 C_{it} \gamma_t + \beta_2 G_{it} + \beta_3 Pub_{it} + \varepsilon_{it}$$

En este caso, no se considera la rentabilidad relativa dentro de las variables explicativas.

Tabla 5
Resultados de la regresión utilizando la especificación alternativa 1

	Estimado	Desviación estándar	Estadístico t	
α (Prima)	0,290	0,033	8,782	***
α (Integra)	0,272	0,035	7,847	***
α (Habitat)	0,133	0,014	9,421	***
α (Profuturo)	0,283	0,037	7,672	***
α (Horizonte)	0,324	0,032	10,192	***
Comisión relativa	-0,156	0,024	-6,379	***
Interacción	0,043	0,010	4,326	***
Proporción de gastos de venta	0,282	0,103	2,725	**
Proporción de gastos de publicidad	0,184	0,046	4,020	***

Notas. *** significativo al 1%; ** significativo al 5%.

Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.

Especificación: alternativa 2:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_0 C_{it} + \beta_1 C_{it} \gamma_t + \beta_2 R_{it} + \beta_3 G_{it} + \beta_4 Pub_{it} + \varepsilon_{it}$$

En este caso, la variable dependiente se define como los traspasos de entradas recibidos por la AFP i en el período t . La variable dependiente está medida en miles.

Tabla 6
Resultados de la regresión utilizando la especificación alternativa 2

	Estimado	Desviación estándar	Estadístico t	
α (Prima)	1,731	0,592	2,926	**
α (Integra)	1,801	0,641	2,812	**
α (Habitat)	1,129	0,199	5,663	***
α (Profuturo)	1,703	0,553	3,078	**
α (Horizonte)	1,883	0,451	4,172	***
Comisión relativa	-0,150	0,333	-0,449	
Interacción	-0,625	0,146	-4,270	***
Rentabilidad relativa	-0,384	0,076	-5,031	***
Proporción de gastos de venta	0,405	1,960	0,207	
Proporción de gastos de publicidad	0,641	0,816	0,785	

Notas. *** significativo al 1%; ** significativo al 5%.

Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.

Especificación alternativa 3:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 C_t + \beta_1 C_t \gamma_t + \beta_2 R_t + \beta_3 G_t + \beta_4 Pub_t + \varepsilon_t$$

En esta especificación, se utiliza un modelo de *pool data*, pues es el modelo de regresión básico sobre el que se espera tener una mejor especificación. Es decir, el modelo utilizado debe superarlo.

Tabla 7
Resultados de la regresión utilizando la especificación alternativa 3

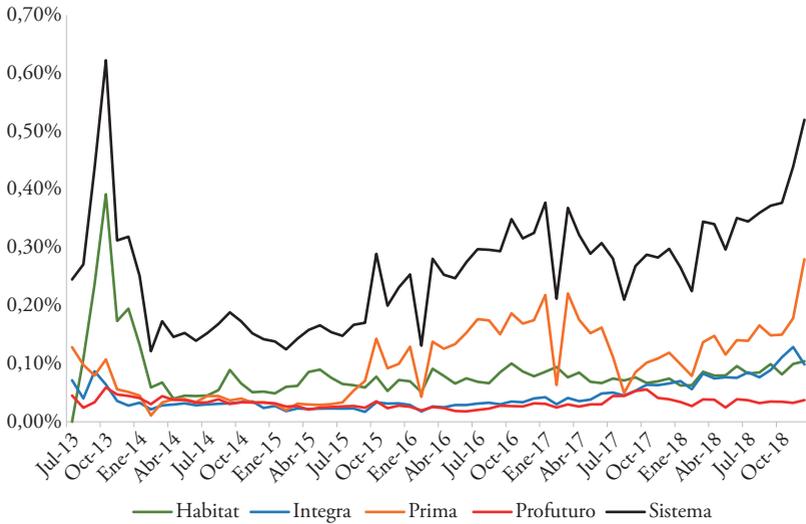
	Estimado	Desviación estándar	Estadístico t	
α (Intercepto)	0,125	0,016	7,777	***
Comisión relativa	-0,060	0,017	-3,576	***
Interacción	-0,002	0,007	-0,330	
Rentabilidad relativa	-0,003	0,005	-0,586	
Proporción de gastos de venta	0,618	0,056	11,130	***
Proporción de gastos de publicidad	0,132	0,043	3,091	**

Notas. *** significativo al 1%; ** significativo al 5%.

Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.

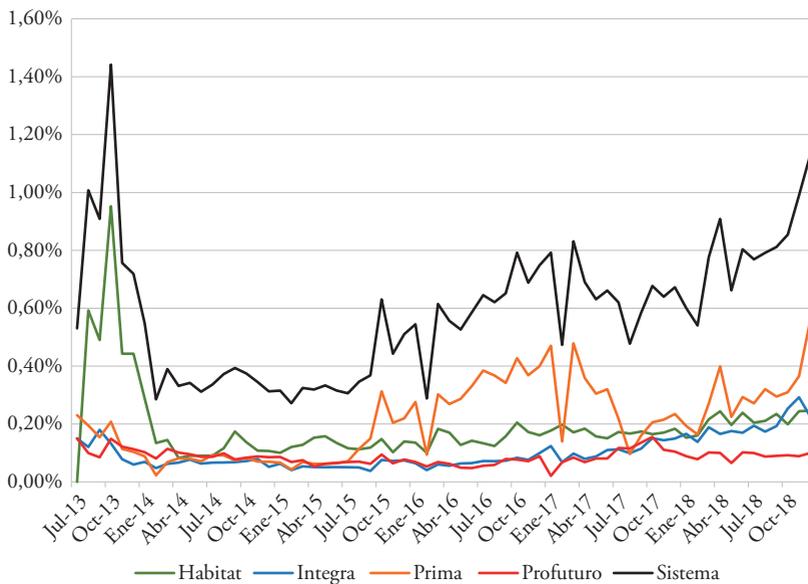
Anexo 4: Evolución de estadísticos del SPP

Figura 4
Ratio traspasos/afiliados



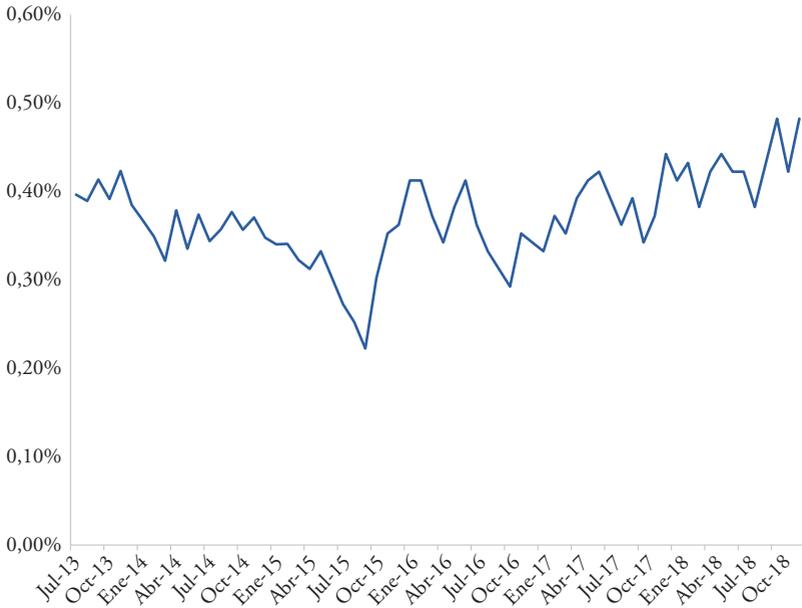
Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas/-sistema->. Elaboración propia.

Figura 5
Ratio traspasos/cotizantes



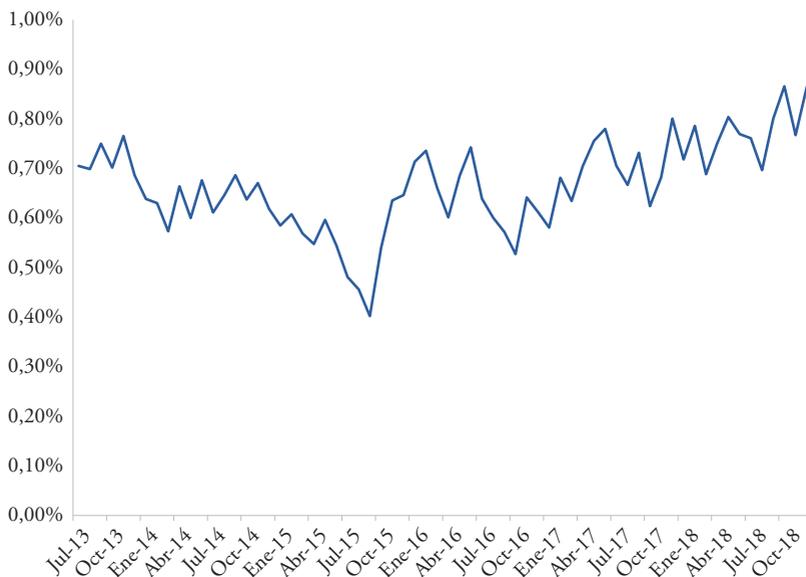
Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas/-sistema->. Elaboración propia.

Figura 6
Ratio traspasos/afiliados – Chile



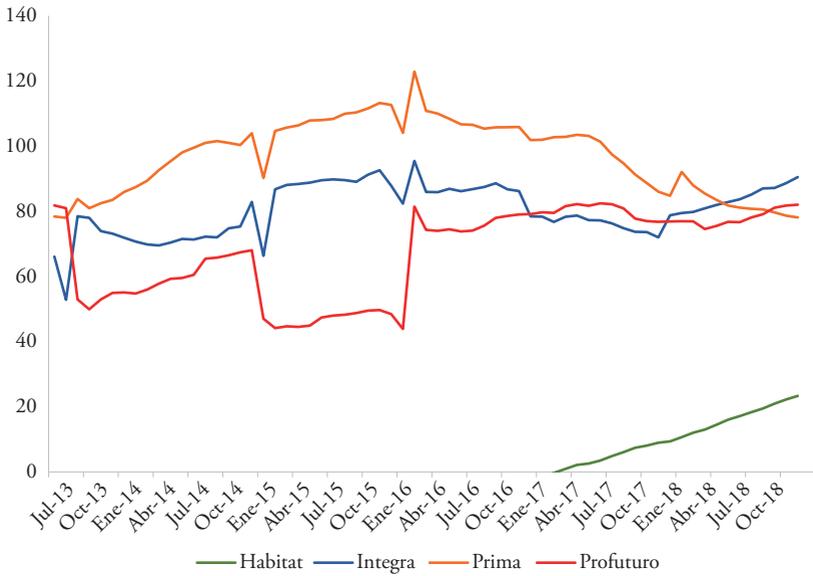
Fuente: https://www.spensiones.cl/safpstats/stats/.sc.php?_cid=0. Elaboración propia.

Figura 7
Ratio traspasos/cotizantes – Chile



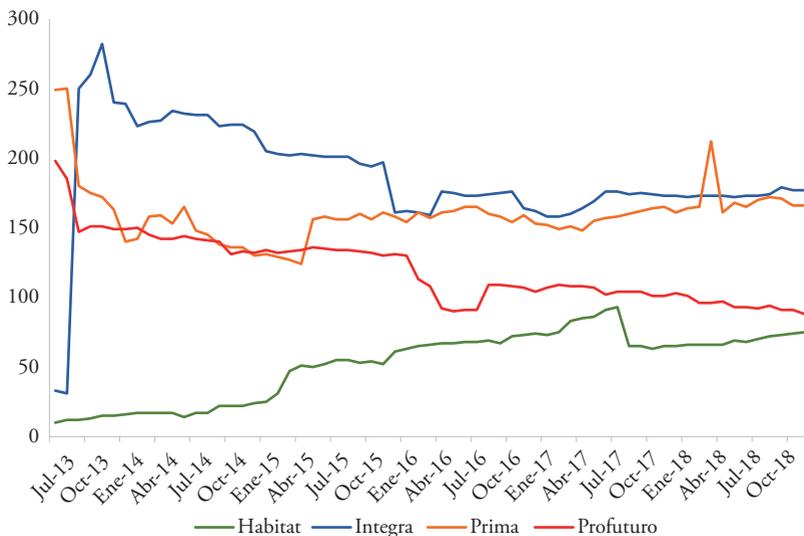
Fuente: https://www.spensiones.cl/safpstats/stats/.sc.php?_cid=0. Elaboración propia.

Figura 8
Ratio utilidad neta / afiliados



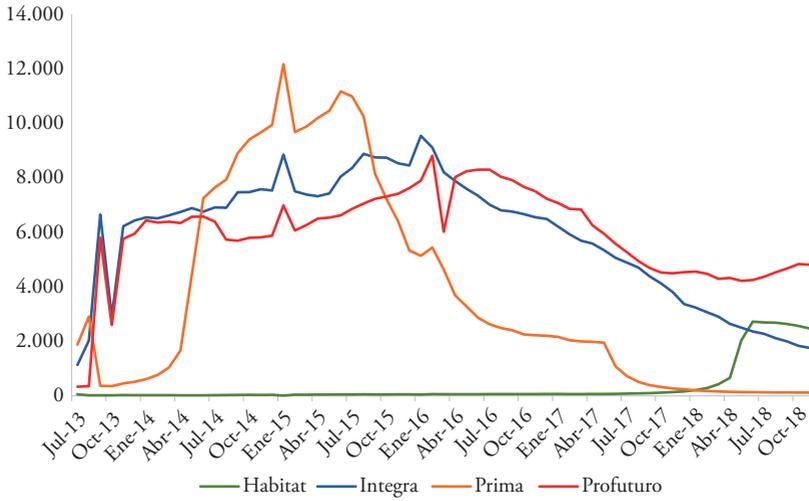
Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.

Figura 9
Promotores contratados



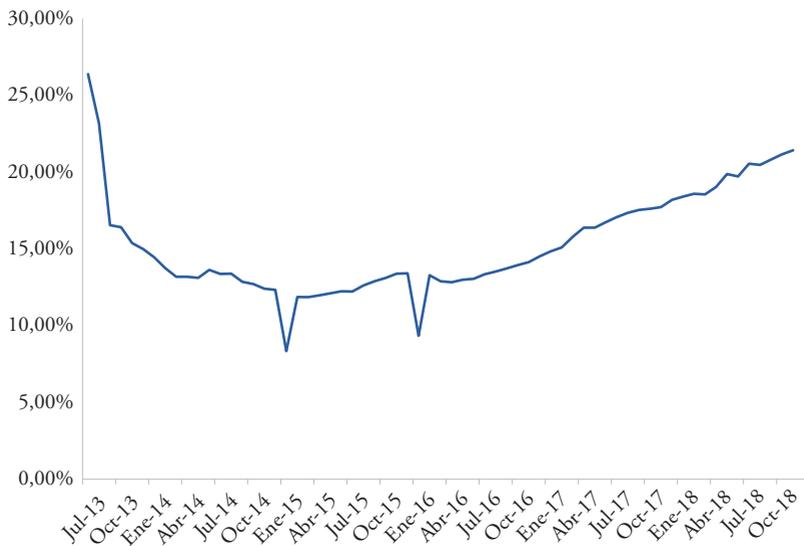
Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.

Figura 10
Gasto requerido por afiliado o traspaso



Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.

Figura 11
Gasto requerido por afiliado o traspaso



Fuente: <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/estadisticas-/sistema->. Elaboración propia.