

Fernando González Vigil (editor)

25

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de Investigación Económica 2021

Néstor Iván Apaza Mamani

Sebastián Armas

Violeta Cortéz Díos

Marah Melany Díaz Bauer

Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri

Brian Esparza

Daniilo Gallardo Morveli

Luis Gonzalo Grajeda Tristán

Samantha Valeria Guillén Luna

Luis Fernando Leyva Morillas

María Fe Mendoza Segura

Jean Pool Nieto Córdova

Daniela Orrego

Rodrigo Peña

Aníbal Fernando Torres Gonzales

Kilder Urrutia Martínez

Bruno Sebastián Valladares Meneses

Josselin Andrea Yauri Condor

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de Investigación
Económica 2021

Néstor Iván Apaza Mamani
Sebastián Armas
Violeta Cortéz Dios
Marah Melany Díaz Bauer
Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri
Brian Esparza
Danilo Gallardo Morveli
Luis Gonzalo Grajeda Tristán
Samantha Valeria Guillén Luna
Luis Fernando Leyva Morillas
María Fe Mendoza Segura
Jean Pool Nieto Córdova
Daniela Orrego
Rodrigo Peña
Aníbal Fernando Torres Gonzales
Kilder Urrutia Martínez
Bruno Sebastián Valladares Meneses
Josselin Andrea Yauri Condor

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

© Fernando González Vigil, editor, 2023

De esta edición:

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

Economía aplicada. Ensayos de investigación económica 2021

Fernando González Vigil (editor)

1.^a edición: diciembre de 2023

Diseño de la carátula: Ícono Comunicadores

ISBN: 978-9972-57-528-0

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2023-12560

doi: <https://doi.org/10.21678/978-9972-57-528-0>

Disponible en fondoeditorial.up.edu.pe

BUP

Economía aplicada: ensayos de investigación económica 2021 / Fernando González Vigil, editor. -- 1a edición. -- Lima: Universidad del Pacífico, 2023.
356 p. -- (Documento de investigación ; 25)

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. Corrupción, instituciones y violencia: cuantificando el impacto de la corrupción y el acceso a instituciones en la presencia de violencia en el Perú contemporáneo <i>Kilder Urrutia Martínez</i>	21
2. Efecto del nivel de autosuficiencia en la producción de alimentos en la demanda por alimentos de los hogares rurales del Perú <i>Sebastián Armas y Daniela Orrego</i>	53
3. Análisis de eficiencia de mercado del índice general de la Bolsa de Valores de Lima e índices sectoriales: enfoque econométrico de cointegración (2001-2020) <i>Luis Gonzalo Grajeda Tristán</i>	85
4. ¿Pueden las advertencias sanitarias reducir el consumo de cigarrillos «suelos»? Una aproximación experimental desde el sesgo al presente <i>Néstor Iván Apaza Mamani y Luis Fernando Leyva Morillas</i>	119
5. Determinantes del tipo de cambio en un modelo de equilibrio general: una estimación para la economía peruana <i>Violeta Cortéz Dios y Danilo Gallardo Morveli</i>	151
6. Desvíos de la tasa de interés interbancaria respecto a la tasa de interés de referencia: un estudio aplicado al Perú durante el período 2008-2016 <i>Anibal Fernando Torres Gonzales y Bruno Sebastián Valladares Meneses</i>	191

7. Efecto de la inclusión financiera en las ventas netas de las mypes en el Perú <i>Jean Pool Nieto Córdova y Josselin Andrea Yauri Condor</i>	221
8. El impacto del buen gobierno corporativo sobre la volatilidad de los retornos de las acciones listadas en la Bolsa de Valores de Lima <i>Rodrigo Peña y Brian Esparza</i>	253
9. Transferencias monetarias condicionadas y autoempleo: el caso del programa Juntos en Perú <i>Samantha Valeria Guillén Luna y María Fe Mendoza Segura</i>	291
10. ¿El mayor gasto en prevención de riesgos reduce los efectos negativos de los desastres? Un análisis regional en Perú <i>Marah Melany Díaz Bauer y Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri</i>	327

Presentación

Este volumen de la serie Ensayos de Economía Aplicada contiene las versiones resumidas y editadas de varios de los mejores Trabajos de Investigación Económica (TIE) elaborados por estudiantes de pregrado de la Universidad del Pacífico (UP) y aprobados con honores en el año 2021. Específicamente, contiene las mencionadas versiones de 10 TIE que, además de haber sido aprobados cumpliendo los dos requisitos para ser publicados por el Fondo Editorial de la UP: calificados con una nota final de mínimo 17 sobre 20, y con ambos miembros del jurado recomendando la publicación; a sus respectivos autores les fue posible convertirlos en una versión ensayo (estilo *journal paper*) dentro de los límites de extensión y plazo de entrega fijados para la preparación de este volumen. Estos 10 TIE se suman así a los TIE aprobados en años anteriores que han sido publicados en volúmenes previos de esta serie, para juntos integrar la galería de exponentes destacados del éxito de la misión formativa de la UP.

En efecto, la UP solamente otorga el grado de Bachiller en Economía al estudiante de esta carrera que haya completado el respectivo Plan de Estudios, realizando satisfactoriamente un TIE donde aplica los conocimientos teóricos y metodológicos aprendidos al análisis riguroso de un tema económico bien acotado y relevante para el crecimiento de un país, el bienestar de su población y el desempeño de sus instituciones públicas o privadas. Por ello, los alumnos emprenden esta labor durante los dos últimos ciclos académicos de la carrera. La calidad de los 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, bases de datos y 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 afinándolas con los 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 enumera los 10 excelentes TIE del año 2021 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 siete fueron concluidos y aprobados en junio de 2021 y tres, en noviembre del mismo año. Además, la tabla identifica a los autores respectivos, ordenándolos alfabéticamente según el apellido paterno del primer autor y el ciclo académico de 2021 en que completaron con honores la elaboración de su TIE; e indica también el nombre del docente que asesoró el trabajo y que, en tal condición, comparte el crédito por su calidad. El editor de este volumen felicita efusivamente a todos los autores y asesores mencionados en la tabla.

Autores	Título del TIE	Asesor(a)
Aprobados en junio de 2021 (Ciclo Académico 2021-I)		
Apaza Mamani, Néstor Iván; y Leyva Morillas, Luis Fernando	¿Pueden las advertencias sanitarias reducir el consumo de cigarrillos «suelos»? Una aproximación experimental desde el sesgo al presente	Francisco Galarza
Armas Ugas, Julio Sebastián; y Orrego Tisnado, Daniela Andrea	Efecto del nivel de autosuficiencia en frutas y vegetales en la demanda por alimentos de los hogares rurales del Perú	Pedro Mateu
Grajeda Tristán, Luis Gonzalo	Análisis de eficiencia de mercado del índice general de la Bolsa de Valores de Lima e índices sectoriales: enfoque econométrico de cointegración (2001-2020)	Renzo Mini
Guillén Luna, Samantha Valeria; y Mendoza Segura, María Fe	Transferencias monetarias condicionadas y autoempleo: el caso del programa Juntos en Perú	Manuel Barrón
Nieto Córdova, Jean Pool; y Yauri Condor, Josselin Andrea	Efecto de la inclusión financiera en las ventas netas de las mypes en el Perú	Sergio Servan
Torres Gonzales, Aníbal Fernando; y Valladares Meneses, Bruno Sebastián	Desvíos de la tasa de interés interbancaria respecto a la tasa de interés de referencia: un estudio aplicado al Perú durante el período 2008-2016	Jair Montes
Urrutia Martínez, Kilder Alexis	Corrupción, instituciones y violencia: cuantificando el impacto de la corrupción y el acceso a instituciones en la presencia de violencia en el Perú contemporáneo	Noelia Bernal

Aprobados en noviembre de 2021 (Ciclo Académico 2021-II)

Cortéz Dios, Violeta Del Carmen; y Gallardo Morveli, Danilo Enrique	Determinantes del tipo de cambio en un modelo de equilibrio general: una estimación para la economía peruana	Marco Ortiz
Díaz Bauer, Marah Melany; y Elorrieta Echarri, Tatiana Alejandra	¿El mayor gasto en prevención de riesgos reduce los efectos negativos de los desastres? Un análisis regional en el Perú	Joanna Kamiche
Peña Landa, Rodrigo Sebastián; y Esparza Juárez, Brian Martín	El impacto del buen gobierno corporativo sobre la volatilidad de los retornos de las acciones listadas en la Bolsa de Valores de Lima	Miguel Robles

A los propósitos identificatorios que motivan esa tabla, se suma el propósito, reflejado en el índice de este volumen, de ordenar la presentación de esos trabajos de un modo que facilite la comprensión no solo de sus respectivos aportes académicos individuales, sino también de su contribución colectiva a la evaluación empírica de aspectos importantes del gran reto que para el Perú representa mejorar la calidad de sus instituciones públicas y privadas. En efecto, los 10 trabajos contribuyen, cuando son vistos en conjunto y sin ignorar sus distintas perspectivas analíticas o metodológicas, a la acumulación de evidencia sobre el impacto de factores institucionales en la actividad económica y el bienestar de la población. Y están ubicados en el índice según comprueben casos en los que dicho impacto es mayormente negativo, o positivo, o mixto.

* * * * *

Así, los cuatro primeros trabajos en el índice revelan impactos mayormente negativos de distintas fallas institucionales. Respectivamente: que el efecto causal de la corrupción en la violencia es amplificado por instituciones a cargo de la provisión de servicios básicos; que el tipo de alimentos consumidos por hogares rurales refleja no solo factores culturales y geográficos, sino también restricciones de acceso a mejores alimentos impuestas en parte por fallas institucionales; que la ineficiencia del mercado bursátil peruano se debe principalmente a su iliquidez resultante de su estructura institucional; y que la no obligación de incluir advertencias sanitarias en cigarrillos sueltos facilita el tabaquismo, especialmente de fumadores jóvenes o con bajo poder adquisitivo.

En tal sentido, la investigación realizada por Urrutia (con la asesoría de la profesora Noelia Bernal) para una muestra de provincias peruanas, además de comprobar la existencia de un significativo efecto causal de la corrupción en una provincia sobre la violencia en esta y en otras provincias vecinas (efecto *spillover*), encuentra que parte de dicho efecto causal fluye a través de cana-

les de transmisión institucionales. Esto último debido al impacto negativo de la corrupción en la provisión de servicios básicos (de educación, salud y seguridad), y cuando se incrementa la inestabilidad política. El efecto de la corrupción en la violencia es obtenido mediante un modelo de panel con efectos fijos, y los efectos de los canales de transmisión, mediante un modelo en primeras diferencias, basados en datos oficiales sobre denuncias de actos corruptos consignadas en comisarías y sobre vacancias de alcaldes y regidores provinciales entre los años 2011 y 2017, complementados con datos para los controles pertinentes. Dichos efectos son estimados robustamente merced a que el mencionado autor diseña una variable instrumental referida a vacancias de autoridades provinciales por causas no violentas que, al representar un *shock* exógeno sobre una red de corrupción, permite superar los problemas de endogeneidad (entre violencia por corrupción y violencia en general) y de comorbilidad (entre mortalidad y violencia). Sin embargo, los datos disponibles limitaron al autor a operacionalizar restringidamente tanto el concepto de corrupción como el de violencia, enfocando el primero en delitos contra la administración pública y el segundo en actos de violencia física. Por ello, concluye recomendando la elaboración de estudios empíricos que, para el caso peruano, evalúen la corrupción en ámbitos privados y otras formas de violencia, incluyendo los respectivos canales de transmisión y variables instrumentales, a fin de lograr mayor precisión sobre las reformas institucionales necesarias.

En un sentido similar, aunque desde otra perspectiva, la investigación de Armas y Orrego (asesorada por el profesor Pedro Mateu) está motivada por la relación entre desnutrición crónica y autoconsumo (o producción para consumo propio) existente en hogares rurales peruanos, pobres en su mayoría. Estos recurren al autoconsumo, pese a que no les provee una ingesta balanceada, debido no solo a factores culturales y climáticos configuradores de sus hábitos tradicionales, sino también a fallas institucionales (en la provisión de educación, asistencia técnica, transporte, entre otros) y de mercado, que dificultan su acceso a dietas alimentarias con mayor valor nutricional. Por ello, dichos autores se enfocan en estimar las elasticidades precio e ingreso de la demanda alimentaria de hogares rurales, agrupados por región (Costa, Sierra) y nivel de autoconsumo de (o autosuficiencia en) alimentos comprendidos dentro del rubro FVLTC (frutas, vegetales, legumbres, tubérculos y cereales). Para ello, realizan estimaciones Quaid's en dos etapas y con efectos fijos, utilizando datos del gasto de hogares en la Enaho 2019 y de precios mayoristas obtenidos del Sisap. Sus principales resultados respecto a dicha demanda son: (1) comprueban que es afectada por el nivel de autoconsumo

(o autosuficiencia), especialmente en hogares rurales de la sierra mayormente productores de FVLTC, donde es alta la inelasticidad-precio del consumo de tubérculos y cereales; (2) sugieren que también es afectada por una deficiente conectividad limitante del acceso a alimentos sanos como frutas y vegetales, considerados como bienes superiores por esos hogares; y (3) sugieren que está influida por rasgos sociodemográficos resultantes en parte de desiguales dotaciones de servicios básicos, reflejadas en el mayor nivel educativo del jefe de hogar en los hogares rurales costeños que más consideran a carnes y lácteos como bienes superiores. Estos hallazgos conducen a sus autores a concluir recomendando la intensificación de campañas promotoras de una alimentación saludable y más basada en alimentos disponibles en la región del hogar, cuya disponibilidad y acceso debieran ser mejorados mediante programas para fortalecer las capacidades productivas y comerciales de los respectivos productores agrarios familiares.

Por su parte, la investigación de Grajeda (asesorada por el profesor Renzo Mini) comprueba que el mercado bursátil peruano es ineficiente, debido a su iliquidez generada por fallas institucionales propias reflejadas en su estructura muy concentrada y poco profunda. En efecto, con base en datos del período 2001-2020, Grajeda aplica un enfoque multivectorial de cointegración mediante una metodología secuencial, un modelo de corrección de errores y funciones impulso-respuesta, a fin de evaluar: (i) si existieron relaciones de equilibrio de largo plazo entre las cotizaciones bursátiles y la variable utilidades por acción de las empresas listadas en la Bolsa de Valores de Lima (ponderadas por sus participaciones en el respectivo índice general y su desagregación en tres índices sectoriales –financiero, minero e industrial– construidos por el autor), así como con otras variables fundamentales accesibles al público; y (ii) el ajuste de esas cotizaciones hacia valores alineados con las variables fundamentales. Así, comprueba que el mercado de la BVL es ineficiente, porque sus cotizaciones: (1) no mantienen una relación de equilibrio de largo plazo con dichas utilidades por acción y otras variables fundamentales, en señal de que no reflejan la información pública relevante; y, en consecuencia, (2) se ajustan con retraso ante *shocks* en las variables utilidades por acción y expectativas sobre el PBI. Grajeda atribuye esta ineficiencia a la poca liquidez del mercado bursátil peruano, expresada en una baja cantidad de acciones disponibles para ser negociadas, resultante de su tamaño reducido y alta concentración en algunos inversionistas; cuyas estrategias particulares influyen más que los fundamentos económicos en las cotizaciones bursátiles, y así estas no brindan señales conducentes a una adecuada asignación de capitales. Por ello, el autor

concluye recomendando algunas medidas para aumentar la liquidez del mercado de la BVL y disminuir su concentración en unos cuantos inversionistas.

Y la investigación de Apaza y Leyva (asesorada por el profesor Francisco Galarza) busca aportar evidencia a favor de la inclusión, en cigarrillos sueltos, de mensajes para disuadir de su consumo alertando sobre los consiguientes daños a la salud. Ello en vista de que la política antitabaco peruana, al obligar la inclusión de advertencias sanitarias únicamente en las cajetillas, no encara los problemas de atomización y fiscalización del mercado de sueltos, cuyos consumidores son mayormente fumadores jóvenes y/o de bajos ingresos. Dichos autores diseñaron un experimento *within subjects*, lo aplicaron a una muestra compuesta por 155 estudiantes de pregrado registrados en el *pool* del E2LabUP, y, con base en las características de esos participantes (como género, estado de salud, sesgo al presente, entorno fumador) asociadas a sus elecciones de comprar cajetilla o comprar sueltos o dejar de fumar, ante tratamientos consistentes en incrementos de precios y advertencias de nocividades a corto o a largo plazo, armaron un panel de datos que contenía 1860 observaciones, que evaluaron mediante estimaciones *logit* multinomial con efectos fijos. Así, encuentran que: (1) el aumento del precio en cajetilla, si bien incrementa la probabilidad de dejar de fumar, también impulsa la demanda de sueltos; (2) cuando el sesgo al presente del participante es mayor, un mensaje disuasorio de corto plazo incrementa más la probabilidad de no consumir que uno disuasorio de largo plazo, y lo hace en mayor medida si el disuasorio de corto plazo está en cada cigarrillo suelto. Animados por estos resultados, los autores recomiendan la acumulación de evidencia generalizable en la materia, mediante experimentos de campo realizados en lugares de venta durante cierto tiempo y con variados tratamientos, a fin de contar con muestras grandes, participantes heterogéneos y observaciones dinámicas.

* * * * *

En sentido opuesto, los cuatro trabajos que siguen en este volumen revelan impactos mayormente positivos del desempeño de algunas instituciones públicas y/o privadas. Del sobresaliente manejo monetario por parte del BCRP, en especial a la luz de la evidencia obtenida por los trabajos quinto y sexto en el índice sobre, respectivamente: su método de proyección trimestral, que predice bien la evolución de la economía peruana, facilitando así la gestión macroeconómica; y su combinación del encaje con otras medidas para atenuar las desviaciones de la tasa de interés interbancaria respecto a la referencial, sin descuidar la liquidez del sistema bancario ni la necesaria estabilización

del tipo de cambio nominal en un entorno dolarizado. Mientras que agentes económicos privados son los principales protagonistas de los impactos institucionales positivos evidenciados por los trabajos sétimo y octavo en el índice sobre, respectivamente: el incremento de las ventas netas de mypes facilitado por una mayor inclusión en el uso del crédito a empresas y personas; y la menor volatilidad de los retornos bursátiles que logran las empresas con mejor gobierno corporativo.

Así, la investigación de Cortéz y Gallardo (asesorada por el profesor Marco Ortiz), teniendo en mente la evidencia empírica de que la versión estándar de la paridad descubierta de tasas de interés (UIP) no predice bien el comportamiento del tipo de cambio nominal, la compara con tres versiones de UIP modificada para explicar las desviaciones de dicho comportamiento respecto a la diferencial entre tasas de interés; una de las cuales es la versión de UIP modificada que desarrolla el profesor Diego Winkelried a partir del modelo de proyección trimestral (MPT) del BCRP. Para ello, Cortéz y Gallardo realizan, con base en datos macroeconómicos trimestrales a lo largo del período 2002-2019, provistos por el BCRP, un análisis econométrico de equilibrio general modelado en términos neokeynesianos, donde incluyen especificaciones para cada versión de UIP que estiman con técnicas bayesianas a fin de poder compararlas a la luz de la verosimilitud marginal de sus respectivos predictores. Con esta metodología, dichos autores demuestran que, durante el período analizado: (1) las tres versiones de UIP modificada explican mejor que la UIP estándar la evolución de los datos de la economía peruana; (2) el mejor desempeño al respecto corresponde a la mencionada versión de UIP modificada que se basa en el MPT del BCRP, donde se reconoce la existencia de agentes económicos con una perspectiva *backward looking* sobre la evolución del tipo de cambio nominal. Y sus resultados también evidencian la eficacia del BCRP, tanto en el uso de su tasa de interés referencial para mantener la estabilidad de precios, como en su intervención cambiaria para reducir la volatilidad del tipo de cambio nominal; logradas ambas durante el período analizado. Ante lo cual, los autores concluyen recomendando la elaboración de investigaciones con modelos y especificaciones empíricas que permitan profundizar sobre dolarización e intervención cambiaria del BCRP.

Por su parte, la hipótesis de la investigación de Torres y Valladares (asesorada por el profesor Jair Montes) sobre los factores explicativos de los desvíos en la tasa de interés interbancaria respecto a la tasa de interés referencial fijada por el BCRP, plantea que uno de esos factores es la práctica de la banca comercial para asegurarse el cumplimiento del requerimiento mensual de encaje, alma-

cenando el correspondiente dinero (en su bóveda o cuenta corriente con el BCRP) durante los primeros 10 días hábiles de cada mes. Por ello, los mencionados autores incluyen este «factor calendario» al lado de variables dando cuenta de las operaciones de inyección o esterilización monetaria e intervención cambiaria del BCRP, como regresores de su evaluación econométrica, cuya estimación realizan, con base en datos del BCRP para el período 2008-2016, aplicando una metodología de cointegración y modelo de corrección de errores, previa comprobación de la existencia de una relación de largo plazo entre las tasas de interés interbancaria y referencial. De este modo: (1) verifican su hipótesis, al encontrar que el mencionado «factor calendario» efectivamente es un determinante de los desvíos de la tasa de interés interbancaria respecto a la referencial; (2) corroboran que otros determinantes importantes son el nivel de liquidez inicial diario en el sistema bancario, la evolución del tipo de cambio nominal, y las operaciones de inyección de liquidez e intervención en el mercado cambiario *spot* por parte del BCRP; y (3) también encuentran que, a veces, el BCRP sacrifica parcialmente el alineamiento a corto plazo de la tasa interbancaria respecto a la referencial, porque limita sus medidas de inyección o esterilización de liquidez en aras de desacelerar movimientos bruscos del tipo de cambio nominal. Estos resultados indican, cuando son vistos en conjunto y considerando que las series de las tasas de interés interbancaria y referencial han tenido similares promedios y medianas así como bajas desviaciones estándar durante los años 2008-2016 (según los descriptores estadísticos elaborados por dichos autores), que en ese período el BCRP supo cumplir con sus funciones auxiliares de velar por la liquidez del sistema financiero y la estabilidad del tipo de cambio, sin descuidar su función principal de mantener la estabilidad de precios mediante su tasa de interés referencial.

Por otro lado, la investigación de Nieto y Yauri (asesorada por el profesor Sergio Servan) está enfocada en evaluar econométricamente el efecto sobre las ventas netas de *mypes* del uso del crédito a empresas y personas, a fin de aportar evidencia útil para que el favorable entorno institucional peruano en materia de inclusión financiera contribuya aún más a aliviar las restricciones de financiamiento y bajo poder adquisitivo que ralentizan el dinamismo empresarial. Debido a que solamente para el año 2014 se cuenta con los necesarios datos a nivel empresa según su tamaño recolectados por la ENE, los mencionados autores tuvieron que realizar un análisis de corte transversal con estimador de MCO. Sin embargo, merced a que la ENE cubrió empresas e instituciones otorgantes de créditos en todas las regiones y sectores productivos del país, las muestras analizadas incluyen a 8373 empresas en la regresión donde la

inclusión financiera de mypes es medida por su uso del crédito para capital de trabajo; y a 5234 empresas en la regresión donde la inclusión financiera de personas es medida por su uso del crédito de consumo. Así, lograron comprobar: (1) la existencia de un significativo efecto positivo, sobre las ventas netas de mypes, de su inclusión financiera concretada en el uso de créditos para capital de trabajo; (2) la existencia de un significativo efecto positivo, sobre las ventas netas de mypes, de la inclusión financiera de personas concretada en el uso de créditos de consumo; y (3) que tal efecto positivo es mayor para las microempresas y pequeñas empresas, así como en las regiones pobres que exportan o son beneficiarias de medidas de promoción. En vista de estos resultados, sus autores concluyen recomendando que las instituciones (públicas y privadas) protagonistas de la inclusión financiera continúen promoviéndola, y que se recopilen periódicamente datos como los provistos por la ENE a fin de facilitar la obtención de más evidencia útil para mejorar el uso del crédito con base en análisis dinámicos sobre su eficacia y sostenibilidad.

Y la investigación de Peña y Esparza (asesorada por el profesor Miguel Robles) corrobora el impacto benéfico del buen gobierno corporativo (BGC) sobre la integridad del desempeño empresarial, evidenciado, en este caso, por su efecto reductor de la volatilidad de los retornos de las acciones de empresas voluntariamente adherentes al código peruano de BGC, vigente desde el año 2014 gracias al impulso de 14 instituciones (públicas y privadas) encabezadas por la SMV. Estos autores aplican un modelo econométrico de efectos fijos por empresa con estimador *within*, a un panel de datos que arman: (i) distribuyendo en dos muestras, debido a la baja liquidez de la BVL, a las empresas allí listadas que han respondido a la encuesta anual de la SMV sobre su cumplimiento del código de BGC durante los años 2015-2020: una muestra con 48 empresas cuyas acciones han sido negociadas más frecuentemente, y la otra con 101 empresas cuyas acciones son poco líquidas; (ii) construyendo un índice de BGC proveedor de un *score* según el número de cumplimientos reportados por las empresas en dicha encuesta anual; (iii) midiendo la volatilidad como la desviación estándar de los retornos bursátiles diarios para cada empresa, anualizados no solo de diciembre a diciembre sino también de marzo a marzo, porque a partir de este mes el informe de BGC es divulgado para conocimiento de todos los agentes económicos interesados; y (iv) incluyendo como variables de control a un grupo pertinente de ratios financieras, obtenidas de la plataforma Bloomberg. De este modo, logran comprobar: (1) que un mejor *score* de BGC tiene un significativo efecto reductor de la volatilidad de los retornos bursátiles de las empresas cuyas acciones son relativamente más

líquidas, y también lo tiene, aunque con menor significancia, respecto a las empresas de la muestra con poca liquidez; (2) que son mayores la magnitud y significancia de dicho efecto reductor cuando es medido de marzo a marzo, para ambas muestras de empresas; y (3) que las acciones de las empresas con mejor *score* de BGC son menos volátiles que las del resto de empresas, en cada muestra. Los autores concluyen recomendando, en vista de la iliquidez de la BVL y de la subjetividad inherente a un índice basado en autoevaluaciones empresariales, que futuros estudios perfeccionen la medición del BGC y sus efectos.

* * * * *

Este volumen se cierra con un par de investigaciones que evidencian sendos casos de impactos institucionales mixtos; donde los efectos benéficos de un programa institucional son mermados por concomitantes efectos adversos o consecuencias ambiguas, atribuibles a limitaciones en la gestión del programa que reflejan fallas institucionales o estructurales de mayor alcance. Tal es el caso del ingreso fijo garantizado por las transferencias monetarias del programa Juntos que, al reducir la escasez y el estrés de sus beneficiarios pobres, los animan a migrar de un precario autoempleo hacia empleos más remunerativos, pero mayormente temporales y provistos por el sector informal. Y también es el caso del programa presupuestal peruano para prevenir daños por desastres naturales, cuyo efecto reductor de los daños derivados de eventos hidrometeorológicos es significativo cuando la respectiva inversión comprende acciones de capacitación, ordenamiento territorial y reforestación junto con obras de infraestructura pública de prevención; pero que no es estadísticamente significativo cuando solo incluye dichas obras, debido a su ineficiente gestión.

En efecto, la investigación de Guillén y Mendoza (asesorada por el profesor Manuel Barrón) evalúa el impacto sobre el autoempleo de la ayuda monetaria fija mensual provista por el programa Juntos, considerando los efectos del menor estrés tanto monetario como emocional que dicha ayuda aporta a sus beneficiarios, según sean autoempleados o trabajadores dependientes. Para ello, las mencionadas autoras se dotan de dos muestras: una compuesta por todo tipo de trabajadores, y la otra que incluye solo a los autoempleados; que arman combinando datos en InfoMidis para los distritos peruanos cubiertos por Juntos con datos de la Enaho sobre empleo y datos de la Endes sobre salud mental. Ambas muestras son analizadas econométricamente, aplicando una metodología cuasi experimental de regresión discontinua difusa, con un índice de focalización de hogares como variable instrumental para estimar los

efectos monetarios, complementada con una regresión MCO para estimar el efecto del menor estrés emocional. Así, encuentran que la ayuda monetaria de Juntos: (1) tiene un efecto positivo, pero no significativo estadísticamente, en los ingresos de sus beneficiarios autoempleados o con empleos dependientes; (2) reduce las tensiones mentales y emocionales de sus beneficiarios; y (3) reduce la probabilidad de que sus beneficiarios con menor nivel educativo opten por el autoempleo. Y encuentran que la consiguiente opción por otras ocupaciones laborales generadoras de más ingresos los conduce hacia empleos mayormente temporales e informales. Ante lo cual los autores, conscientes de que ello ocurre debido a fallas estructurales e institucionales explicativas del bajo capital humano de tales beneficiarios y/o del peso del sector informal en la economía peruana, concluyen recomendando que las transferencias monetarias de Juntos sean ampliadas para que incluyan incentivos a la capacitación laboral, así como la cobertura del cuidado de la salud mental en el seguro social para los beneficiarios del programa.

Por último, la investigación de Díaz y Elorrieta (asesorada por la profesora Joanna Kamiche) comprueba los efectos mixtos que ha tenido el incremento habido en la década pasada del presupuesto fiscal peruano asignado a gobiernos subnacionales para reducir los riesgos de desastres naturales (PP068), e identifica los factores institucionales explicativos de los aciertos o de los errores en la materia. Esto es logrado por las mencionadas autoras al enfocarse en el componente preventivo de dicha asignación fiscal ante eventos hidrometeorológicos (representado por el gasto realizado antes de un evento previsto), y al evaluar su impacto con especificaciones diferenciadas para poder distinguir entre el efecto del respectivo gasto preventivo total, que incluye tanto el gasto en infraestructura pública de prevención como también otros montos para gestión de riesgos (capacitaciones y ordenamiento territorial, en particular), y el efecto solamente del rubro destinado a infraestructura de prevención. Estas especificaciones del gasto preventivo (obtenidas con datos en el portal del MEF) operan como variable de interés (medida en términos per cápita por provincia y año) en sendas estimaciones econométricas con efectos fijos, basadas en datos de panel para el período 2012-2018; cuya variable dependiente es un índice (construido con datos del Idec) que permite establecer un *ranking* de daños según el número de infraestructuras (públicas y privadas) destruidas o colapsadas, per cápita, por provincia y año. Tales estimaciones también evalúan el impacto sobre los daños de otras variables que dan cuenta de –respectivamente– la intensidad del evento hidrometeorológico, la vulnerabilidad de la zona afectada, su tasa de crecimiento poblacional y la capacidad gestiona-

de los gobiernos subnacionales manifiesta en su porcentaje de ejecución de los recursos asignados por el PP068. Con esa metodología, Díaz y Elorrieta hallan que: (1) el gasto preventivo total tiene un significativo efecto reductor de los daños en la provincia afectada por un evento hidrometeorológico; (2) en contraste, dicho efecto reductor es estadísticamente no significativo cuando está referido únicamente al gasto en infraestructura de prevención; (3) la diferencia entre los resultados (1) y (2) revela la importancia fundamental de las capacitaciones y el ordenamiento territorial para el logro de una buena gestión de riesgos; mientras que (4) el resultado (2) se debe principalmente a fallas de gestión pública, manifiestas tanto en la implementación ineficiente e insuficiente del rubro infraestructura del PP068 (ejecución baja y/o carente de asociadas medidas de gestión de riesgos; asignación subóptima para provincias muy expuestas a sufrir desastres), como en la ausencia de otras políticas relevantes (por ejemplo: falta de planeamiento urbano y rural en zonas de alto crecimiento poblacional y rápida urbanización). Ante lo cual, las autoras concluyen recomendando que se perfeccione la recopilación de datos sobre daños por desastres, a fin de posibilitar una mejor proyección del nivel adecuado de gasto preventivo y de la combinación de políticas adecuada para optimizar su eficacia.

* * * * *

En suma, las investigaciones aquí publicadas son excelentes muestras de creatividad, tanto en el enfoque preciso con que abordan problemas o logros relevantes para la economía y sociedad peruana, como en la acertada aplicación de conocimientos teóricos y metodológicos idóneos para poder identificar rigurosamente los principales factores explicativos de estos, y para extraer las recomendaciones de políticas pertinentes. Sus autores y asesores son, por tanto, ejemplos destacados del economista de calidad que la UP forma entre sus estudiantes y 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) 2021. Este reconocimiento se extiende a todos los: alumnos de esa asignatura, profesores que actuaron como asesores y/o jurados, y especialistas de otras entidades que aportaron información y experiencia. También a los docentes y profesionales de la UP que brindaron a los alumnos talleres metodológicos o de orientación sobre estándares y recursos para el desarrollo de una investigación académica, como fue el caso de los siguientes colegas (en orden alfabético, según apellido): Walter Bazán, Noelia Bernal, José Luis Bonifaz, Juan Francisco

Castro, Carlos Casas, Francisco Galarza, Rosario Gómez, Bryan Gutiérrez, Joanna Kamiche, Karlos La Serna, Pedro Mateu, Santiago Medina, Carlos Parodi, Roberto Urrunaga, Jorge Wiese y Diego Winkelried; así como de Dante Solano (analista *senior* del CIUP), Eva Flores (coordinadora del Área de Apoyo a la Investigación de la Biblioteca) y Magaly Rubina (directora de Bienestar y Formación Estudiantil). Asimismo, a quienes fueron decano de la Facultad de Economía y Finanzas y jefe del Departamento Académico de Economía en el año 2021 (los profesores Juan Francisco Castro y José Luis Bonifaz, respectivamente), por su supervisión comprometida con el correcto desarrollo de IE y su carácter de requisito indispensable para la obtención del grado de Bachiller en Economía; así como al Fondo Editorial de la UP, por acoger esta publicación y realizarla prolijamente bajo la esmerada conducción de su presidenta ejecutiva, María Elena Romero.

Finalmente, un agradecimiento muy especial merece Karina Angeles Mendoza, asistente de IE 2021, por su invaluable labor durante dicho año y su apoyo para la edición de este volumen.

Fernando González Vigil

Coordinador de Investigación Económica, 2021

Corrupción, instituciones y violencia: cuantificando el impacto de la corrupción y el acceso a instituciones en la presencia de violencia en el Perú contemporáneo¹

Kilder Urrutia Martínez

Introducción

La corrupción está determinada por diversos factores sociales e institucionales, que exceden a los directamente causantes del uso de recursos públicos con fines privados, y que en el Perú se amplifican y retroalimentan con el narcotráfico (Raffo & Gómez, 2017), el tráfico de influencias (Ponce de León & García, 2019), la minería y tala ilegales (Proética, 2019) y el crimen organizado en general. Además de con los negativos efectos de un precario imperio de la ley (*rule of law*), y la desconfianza generalizada respecto al compromiso de las instituciones con el bienestar de la población y a la efectividad del sistema judicial en particular (Rettberg, 2020).

Esos factores amplifican la presencia de la violencia en la sociedad. Es evidente que la violencia es utilizada activamente por el narcotráfico, la trata de personas, el tráfico de influencias, la explotación ilegal de recursos y toda forma de crimen organizado, como instrumento para conseguir sus fines (Alesina, Piccolo, & Pinotti, 2018) y disputar estructuras jerárquicas internas (Atuesta & Pérez-Dávila, 2017). Esto hace que proliferen actitudes violentas en la población, incluso para fines propios no instigados por redes criminales

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2021. Su autor agradece en especial a la asesora de este trabajo, la profesora Noelia Bernal, así como a los miembros del jurado, profesora María Pía Basurto y profesor Guillermo Runciman, por sus valiosas observaciones. También a los profesores Pablo Lavado, Paula Muñoz y Oswaldo Molina, por sus comentarios y aportes durante la elaboración de este trabajo.

(Enríquez, 2020). Y se refleja en las percepciones de peruanos encuestados sobre los principales problemas del país: el 68% menciona la corrupción (Proética, 2019); el 58%, el crimen y la violencia (Ipsos, 2019a); y como sectores más afectados por la corrupción, mencionan el sistema judicial (73%), los gobiernos regionales (64%), provinciales o distritales (48%) y el gobierno central (49%) (Ipsos, 2019b); es decir, a instituciones clave para la provisión de seguridad ciudadana.

Por ello, la presente investigación usa un panel de datos a nivel provincia que abarca los años 2011 a 2017, así como una serie de controles históricos, para explorar respuestas a dos preguntas motivadas por el mencionado hilo común: (i) ¿existen evidencias de un efecto causal de los casos de corrupción en la presencia de violencia en el Perú contemporáneo?; y (ii) de existir ese efecto causal, dado que la corrupción por sí misma no implica necesariamente el ejercicio de la violencia, ¿podemos identificar los principales canales de transmisión de tal efecto?

Así enfocado, este trabajo produce tres aportes: (1) extiende la discusión sobre la relación entre corrupción y violencia hacia el ámbito subnacional, poco explorado por la literatura cuantitativa, especialmente por la aplicada al Perú contemporáneo; (2) aporta a la medición de cómo varía dicha relación a nivel subnacional, ofreciendo un instrumento estadísticamente robusto que supera los problemas de endogeneidad inherentes a esa medición; (3) enriquece el análisis econométrico de los efectos de la corrupción, al evaluar sus canales de transmisión construyendo variables subnacionales más específicas que las existentes en la literatura especializada, referidas a factores sociales e institucionales como son el fraccionamiento social, la estabilidad política e indicadores de densidad en servicios de salud, educación y seguridad.

Específicamente, esta investigación operacionaliza los conceptos de corrupción y violencia y, para identificar la relación causal entre ambas en las provincias peruanas, diseña el siguiente instrumento: la vacancia o desaparición, por causas no violentas, de un actor central en una red de corrupción. El cual, por ser un instrumento exógeno y de asignación aleatoria, permite obtener estimaciones insesgadas mediante un modelo de panel con efectos fijos. Adicionalmente, la evaluación de los efectos de la corrupción en la violencia no se limita a sus efectos directos. También incluye los efectos mediados, vía canales de transmisión propagadores de los efectos de la corrupción en el funcionamiento de instituciones que inciden en el nivel de violencia presente en la sociedad, los cuales son evaluados mediante un modelo de primeras diferencias en dos etapas.

Los hallazgos de esta investigación son de utilidad para mejorar las políticas públicas en la materia, pues sirven para detectar importantes carencias en el análisis oficial de los efectos de la corrupción en el Perú. Como lo son, por ejemplo, la falta de alguna mención sobre la dimensión de la violencia, tanto en los lineamientos de la Política Nacional de Integridad y Lucha contra la Corrupción (PCM, 2017), como en la forma en que la Contraloría General de la República estima los efectos económicos de la corrupción (Shack, Pérez, & Portugal, 2020).

1. Revisión de literatura

1.1 La corrupción en el Perú

En el Perú se evidencian los dos tipos de fenómenos de corrupción descritos por Fukuyama (2018): la obtención de rentas manipulando el uso de recursos (o *rent-seeking*), y la del patronaje y clientelismo; los cuales engloban gran parte de los actos corruptos. Así, gran parte del *rent-seeking* implica una deliberada generación de escasez en servicios públicos básicos que propicia coimas y cobros por cupos para su prestación, como analizan Yamada y Montero (2011) para el caso peruano. También implica el uso de sistemas de licencias sin un fin social justificado, y la manipulación de asignaciones presupuestales y de requerimientos para adjudicar obras públicas sin una racionalidad económica, social o antropológica que la sustente (Lambsdorff, 2002).

En tanto que los especialistas consideran que el patronaje y el clientelismo, políticamente no exclusivos del populismo, son una característica operativa central de la política peruana (Quiroz, 2013; Muñoz, 2019). Estas prácticas nocivas son agravadas por el crimen organizado, el narcotráfico, el tráfico de influencias, la minería ilegal (Proética, 2019) y la trata de personas (Espinoza, 2012).

Operativamente, los especialistas distinguen entre la *petty corruption* y la practicada por redes de corrupción. La primera se manifiesta en casos cotidianos pero desvinculados entre sí en cuanto a su ejecución y propósito, como son las coimas cobradas por funcionarios gubernamentales a distintos usuarios. Mientras que las redes de corrupción son organizaciones sociales complejas, conformadas por la interacción frecuente entre múltiples agentes, o bajo la dirección de un cabecilla o grupo pequeño de decisores centrales. En el Perú, un ejemplo de las primeras son las redes de favores y clientelismo circundantes al Poder Judicial (Mujica, 2011); y las segundas son ejemplificadas por las redes de corrupción en el gobierno central entre las décadas de 1960 y 1980 (Quiroz, 2006), y en el ejército durante la década de 1990 (Rospigliosi, 2000).

1.2 Evidencias cuantitativas

En un estudio que cubre varios países, Pellegrini (2011) realiza una estimación con variables instrumentales y canales de transmisión, y encuentra que un incremento de una desviación estándar en la presencia de corrupción (medida con el *corruption perceptions index* o CPI) está asociado a un incremento del índice de violencia (medida como la suma de asesinatos y revueltas en el país) de 0,07, el cual opera como un mecanismo de transmisión que disminuye en un 0,05% el crecimiento económico anual. Y, al considerar todos los canales de transmisión y efectos directos de la corrupción, encuentra que un incremento de esta disminuye en un 0,37% la tasa de crecimiento anual.

Tebaldi y Alda (2017) también utilizan variables instrumentales, para una estimación en dos pasos con el método de momentos generalizados, y encuentran efectos significativos fuertes y robustos de ciertos factores socioculturales e instituciones públicas débiles en la presencia de violencia. Consideran como instituciones el ejercicio de la ley, la protección de los derechos de propiedad, la estabilidad política, la democracia, la calidad regulatoria, el tiempo requerido para empezar un negocio, la efectividad del gobierno, la fragmentación religiosa y la diversidad cultural.

Por otro lado, Maume y Lee (2003) aplican una regresión binomial incluyendo las siguientes mediciones de instituciones que construyen con base en datos censales y de encuestas en EE. UU.: desigualdad económica en provincias, participación política, el número de divorcios por cada 1000 personas como *proxy* de instituciones familiares, gastos promedio en educación y ratios de adherencia a denominaciones religiosas. Y señalan que sus mediciones de instituciones no económicas, si bien son exitosas en explicar la violencia, es mejor interpretarlas como mediadoras del impacto de instituciones económicas fuertemente influenciadas por el *rent-seeking* y pobres controles institucionales. Estos factores fueron identificados por estudios posteriores como determinantes robustos de la corrupción (Serra, 2006; Elbahnasawy & Revier, 2012).

En países subdesarrollados donde la violencia es endémica y reproducida por «crisis gemelas» de pobreza y conflictos, como las existentes en África, la relación entre corrupción y violencia es más directa y explosiva. Fisman y Miguel (2008) señalan que la corrupción profundiza la trampa de conflictividad y pobreza que atrapa a los países pobres en el subdesarrollo. De este patrón dan cuenta muchos estudios en la materia.

Respecto a México, donde los carteles usan el mecanismo de invertir recursos para corromper y mantener en el poder a oficiales locales y políticos, a fin de poder incrementar sus actividades ilícitas y la violencia asociada a estas,

Zachary y Spaniel (2020) hallan que cada año de permanencia en el poder atribuible a ese mecanismo está relacionado con 948 homicidios anuales extra. Mientras que Morris (2013), tras desenredar la compleja trama de canales entre el narcotráfico, la violencia y la corrupción, encuentra que, a mayor corrupción, más violencia, y viceversa.

En efecto, los canales que vinculan la corrupción con la violencia son múltiples y complejos. Modesto y Pilati (2020), en un análisis multidisciplinario de la corrupción, identifican tres tipos de factores determinantes de sus causas y efectos: los factores grupales, contextuales e intraindividuales; y muestran que todos estos tienen efectos distorsionadores de las instituciones culturales, políticas, sociales, así como sobre la identidad social y las normas grupales.

A su vez, Cheng y Zaum (2008) consideran que la corrupción es un desafío central para consolidar una sociedad pacífica, pues traba el desarrollo, perpetúa la distribución injusta de los recursos públicos, y socava la legitimidad y eficiencia de gobiernos e instituciones. Similarmente, Beyerle (2011) señala que la violencia debilita al Estado, traba el crecimiento económico y socava el ejercicio de la democracia. Todo lo cual configura un ambiente permisivo para el conflicto y la impunidad. En una sociedad corrupta, los fraudes, coimas y la violencia son necesarios para que el sistema de corrupción continúe operando.

De hecho, hay consenso entre los especialistas no solo respecto a los efectos negativos de la corrupción en la violencia, sino también acerca de que la violencia es un fenómeno complejo. Es reconocido por organismos internacionales gubernamentales y no gubernamentales (OMS, 2014; HRW, 2007), y por el Estado peruano (ONVMIGE, 2020), que concentrarse en la violencia física y criminalidad lleva a subestimar la verdadera presencia de la violencia en una sociedad, así como la naturaleza de las fallas que la generan y los efectos que la perpetúan en el largo plazo.

Por ello, estudios recientes recalcan los efectos diferenciados de la corrupción y la violencia según género, clase social y edad; al mismo tiempo que identifican las interacciones entre género, clase, corrupción y violencia. Por ejemplo, Jha y Sarangi (2018) hallan un vínculo causal entre la participación política de las mujeres y la disminución en los niveles de corrupción.

En el Perú, Yamada y Montero (2011) hallan que los pobres son más afectados por la corrupción, medida como pago de coimas y prebendas para acceder a servicios públicos, incluyendo a servicios de seguridad, como es el resguardo policial, de salud y acceso a la justicia. En particular, Huaita (2019) plantea que la corrupción configura un impacto diferenciado en el acceso a la justicia, y que este acceso desigual a la justicia incrementa la vulnerabilidad de

las personas ante la violencia, especialmente de las mujeres ante la violencia sexual y la trata de personas.

2. Marco analítico

La corrupción afecta a las instituciones sociales principalmente de tres maneras. En primer lugar, afecta a las instituciones públicas al distorsionar el diseño y cumplimiento de leyes y políticas públicas, la planificación y ejecución del gasto público, así como degradando las funciones del empleado público. En segundo lugar, afecta a las instituciones privadas al distorsionar el funcionamiento de servicios privados de educación, salud y seguridad, y al capturar recursos privados en forma de cobros y de pérdidas de eficiencia en emprendimientos privados.

Y, en tercer lugar, debilita los pilares institucionales de la acción cívica y socialmente responsable, al mermar la confianza de la población en el Estado y deformar sus percepciones de lo que son comportamientos aceptables, distorsionar la aplicación de la justicia e incentivar la impunidad. Gillanders y Van der Werff (2020) hallan evidencia significativa de que las experiencias de corrupción afectan negativamente las actitudes personales respecto a la violencia política, interpersonal y doméstica; y de que este impacto adverso es robusto a controles por niveles locales de corrupción y violencia, así como de percepciones sobre el rol de la policía y las cortes de justicia.

En el Perú, son tres los ámbitos más estudiados de corrupción generadora de violencia: la corrupción (i) en el Poder Judicial; (ii) en los gobiernos locales, regionales y nacional; y (iii) en las fuerzas armadas y policiales. Estos ámbitos comparten dinámicas algo distintas, canalizadas por mecanismos cuyos resultados se concretan a corto plazo y/o en el largo plazo.

Los mecanismos de corto plazo dan lugar a actos violentos observables cada uno como un «efecto causal directo» de la corrupción, que incluyen la violencia ejercida por autoridades o cabecillas, como el abuso o la intimidación o el sicariato; la liberación de agresores; la impunidad de algunos políticos y en el interior de instituciones militares y civiles. En tanto que los mecanismos de largo plazo dan lugar a relaciones causales acumulativas en el tiempo, donde la presencia continua de actos corruptos distorsiona tanto los indicadores agregados (inversión, capital humano, productividad) como los comportamientos sociales.

La incidencia de las instituciones en la violencia opera en varias dimensiones. Por un lado, afecta las actitudes del individuo, influyendo en su formación y en los incentivos que tiene para actuar de una determinada manera. Respecto

a su formación, se sabe que los individuos son menos propensos a perpetrar actos violentos cuando han recibido una mejor educación que les ha inculcado valores para preferir optar por conductas aceptables socialmente (Lorente, 2007), y cuando tienen acceso a servicios de salud física y psicológica que los ayudan a superar el estrés y evitar desviaciones de personalidad (OMS, 2014). Un estudio al respecto aplicado al Perú encuentra una fuerte disminución en la probabilidad (medida como *odds-ratio*) de ser agresor para una persona con mayor grado de instrucción (Fiestas *et al.*, 2012).

Respecto a los incentivos, se ha demostrado que la probabilidad de que un individuo ejerza violencia es significativamente menor cuando existe un sistema legal y judicial efectivo, y bien aplicado por eficaces servicios de seguridad y defensa de las víctimas. Ello disuade la violencia, porque desincentiva su perpetración al incrementar los costos y riesgos de ejercerla, e incentiva a las víctimas a recurrir a la defensa policial y judicial confiando en que los perpetradores serán castigados (Buka & Earls, 1993).

Por otro lado, la incidencia de las instituciones (públicas y privadas) trasciende el plano de individuos en particular, extendiéndose a los valores y conductas del colectivo social, cuyas convicciones y percepciones acerca de la aceptabilidad de la corrupción y la violencia, expresada en términos de comportamientos permitidos socialmente y de sanciones a los transgresores, reflejan conceptos y prácticas socioculturales influidos por las instituciones mediante su funcionamiento reductor o propagador de corrupción y violencia (Grimshaw, 1970).

Este impacto esencial tiene como canal clave la forma como son provistos los servicios públicos básicos. La educación, especialmente, debido a su función formativa en valores fundamentales, de cuya calidad docente y curricular depende la configuración de los comportamientos individuales socialmente permitidos y, por ende, el nivel de la presencia de corrupción y violencia en una sociedad.

Y las instituciones también influyen en la presencia de redes de apoyo a la lucha contra ambos flagelos. Un sistema institucional coherente y eficaz facilita el desarrollo de entidades (gubernamentales y ONG) para ayudar a las víctimas y/o para disuadir a los perpetradores. Esto último con medidas preventivas de reformación, o punitivas de rastreo y sanción con énfasis en el crimen organizado en torno del narcotráfico u otros negocios ilegales, y de la trata de personas en todas sus variantes.

Por último, además de los mencionados efectos sobre individuos y el colectivo social, existe el efecto directo de las instituciones públicas en los casos

de violencia. Mejores instituciones implican menores tiempos de respuesta a casos de violencia, que evitan su agravación y multiplicación. Un mejor desempeño del sistema judicial permite la correcta y pronta aplicación, tanto de condenas a perpetradores de actos violentos como de medidas correctivas para que no reincidan. Y mejores servicios de apoyo en ambientes violentos permiten que las personas estén menos expuestas a los riesgos de convivir con agresores (Bardales, 2004).

3. Metodología

3.1 Tratamiento y resultado

El presente estudio empírico abarca los actos corruptos correspondientes a delitos contra la administración pública, en términos tanto absolutos como per cápita. Estos engloban gran parte de los actos corruptos evaluados en la literatura especializada, e incluyen delitos de cohecho, peculado, malversación de fondos, enriquecimiento ilícito, negociación incompatible, colusión desleal y tráfico de influencias.

Y el concepto de violencia es operacionalizado mediante los delitos contra la vida, el cuerpo y la salud, los cuales recogen actos de violencia física tales como homicidio (simple, calificado, culposo, etc.), feminicidio, sicariato, instigación al suicidio, lesiones, exposición al peligro y genocidio.

El estudio se enfoca en los delitos, por actos corruptos y de violencia física, perpetrados a nivel subnacional, en provincias del Perú. A este nivel, existen varias razones por las cuales la simple correlación entre denuncias provinciales de delitos contra la administración pública y denuncias provinciales de delitos de violencia física, no necesariamente indica una clara relación causal.

En efecto, el proceso de presentar una denuncia de delitos contra la administración pública está muy probablemente correlacionado no solo con la decisión del denunciante, sino también con factores que acondicionan el nivel de violencia en una provincia. Ello plantea el riesgo de sesgos de selección en las regresiones.

Además, la propensión individual a denunciar un acto corrupto puede estar relacionada con causas a su vez relacionadas con la violencia. Por ejemplo, una provincia con mayores niveles de ingreso probablemente cuente con mejores niveles de auditoría estatal, lo que, a su vez, facilitaría la presentación de más denuncias de actos corruptos y violentos. Ello llevaría a sobreestimar la relación causal de interés entre corrupción y violencia.

3.2 Diseño y discusión del instrumento

Por esas razones, el instrumento aquí elegido para capturar dicha relación causal son las vacancias de alcaldes y regidores provinciales debidas a muerte natural o enfermedades. Se trata de un instrumento exógeno a las variables de interés, pues excluye explícitamente a todas las posibles vacancias de autoridades municipales provinciales debidas a actos violentos (como asesinatos). El uso de similares instrumentos exógenos es frecuente en estudios institucionales. Por ejemplo, Levitt (1997) utiliza los cambios de autoridades según ciclos electorales para estimar los efectos de la policía en el crimen; y Aizer y Doyle (2015) utilizan los cambios de jueces para analizar el efecto de penas privativas de la libertad en los niveles de reformación o reincidencia de los sentenciados.

La pertinencia del instrumento escogido se basa en que la desaparición de un actor central en una red de corrupción representa un choque negativo para la red. El cual es también un choque político e institucional, cuando el actor central de la red es una autoridad local. Y representa una variación de asignación aleatoria, porque casual es el motivo de la vacancia utilizada como instrumento.

A juzgar por estudios del caso peruano, tal choque trastoca la operación de las redes de clientelismo y patronaje, al dejarlas sin un patrocinio político claro por cierto tiempo, durante el cual los procesos auditores del Estado pueden actuar con más eficacia y/o se politiza el uso de las denuncias de corrupción al servicio de la disputa por el poder (Muñoz, 2019). Ambos procesos incrementan el número de denuncias de corrupción.

Y la exogeneidad de dicho instrumento está garantizada. Porque, del total de vacancias, se seleccionan solamente las debidas a hechos de asignación aleatoria como muerte o enfermedad y no causadas por actos violentos. Es decir, se excluyen vacancias explicadas por factores a su vez correlacionados con el nivel de corrupción y violencia en la provincia, evitándose la confusión de evidenciar más muertes violentas en provincias más violentas en general.

Sin embargo, es posible que la vacancia instrumental no sea completamente exógena respecto a la violencia. Un caso relevante es la posible existencia de una correlación entre mortalidad y violencia o comorbilidad a nivel provincial, pues las provincias con menores índices de violencia pueden gozar de mayores esperanzas de vida, por mejor calidad de vida, mayor presencia de servicios del Estado, mejores niveles de salud emocional, entre otras razones. Casos como este exigen el uso de controles apropiados para evitar estimaciones confusas del efecto de interés.

3.3 Canales de transmisión

Si bien el agente corrupto ejerce directamente la violencia contra alguna víctima en ciertos casos (de violencia política, intimidación, sicariato), de ese modo directo no la ejerce en la mayoría de los casos de corrupción más frecuentes (peculado, cohecho, etc.). De hecho, la mayor parte del efecto de la corrupción en la violencia se encuentra **mediado** por el efecto de la corrupción en instituciones que a su vez inciden directamente en la presencia social de la violencia.

Una forma de operacionalizar el análisis de los canales de transmisión es a través de la compleja trama de crímenes influidos por redes corruptas sobre las cuales se cuenta con información indirecta, como el tamaño de las redes de narcotráfico, operaciones de minería y tala ilegal, etc. Otra forma es a través de indicadores referidos a instituciones públicas, privadas y sociales, cuyo funcionamiento es influido por redes corruptas e incide así sobre los niveles de corrupción y violencia; es decir, mediante indicadores de disponibilidad y calidad de servicios básicos como educación, salud, etc.

La segunda forma es escogida aquí, por su relevancia para políticas públicas básicas y por disponerse de información más precisa al respecto. Por ello, se examinan cuatro tipos de canales de transmisión institucionales, operacionalizados de la siguiente manera:

- Inestabilidad política: índice Herfindahl-Hirschman promedio de los resultados de las elecciones provinciales de 2011 a 2018, donde un índice mayor indica un mayor nivel de fragmentación electoral.
- Densidad de servicios de salud: hospitales y clínicas por millón de habitantes.
- Densidad de servicios de educación: instituciones educativas por millón de habitantes.
- Densidad de servicios de seguridad: número de comisarías por millón de habitantes.

En consecuencia: (i) se consideran como **efectos directos** tanto a los directos propiamente dichos, como a los de otros canales no englobados por esos cuatro tipos; y (ii) en línea con los estudios consultados y el marco analítico de esta investigación, esperamos los siguientes **efectos mediados**:

Se espera que el efecto de la corrupción sobre el nivel de inestabilidad política tenga un signo positivo en señal de que incrementa dicho nivel, y que el efecto del nivel de esa inestabilidad sobre el nivel de violencia tenga un signo positivo en señal de que lo incrementa. Por lo cual se espera que el efecto de la corrupción en la violencia mediado a través de la inestabilidad

política tenga un signo positivo, en el sentido de que, a más corrupción, más violencia vía más inestabilidad política.

Y se espera que el efecto de la corrupción en la densidad de servicios básicos (de salud, educación y seguridad) tenga un signo negativo en señal de que la disminuye, y que el efecto de dicha densidad en el nivel de violencia tenga un signo negativo en señal de que, a mayor densidad, menor violencia. Por lo cual se espera que el efecto de la corrupción en la violencia mediado a través de la densidad de dichos servicios básicos tenga un signo positivo, en el sentido de que, a más corrupción, más violencia vía menos densidad de servicios básicos.

3.4 Especificación empírica de los modelos

3.4.1 Modelo de panel con efectos fijos

A fin de detectar el efecto de la corrupción en la violencia, usamos un modelo empírico de efectos fijos para un panel de datos balanceado, cuya estimación se realiza con el método de estimador *within* en dos etapas (W2SLS por sus siglas en inglés), mediante el procedimiento de mínimos cuadrados generalizados.

Dicho estimador resulta del siguiente modelo analítico:

$$y = Z\gamma + \epsilon$$

cuya formulación, así de sencilla con un solo instrumento y una sola variable endógena, revela que sufre de problemas de endogeneidad. Razón por la cual el modelo es especificado multiplicado por la matriz *within* W , que expresa las variables respecto a sus medias individuales;

$$Wy = WZ\gamma + W\epsilon$$

y previamente multiplicado por la matriz transpuesta de instrumentos L' , que incluye una primera columna unitaria y no incluye instrumentos internos, de modo que cumpla la restricción de exogeneidad ($\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{L'\epsilon}{N} = 0$):

$$L'Wy = L'WZ\gamma + L'W\epsilon$$

dando así lugar al siguiente estimador W2SLS:

$$\hat{\gamma}_{W2SLS} = (Z'WL(L'WL)^{-1}L'WZ)^{-1}(Z'WL(L'WL)^{-1}L'Wy)$$

Y, para controlar por casos como el de comorbilidad provincial antes mencionado, en la especificación de panel se incluye la población provincial del año, el PBI per cápita del año, y el número de regidores provinciales en tal año.

3.4.2 Modelo de canales de transmisión en primeras diferencias

Para el análisis de canales de transmisión, debido a la limitada disponibilidad de datos en las series temporales para algunos canales, se utiliza una formulación alternativa en dos etapas que trata de aproximarse lo más posible a la especificación original de panel, y que permite hallar los efectos mediados para las variables con información para un período solamente.

La formulación alternativa consistió en diferenciar la base de datos en dos etapas trianuales: 2011-2014 y 2015-2017². Definidas así:

$$\Delta Viol_i := \sum_{t=2015}^{t=2017} Viol_{t,i} - \sum_{t=2011}^{t=2014} Viol_{t,i}$$

$$\Delta Corr_i := \sum_{t=2015}^{t=2017} Corr_{t,i} - \sum_{t=2011}^{t=2014} Corr_{t,i}$$

dando lugar a la siguiente especificación alternativa para el análisis de canales de transmisión:

$$\Delta Viol_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta \widehat{Corr}_i + \epsilon_i$$

$$\Delta \widehat{Corr}_i = \alpha_0 + \alpha_1 Vacancias_i + \epsilon_i$$

Donde X indica el *set* de controles elegidos. Así, esta regresión alternativa permite incluir un conjunto relevante de controles por comorbilidad; porque, como se ha visto antes, el problema de comorbilidad puede afectar seriamente la rigurosidad de la estimación, y porque es razonable intuir la existencia de factores explicativos de diferencias entre la tasa de mortalidad de alcaldes y regidores provinciales por causas no violentas y la tasa similar para toda la provincia. Por ello, se eligieron los siguientes controles: el PBI provincial, el número de regidores provinciales, la cuota promedio histórica de jóvenes y mujeres, y la tasa provincial promedio de victimización delictiva.

La estimación del efecto de los canales de transmisión sigue la metodología de Pellegrini (2011), hallando primero el efecto de la variable independiente en el mediador, y luego el efecto del mediador en la variable de resultados. Lo cual, aplicado al presente trabajo, implica inducir en las regresiones la variación exógena causada por el instrumento.

² La etapa 2011-2014 es trianual porque el panel de datos no contiene información del año 2012.

Con tal fin, primero se estima la ecuación completa (incluyendo controles, canales de transmisión y variable instrumental) de acuerdo con la siguiente especificación:

$$\Delta Viol_i = \alpha_0 + \alpha_1 Controles_i + \alpha_2 \Delta \widehat{Corr}_i + \alpha_3 Canales_i + \epsilon_i$$

De modo que el efecto de la variación exógena de la corrupción inducida por el instrumento en los canales de transmisión es:

$$Canales_i = \beta_0 + \beta_1 Controles_i + \beta_2 \Delta \widehat{Corr}_i + \mu_i$$

donde $Canales_i$ es un vector compuesto por todos los canales de transmisión.

Una vez estimado dicho efecto, se descomponen los efectos directos e indirectos de la corrupción en la violencia, sustituyendo en las ecuaciones anteriores:

$$\begin{aligned} \Delta Viol_i = & (\alpha_0 + \alpha_3 \beta_0) + (\alpha_1 + \alpha_3 \beta_1) Controles_i + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \Delta \widehat{Corr}_i \\ & + \alpha_3 Canales_i + \alpha_3 \mu_i + \epsilon_i \end{aligned}$$

donde α_2 corresponde al efecto directo de la corrupción en la violencia y $\alpha_3 \beta_2$, a la suma total de efectos indirectos. Los efectos mediados para cada canal pueden hallarse entonces como la multiplicación de los elementos de α_3 con los de β_2 ; es decir, multiplicando el efecto de la corrupción en los canales por el efecto de los canales en la violencia. Ello permite obtener la parte del efecto de los canales en la violencia que es explicada por el choque en la corrupción.

3.5 Descripción de la base de datos

Para el presente trabajo, se armó un panel de datos para 196 provincias desde el año 2011 hasta el 2017³. La principal base de datos fue el Registro Nacional de Denuncias de Delitos y Faltas (RNDDF) en las dependencias policiales, que recolecta todas las denuncias de delitos y faltas consignadas cada año en comisarías a nivel nacional (INEI, 2012, 2014, 2016, 2017, 2018). Para el instrumento, se utilizó Infogob, base de datos en línea del Jurado Nacional de Elecciones (JNE, 2017), que detalla todas las vacancias ocurridas en el país desde el año 2002, sus causas y respectivos documentos oficiales.

³ Específicamente, el panel contiene datos para los siguientes años: 2011, 2013, 2014, 2015, 2016 y 2017. No había datos para años posteriores cuando se concluyó este trabajo, ni se dispuso de datos para el año 2012.

Para los controles, se utilizaron las bases de datos en línea Sinadef del Minsa (2020) y Datacrim del INEI (2019), la publicada por Seminario y Palomino (2022), y el reglamento de la organización política de las provincias peruanas. Para los canales de transmisión, se complementó la información antes mencionada con las siguientes fuentes: Infogob (JNE, 2017) para los índices de estabilidad política; para la densidad de servicios de salud, educación y seguridad, se usaron las bases de datos georreferenciadas Geo Perú (2021) y del Minsa (2021), datos del censo nacional de comisarías proporcionados por el INEI y el Ministerio del Interior, así como datos de gasto público del MEF (2020).

El anexo 1 muestra las estadísticas descriptivas de las variables en el modelo de diferencias en diferencias y en el modelo de panel de datos aplicados en este trabajo.

4. Análisis de resultados

4.1 Resultados principales

Los resultados presentados en las tablas 1 y 2 atestiguan la gran importancia de incluir el instrumento (ya explicado en la metodología) en la estimación, pues así se obtienen resultados mucho mejores que cuando no es incluido.

En efecto, respecto al modelo para (el número absoluto de) denuncias contra la vida a nivel provincial (tabla 1), la regresión *within* sin variables instrumentales arroja un efecto positivo no significativo de 0,59 denuncias adicionales de violencia por denuncia de corrupción; mientras que con la regresión incluyendo el instrumento se obtiene un efecto altamente significativo de 3,48 denuncias adicionales de violencia por denuncia de corrupción, el cual es un efecto 489% mayor. Y lo mismo sucede respecto al modelo para las mencionadas denuncias por cada 1000 personas (tabla 2), cuya regresión *within* no instrumentada arroja un efecto no significativo de 0,003 denuncias extra por 1000 personas por cada denuncia de corrupción; mientras que con la regresión instrumentada se obtiene un efecto de 0,023, o un 667% mayor.

Ello indica que la corrección de efectos fijos solo con controles no basta para solucionar el problema de endogeneidad, dado el importante riesgo de sesgo de selección. Así, el dato de denuncias de corrupción reflejaría tanto el nivel de la corrupción en una provincia, como la propensión de sus habitantes a denunciar independientemente de dicho nivel. Estos dos factores contrapuestos ocasionan que el efecto final, al ser una ponderación de ambos factores, sea cercano a cero y se subestime así el efecto de la corrupción en la violencia, el

cual es mejor estimado al incluir un instrumento exógeno que representa un choque institucional negativo para las redes de corrupción.

En tanto que, con el modelo alternativo para el análisis de canales de transmisión, especificado en primeras diferencias para el panel dividido en dos trienios, se obtuvo un resultado comparable: un efecto de 3,33 denuncias de violencia por denuncia de corrupción, muy similar al efecto de 3,48 para el panel completo.

Cabe señalar que los resultados aquí presentados son conmensurables con los hallados por Pellegrini (2011), quien encuentra que un incremento de una desviación estándar en la percepción de corrupción (medida según el CPI), conlleva un incremento en el índice de violencia (medida como la suma de revoluciones y asesinatos en un país) de 0,07; el cual para el Perú puede traducirse, según cálculos propios, en 0,6 asesinatos extra por punto adicional en el CPI⁴. Y que el presente estudio no ha evaluado relaciones directas difícilmente cuantificables, como la de un fenómeno político particular con la violencia física; al respecto, Zachary y Spaniel (2020) hallan para México un exceso de 937 muertes por año extra de permanencia política en un contexto de carteles.

⁴ Este cálculo propio se basa en que, a nivel mundial, la media de la ratio de homicidios para la década de 2010 fue de 6,9 homicidios por millón, con una desviación estándar de 9,5.

Tabla 1
Resultados del modelo W2SLS con variable dependiente denuncias contra la vida

	Denuncias de delitos contra la vida		
	<i>Within, no IV</i>	<i>Within, IV</i>	
Denuncias de corrupción	0,595 (0,634)	5,653** (1,787)	3,877** (1,902)
Población provincial (en miles)	6,044*** (0,413)		4,701*** (0,926)
Número de regidores	-12,493* (7,370)		-16,583** (7,946)
PBI per cápita (en miles)	-16,797** (8,329)		10,580 (12,506)
n; T	196; 5	196; 5	196; 5
N	980	980	980
R ² ajustado	0,608	0,159	0,443
F (para <i>within, no IV</i>); χ^2 (para <i>within, IV</i>)	211,709 (df1 = 4, df2 = 195)	10,008 (df = 1)	59,545 (df = 2)
			67,394 (df = 3)
			704,728 (df = 187)

Notas. Se usa el estimador robusto ante heterocedasticidad HC3 de MacKinnon y White (1985). * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. Elaboración propia, 2021.

Tabla 2
Resultados del modelo W2SLS con variable dependiente denuncias contra la vida por cada 1000 personas

	Denuncias de delitos contra la vida por cada 1000 personas			
	<i>Within, no IV</i>	<i>Within, IV</i>		
Denuncias de corrupción	0,003 (0,001)	0,024** (0,011)	0,028** (0,013)	0,028** (0,012)
Población provincial (en miles)	-0,001 (0,001)		-0,011 (0,007)	-0,011 (0,006)
Número de regidores	0,000 (0,004)		-0,041 (0,054)	-0,015 (0,047)
PBI per cápita (en miles)	0,184*** (0,000)			0,140* (0,081)
n; T	196; 5	196; 5	196; 5	196; 5
N	980	980	980	980
R ² ajustado	-0,214	-0,24	-0,239	-0,241
χ^2	4,432 (df1 = 4, df2 = 195)	4,609 (df = 1)	5,13 (df = 2)	5,449 (df = 3)

Notas. Se usa el estimador robusto ante heterocedasticidad HC3 de MacKinnon y White (1985). * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. Elaboración propia, 2021.

4.2 Pruebas de robustez

4.2.1 *Prueba placebo*

La idea central detrás de la prueba placebo es «testear una asociación que debería estar presente si el diseño original de la investigación es erróneo, pero no de otra manera [...] mediante una versión mínimamente alterada de dicho diseño» (Eggers, Tuñón, & Dafoe, 2021, pp. 1 y 4; traducción propia).

Consecuentemente, la prueba placebo aplicada aquí, con las vacaciones futuras como instrumento placebo, busca testear lo siguiente: si los choques causados por las vacaciones son reales y no un artefacto estadístico, entonces estos deberían ser coherentes temporalmente (en «t»), tal que las vacaciones futuras no deberían afectar los resultados presentes. Por lo tanto, en el modelo utilizado no debería hallarse un efecto significativo de las vacaciones futuras, ya que estas deberían ser, respecto a cada año examinado, completamente aleatorias en sentido estricto. De hallarse un efecto significativo (sea cual sea su signo) al usarlas como instrumento placebo, significaría que las regresiones con el diseño original de vacaciones por causas naturales (en «t») como instrumento, capturan algún factor latente detrás de estas vacaciones que induce una asociación espuria entre corrupción y violencia, en vez de evidenciar un robusto mecanismo causal de dichas vacaciones sobre la corrupción y hacia la violencia.

Por ello, el instrumento placebo para la prueba aplicada es la suma de todas las vacaciones futuras, para cada provincia y cada año. Los resultados, presentados en la tabla 3, muestran que no hay evidencia estadística de que exista una asociación entre esos choques futuros y el resultado, lo cual valida la conclusión de que el instrumento original sí opera como un choque causal sobre las denuncias de corrupción.

4.2.2 *Spillovers*

Es razonable esperar que la muerte de un alcalde o regidor provincial tenga efectos no solo sobre la provincia donde ejerció, sino también efectos *spillover* sobre otras provincias relacionadas políticamente. Ello en vista tanto de los estudios consultados, que muestran a las redes de clientelaje y patronaje como una forma típica de operación de la corrupción en varios países, como de los indicios para el caso peruano provistos por informes de la Contraloría General de la República (Shack, Pérez, & Portugal, 2020), la Presidencia del Consejo de Ministros (PCM, 2017) y el Minjus (2018). Estos indican que las organizaciones criminales están distribuidas espacialmente con dependencias jerárquicas que replican las del Estado peruano; de modo que concentran su

influencia las principales provincias del departamento, y en los departamentos más influyentes a nivel nacional.

Se utilizó entonces un instrumento alterno, compuesto por la suma de todas las vacancias por muertes y enfermedades de las provincias del mismo departamento excluyendo la provincia analizada en cada caso, y se calculó el respectivo coeficiente instrumentado. La lógica detrás de este instrumento alternativo es que es más probable observar un efecto *spillover* en las provincias del mismo departamento, dada su interdependencia geográfica, política y administrativa.

En la tabla 4, se observa un significativo efecto *spillover*, con un estimador puntual de 0,14 denuncias de delitos de violencia por 1000 personas por cada denuncia de corrupción. Esto evidencia que la vacancia de una autoridad provincial afecta el número de denuncias de corrupción y de violencia en otras provincias.

Tabla 3
Resultados del modelo de panel con instrumento placebo de vacaciones futuras

	Instrumento placebo: vacaciones futuras	
	Denuncias de delitos contra la vida	Denuncias de delitos contra la vida por cada 1000 personas
Denuncias de corrupción	53,458 (229,359)	0,352 (1,552)
Población provincial (en miles)	12,736 (23,151)	0,074 (0,239)
Número de regidores	-0,842 (49,169)	0,130 (0,510)
PBI per cápita (en miles)	50,381 (115,293)	0,560 (1,182)
n; T	196; 5	196; 5
N	980	980
R ² ajustado	-0,052	-0,235
χ^2	0,054 (df = 1)	0,051 (df = 1)

Notas. Se usa el estimador robusto ante heterocedasticidad HC3 de MacKinnon y White (1985).
Elaboración propia, 2021.

Tabla 4
 Comparación de la regresión original con un instrumento alternativo para probar efectos *spillover*

	Instrumento alternativo	
	Denuncias de delitos contra la vida por cada 1000 personas	
Denuncias de corrupción	0,101*	0,135**
	(0,058)	(0,068)
Población provincial (en miles)		-0,0571
		(0,050)
Número de regidores		-0,099
		(0,172)
PBI per cápita (en miles)		-0,099
		(0,450)
n; T	196; 5	196; 5
N	980	980
R ² ajustado	-0,235	-0,246
χ^2	3,020 (df = 1)	4,330 (df = 4)

Notas. Se usa el estimador robusto ante heterocedasticidad HC3 de MacKinnon y White (1985). *p<0,1; **p<0,05. Elaboración propia, 2021.

4.2.3 *Descomposición en canales de transmisión*

En la tabla 5 se observa que la descomposición por canales de transmisión del efecto de la corrupción en la violencia arroja algunos resultados inesperados, los cuales se deben a limitaciones en la medición de los canales referidos a servicios educativos y de salud. Y también se explicarían por la influencia de la corrupción en la forma como tales servicios son provistos en el Perú contemporáneo.

En efecto, se observa un significativo efecto con signo positivo de las denuncias de corrupción en la densidad de servicios educativos, en vez del esperado signo negativo. Esto se debe a que tuvimos que medir dicha densidad simplemente dividiendo el número de instituciones educativas públicas y privadas entre la cantidad de habitantes, sin poder ponderar por la adecuación de los servicios provistos por esas instituciones debido a la limitada información cuantificable al respecto. Y se sabe que, en el Perú, la corrupción manifestada en clientelismo y coimas ha producido una proliferación de instituciones educativas de baja calidad (Vega *et al.*, 2018), lo cual explicaría los (inicialmente inesperados) efectos hallados en cada etapa de esta estimación 2SLS: de mayor densidad asociada a más corrupción en la primera etapa, y de más violencia asociada a mayor densidad en la segunda etapa; aunque se mantiene válido el esperado efecto final de a más corrupción, más violencia.

Respecto a los servicios de salud, también hallamos que la corrupción incrementa la densidad de esos servicios, en lugar del esperado efecto de signo negativo. Pero esta vez sí ocurre el efecto esperado de a mayor densidad, menor violencia; a diferencia de lo encontrado respecto a los servicios educativos. La explicación de esta diferencia sería que la proliferación de postas o centros de salud de atención temprana tiene, incluso cuando son de baja calidad, un inmediato efecto positivo en el bienestar de la población al proveerla de primeros auxilios o respuestas de baja complejidad, pero eficaces contra enfermedades como la anemia infantil, por ejemplo. En cambio, la educación es un proceso de larga duración y, cuando es de baja calidad, en el corto plazo sus efectos positivos estarían pesando mucho menos que sus efectos negativos de retroalimentación en círculo vicioso con la corrupción y la violencia.

Tabla 5
Efecto de la corrupción en los canales de transmisión usando 2SLS

	Denuncias de violencia	Densidad de servicios educativos	Densidad de servicios de salud	Densidad de servicios de seguridad	Inestabilidad política
Corrupción	3,825 (3,51)	0,407** (0,17)	0,17 (0,10)	-0,123* (0,07)	1,27 (2,93)
PBI per cápita	0,100** (0,05)	0,00 (0,00)	0,009*** (0,00)	0,00 (0,00)	(0,01) (0,07)
Número de regidores	15,504*** (5,92)	(0,43) (0,33)	(0,16) (0,21)	0,22 (0,14)	(4,58) (5,95)
Tasa de mortalidad provincial	24 375,06 -49 242,91	289,66 -3488,95	4219,499* -2178,80	294,22 -1460,54	-189 626,800*** -62 124,86
Cuota de jóvenes en política	-11,026 -65,61	6,72 -4,27	3,95 -2,67	-1,53 -1,79	-26,92 -76,02
Densidad de servicios educativos	9,128*** -3,45				
Densidad de servicios de salud	-9,623*** -2,52				
Densidad de servicios de seguridad	-4,391 -3,13				
Inestabilidad política	0,136 -0,07				
Constant	-1100,660** -501,50	32,28 -23,13	-6,684 -14,44	9,376 -9,68	2506,672*** -411,80
N	192	192	192	192	192
R ²	0,781	0,781	-0,143	0,388	-0,411

Nota. * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01.
Elaboración propia, 2021.

Respecto a los servicios de seguridad y a la inestabilidad política, los efectos hallados sí son los esperados. Así, resulta que la corrupción disminuye la densidad de servicios de seguridad, y esta menor densidad propicia un incremento de la violencia. Y las provincias con mayores niveles de corrupción evidencian una mayor fragmentación política que conlleva más inestabilidad política, lo que a su vez incrementa la violencia; aunque el coeficiente de este último efecto es el de menor magnitud entre los canales de transmisión seleccionados para este trabajo.

Tabla 6
Cálculo de los efectos mediados de la corrupción en la violencia

Canales de transmisión	Efecto de la corrupción en el canal	Efecto del canal en la violencia	Efecto mediado
Densidad de servicios educativos	0,41	9,13	3,71
Densidad de servicios de salud	0,17	-9,62	-1,63
Densidad de servicios de seguridad	-0,12	-4,39	0,54
Inestabilidad política	1,27	0,14	0,17
Corrupción (efecto directo + canales implícitos)			3,82

Elaboración propia, 2021.

En tal sentido, la tabla 6 indica que dicha selección no fue lo suficientemente extensa para poder capturar todo el efecto causal de la corrupción en la violencia. De este efecto queda una gran parte no explicada en este trabajo, pues corresponde tanto a efectos directos como por medio de canales de transmisión no analizados aquí.

4.3 Limitaciones de la investigación

La primera limitación viene dada por las restricciones presentes al operacionalizar los conceptos de corrupción y violencia. Si bien esta investigación conceptualmente reconoce que la corrupción es un fenómeno complejo e incluso dependiente de tradiciones y costumbres sociales, para fines cuantitativos tuvo que enfocarse en la definición de corrupción centrada en delitos contra la administración pública, debido a la disponibilidad de información precisa y representativa a nivel nacional. Esa definición legal no incorpora varias formas de corrupción, especialmente en el ámbito privado. Ergo, los

resultados del presente trabajo subestiman el impacto integral de la corrupción. Similar problema enfrenta la operacionalización del concepto de violencia.

La segunda limitación es intrínseca al método de estimación escogido. Los resultados para las dos especificaciones en la primera etapa de la estimación arrojan sólidos estadísticos F de 18 y 20, respectivamente. Pero el estimador instrumental se hace sobre un subconjunto de 66 provincias donde hubo una vacancia, que representa un 34% del total de provincias peruanas. Se trata entonces de un estimador local sobre los *compliers*, cuya eficiencia depende del grado en que se cumpla su inherente supuesto de monotonicidad (*no-defiers*).

La tercera limitación resulta de la selección restringida de los canales de transmisión del efecto de la corrupción en la violencia, conducente a que una gran parte de dicho efecto correspondiera a efectos directos y canales no evaluados en este trabajo. Es necesaria entonces una selección más amplia de canales de transmisión, a partir de los niveles observados de delitos por narcotráfico, tráfico de influencias, sobrevaloración de inversiones, trata de personas, entre otros.

5. Conclusiones y recomendaciones

Los principales aportes del presente trabajo son tres. En primer lugar, demuestra la existencia del efecto causal de la corrupción sobre la violencia en las provincias peruanas analizadas. Específicamente, por cada delito contra la administración pública denunciado como un acto corrupto, la violencia concretada en delitos contra la vida, el cuerpo y la salud se incrementa en 3,48 denuncias de estos delitos en términos absolutos, o en 0,024 denuncias por cada 1000 habitantes.

En segundo lugar, comprueba la relevancia y robustez del instrumento usado para la estimación econométrica de dicho efecto causal. En efecto, el instrumento de las vacancias de autoridades municipales provinciales no ocurridas por actos violentos sino por causas naturales, soluciona el problema de endogeneidad al representar un choque exógeno que golpea a las redes de corrupción, y también induce un balance estadístico en la especificación alternativa que toma en cuenta la comorbilidad entre mortalidad y violencia. Es, además, un instrumento coherente temporalmente, pues la prueba placebo aplicada usando las vacancias futuras muestra que estas no informan sobre la relación entre corrupción y violencia.

En tercer lugar, halla que parte del efecto de la corrupción en la violencia se da mediante canales de transmisión institucionales, específicamente a través

del impacto negativo de la corrupción en la provisión de servicios de educación, salud y seguridad pública. Así, la violencia crece cuando la corrupción incrementa la densidad de centros educativos que en su mayoría son de baja calidad, y cuando reduce la densidad de servicios de seguridad. Mientras que, si bien la violencia disminuye cuando la corrupción incrementa la densidad de centros de salud, la baja calidad de estos limita su impacto positivo a casos de primeros auxilios o cuidados simples.

Estos hallazgos conllevan importantes implicaciones de políticas públicas. La esencial es la imperiosa tarea de reformar aquellas instituciones proveedoras de servicios básicos cuyo funcionamiento corrupto esté amplificando la presencia de la violencia en la sociedad. Ello, mediante una combinación eficiente de cambios legales e institucionales en sus programas al diseñarlos, implementarlos, fiscalizarlos y auditarlos; asignando los respectivos recursos balanceadamente, según la temporalidad de los impactos de cada servicio básico en la violencia y el bienestar de la población.

A fin de poder precisar las medidas que deben comprender tales reformas, muy útiles podrían ser estudios empíricos futuros que profundicen sobre los hallazgos del presente y superen sus limitaciones. Por ejemplo, mejorando las definiciones operativas de corrupción y violencia al incluir su presencia en ámbitos privados y conductas sociales; y/o utilizando otras variables instrumentales (ciclos políticos, perfil de autoridades, ejecución presupuestal, etc.), que permitirían comparar los efectos de la corrupción en la violencia según distintos paneles de *compliers*.

También es necesario expandir la selección de canales de transmisión para lograr una mejor estimación del efecto mediado de la corrupción a través de instituciones y redes sociales. Esta necesidad es confirmada por lo hallado en el presente trabajo, respecto a que el efecto total de la corrupción en la violencia es explicado solo parcialmente cuando el análisis de los efectos mediados está centrado en canales donde el rol gubernamental es preponderante, como son los servicios públicos de educación, salud y seguridad.

Cabe finalizar resaltando que el presente trabajo, al haber demostrado que la corrupción tiene un efecto amplificador de la violencia en la sociedad peruana, se suma a la creciente literatura que documenta los efectos negativos de la corrupción más allá de aquellos en la economía y la productividad; y que ha estimado dicho efecto con una metodología productora de resultados más robustos que los de estudios previos basados en cortes transversales o series de tiempo, cuando no en simples correlaciones de incierta causalidad.

Referencias

- Aizer, A., & Doyle, J. (2015). Juvenile incarceration, human capital, and future crime: Evidence from randomly assigned judges. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(2), 759-803. doi:10.1093/qje/qjv003
- Alesina, A., Piccolo, S., & Pinotti, P. (2018). Organized crime, violence, and politics. *Review of Economic Studies*, 86(2), 457-499. doi:10.1093/restud/rdy036
- Atuesta, L. H., & Pérez-Dávila, Y. (2017). Fragmentation and cooperation: The evolution of organized crime in Mexico. *Trends in Organized Crime*, 21, 235-261. doi:10.1007/s12117-017-9301-z
- Bardales M., O. (2004). *Violencia familiar y sexual: una aproximación desde las mujeres víctimas*. Ministerio de la Mujer y Poblaciones Vulnerables. https://www.mimp.gob.pe/.../programas_nacionales/.../vfs_exp_mjeres_victmas.pdf
- Beyerle, S. (2011). Civil resistance and the corruption-violence nexus. *The Journal of Sociology and Social Welfare*, 38(2), 53-77. <https://scholarworks.wmich.edu/jssw/vol38/iss2/5/>
- Buka, S., & Earls, F. (1993). Early determinants of delinquency and violence. *Health Affairs*, 12(4), 46-64. doi: 10.1377/hlthaff.12.4.46
- Cheng, C., & Zaum, D. (2008). Introduction – Key themes in peacebuilding and corruption. *International Peacekeeping*, 15(3), 301-309. doi:10.1080/13533310802058752
- Eggers, A. C., Tuñón, G., & Dafoe, A. (2021). *Placebo tests for causal inference*. No publicado. https://pelg.ucsd.edu/Eggers_2021.pdf
- Elbahnasawy, N. G., & Revier, C. F. (2012). The determinants of corruption: Cross-country-panel-data analysis. *The Developing Economies*, 50(4), 311-333. doi:10.1111/j.1746-1049.2012.00177.x
- Enríquez P., I. (2020). El crimen organizado y la fragilidad institucional como condicionantes del desarrollo: el Estado mexicano asediado por el narcotráfico y sus impactos desestructurantes en el tejido social. *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, 28(1), 145-181. doi:10.18359/rfce.3564
- Espinoza, R. R. (2012). *El estado de la trata de personas en el Perú*. Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito. Lima. https://www.unodc.org/documents/.../Informes/trata_PERU_Abril_2012_-_Final.pdf
- Fiestas, F., Rojas, R., Gushiken, A., & Gozzer, E. (2012). ¿Quién es la víctima y quién el agresor en la violencia física entre parejas? *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 29(1), 44-52. <http://www.scielo.org.pe/.../rins/.../a07v29n1.pdf>
- Fisman, R., & Miguel, E. (2008). *Economic gangsters: Corruption, violence, and the poverty of nations*. Princeton University Press. doi:10.2307/j.ctt7s5tw
- Fukuyama, F. (2018). Corruption as a political phenomenon. En K. Basu & T. Cordella (Eds.). *Institutions, governance and the control of corruption* (cap. 3, pp. 51-73). Palgrave Macmillan. doi:10.1007/978-3-319-65684-7_3
- Geo Perú. (2021). Plataforma Nacional de Datos Georreferenciados. <https://visor.geoperu.gob.pe>

- Gillanders, R., & Van der Werff, L. (2020). *Corruption experiences and attitudes to political, interpersonal and domestic violence*. MPRA Paper No. 99949. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/99949/>
- Grimshaw, A. (1970). Interpreting collective violence: An argument for the importance of social structure. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 391(1), 9-20. doi:10.1177/000271627039100102
- HRW. (2007). *Corruption, godfatherism and the funding of political violence*. Human Rights Watch. <https://www.hrw.org/reports/2007/nigeria1007/5.htm>
- Huaita, M. (2019). *Género, corrupción y administración de justicia en el Perú: impacto diferenciado en el acceso a la justicia en delitos de violencia sexual contra la mujer*. IDEHPUCP <https://cdn01.pucp.edu.pe/.../ned-articulo-corto-24052019-1.pdf>
- INEI. (2012, 2014, 2016, 2017, 2018). Registro Nacional de Denuncias de Delitos y Faltas. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.datosabiertos.gob.pe/dataset/>
- INEI. (2019). Datacrim – Sistema Integrado de Estadísticas de la Criminalidad y Seguridad Ciudadana. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <http://datacrim.inei.gob.pe/panel/mapa>
- Ipsos. (2019a). *Preocupaciones del mundo, enero 2019*. Encuesta. Ipsos Group S. A. <https://www.ipsos.com/.../documents/2019-02>
- Ipsos. (2019b). *Principales problemas de América Latina. Encuesta a líderes de opinión de Latinoamérica*. Octubre. Ipsos Group S. A. <https://www.ipsos.com/.../documents/2019-10/6300119>
- Jha, C. K., & Sarangi, S. (2018). Women and corruption: What positions must they hold to make a difference? *Journal of Economic Behavior and Organization*, 151(July), 219-233. doi:10.1016/j.jebo.2018.03.021
- JNE. (2017). Infogob. Base de Datos para la Gobernabilidad. Jurado Nacional de Elecciones. <https://infogob.jne.gob.pe/basedatos>
- Lambsdorff, J. G. (2002). Corruption and rent-seeking. *Public Choice*, 113(1-2), 97-125. doi:10.1023/A:1020320327526
- Levitt, S. (1997). Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. *The American Economic Review*, 87(3), 270-290. <http://www.jstor.org/stable/2951346>
- Lorente A., M. (2007). Violencia de género, educación y socialización. *Revista de Educación*, 342, 19-35. <https://www.mujaresenred.net/.../mlorente.pdf>
- MacKinnon, J. G., & White, H. (1985). Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 29(3), 305-325. doi:10.1016/0304-4076(85)90158-7
- Maume, M., & Lee, M. (2003). Social institutions and violence: A subnational test of institutional anomie theory. *Criminology*, 41(4), 1137-1172. doi:10.1111/j.1745-9125.2003.tb01016.x
- MEF. (2020). *Seguimiento de la ejecución presupuestal*. Consulta Amigable. Ministerio de Economía y Finanzas. <https://www.datosabiertos.gob.pe/dataset/>

- Minjus. (2018). *La corrupción en los gobiernos regionales y locales*. Ministerio de Justicia y Derechos Humanos. <https://procuraduriaanticorruptcion.minjus.../uploads/2018/09>
- Minsa. (2020). Sinadef – Sistema Informático Nacional de Defunciones. Ministerio de Salud. <https://www.minsa.gob.pe/defunciones/>
- Minsa. (2021). Sistema Geoespacial Para las Redes Integradas de Salud. Ministerio de Salud. <https://geominsa.minsa.gob.pe/geominsaportal/>
- Modesto, J., & Pilati, R. (2020). Why are the corrupt, corrupt? The multilevel analytical model of corruption. *The Spanish Journal of Psychology*, 23, 1-13. doi:10.1017/SJP.2020.5
- Morris, S. D. (2013). Drug trafficking, corruption, and violence in Mexico: Mapping the linkages. *Trends in Organized Crime*, 16, 195-220. doi:10.1007/s12117-013-9191-7
- Mujica, J. (2011). *Micropolíticas de la corrupción. Redes de poder y corrupción en el Palacio de Justicia*. Lima: Asamblea Nacional de Rectores, Fondo Ed. ISBN: 978-612-4011-53-5
- Muñoz, P. (2019). *Buying audiences: Clientelism and electoral campaigns when parties are weak*. Cambridge University Press. ISBN: 9781108422598.
- OMS. (2014). *Global status report on violence prevention 2014*. Organización Mundial de la Salud. https://www.who.int/violence_injury_prevention/.../status_report/2014/es/
- ONVMIGF. (2020). *Datos y evidencias sobre violencia hacia las mujeres y a los integrantes del grupo familiar según fuente de información*. Observatorio Nacional de la Violencia Contra las Mujeres y los Integrantes del Grupo Familiar. <https://observatorioviolencia.pe/datos/>
- PCM. (2017). *Política Nacional de Integridad y Lucha contra la Corrupción*. Comisión de Alto Nivel Anticorrupción. Presidencia del Consejo de Ministros. <https://cdn.www.gob.pe/.../document/file/388273>
- Pellegrini, L. (2011). The effect of corruption on growth and its transmission channels. En L. Pellegrini (Ed.), *Corruption, development and the environment* (cap. 4, pp. 53-74). Springer. doi:10.1007/978-94-007-0599-9.
- Ponce de León, Z., & García A., L. (2019). Perú 2018: la precariedad política en tiempos de Lava Jato. *Revista de Ciencia Política*, 39(2), 341-365. doi:10.4067/S0718-090X2019000200341
- Proética. (2019). *Riesgos de corrupción en el sector minero: Informe Perú*. Consejo Nacional para la Ética Pública (Capítulo Peruano de Transparency International). <https://www.proetica.org.pe/.../uploads/2019/02/estudio-mineria-proetica.pdf>
- Quiroz, A. W. (2006). Redes de alta corrupción en el Perú: poder y venalidad desde el virrey Amat a Montesinos. *Revista de Indias*, 66(236), 237-248. doi:10.3989/revindias.2006.i236.368
- Quiroz, A. W. (2013). *Historia de la corrupción en el Perú*. Instituto de Estudios Peruanos. ISBN: 978-9972-51-430-2.
- Raffo L., L., & Gómez C., D. (2017). Redes criminales y corrupción en la era del microtráfico y el narcomenudeo. *Revista de Economía Institucional*, 19(37), 227-261. doi:10.18601/01245996.v19n37.12

- Rettberg, A. (2020). Violencia en América Latina hoy: manifestaciones e impactos. *Revista de Estudios Sociales*, 73, 2-17. doi:10.7440/res73.2020.01
- Rospigliosi, F. (2000). *Montesinos y las Fuerzas Armadas. Cómo controló durante una década las instituciones militares*. Instituto de Estudios Peruanos. ISBN: 9972-51-048-4.
- Seminario, B., & Palomino, L. (2022). *Estimación del PIB a nivel subnacional utilizando datos satelitales de luminosidad: Perú, 1993-2018*. Documento de Investigación 20. Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/3422>
- Serra, D. (2006). Empirical determinants of corruption: A sensitivity analysis. *Public Choice*, 126, 225-256. doi:10.1007/s11127-006-0286-4
- Shack, N., Pérez, J., & Portugal, L. (2020). *Cálculo del tamaño de la corrupción y la conducta funcional en el Perú: una aproximación exploratoria*. Documento de Política en Control Gubernamental. Contraloría General de la República. https://doc.contraloria.gob.pe/estudios-especiales/documento_trabajo/2020/
- Tebaldi, E., & Alda, E. (2017). Quality of institutions and violence incidence: A cross-country analysis. *Atlantic Economic Journal*, 45(3), 365-384. doi:10.1007/s11293-017-9547-5
- Vega L., E., Rojas, J. C., Elías, L. Y., Koechlin, J., & Solórzano, X. (2018). *El círculo de la corrupción en los gobiernos regionales: los casos de Cusco, Ayacucho, Moquegua, Piura y Madre de Dios*. Konrad Adenauer Stiftung. <https://es.scribd.com/document/400641912/Biblio-Corruptcion>
- Yamada, G., & Montero, R. (2011). *Corrupción e inequidad en los servicios públicos en el Perú*. Documento de Trabajo 87. Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/1435>
- Zachary, P., & Spaniel, W. (2020). Getting a hand by cutting them off: How uncertainty over political corruption affects violence. *British Journal of Political Science*, 50(2), 457-480. doi:10.1017/S0007123417000746

Anexo 1
Estadísticas descriptivas

Variables del modelo de diferencias en diferencias	N.º obs.	Media	Desv. estándar	Mediana	Rango intercuartílico
Denuncias de corrupción (2011-2017)	196	88,49	417,52	17,00	40,75
Denuncias de delitos contra la vida (2011-2017)	196	952,36	4437,86	303,00	587,50
Δ Corrupción	196	33,00	152,51	3,50	17,25
Δ Delitos contra la vida	196	351,47	1444,12	84,50	193,50
Vacancias por muertes no violentas o enfermedades (2005-2017)	196	0,49	0,78	0,00	1,00
0 vacancias	130				
1 vacancia	41				
2 vacancias	20				
3 vacancias	5				
Número provincial de regidores por temporada	194	51,25	40,19	40,00	30,00
PBI provincial promedio (S/) (1998-2014)	196	1 807 724,43	15 879 680,48	237 169,02	418 725,44
Cuota de mujeres en la política (2002)	193	0,36	0,61	0,00	1,00
Cuota de mujeres en la política (2006)	193	1,04	0,92	1,00	2,00
Cuota de jóvenes en la política (2002)	193	2,07	1,43	2,00	2,00
Cuota de jóvenes en la política (2010)	193	2,28	1,30	2,00	2,00
Tasa promedio de victimización delictiva (2010-2017)	172	26,0%	8,1%	26,9%	12,7%
Tasa anual de mortalidad provincial por causas no violentas (2017)	196	0,30%	0,11%	0,31%	0,17%

Fuentes: Infogob, Sinadef, RNDDE, Datacrim, Seminario y Palomino (2022).

VARIABLES DEL MODELO DE PANEL DE DATOS	N.º OBS.	Media	Desv. estándar	Mediana	Rango intercuartílico
Denuncias de delitos contra la vida	980	198,00	0,00	0,00	0,00
Denuncias de corrupción	980	18,40	0,00	0,00	0,00
Denuncias de delitos contra la vida por cada 1000 habitantes	980	1,15	0,86	0,92	8,86
Denuncias de corrupción por cada 1000 habitantes	980	0,09	0,16	0,05	1,92
Vacancias por muertes no violentas o enfermedades (1998-2014)	980	0,08	0,28	0,00	1,00
Población provincial	980	156 242,00	644 389,00	59 840,00	91 830,00
Número provincial de regidores por temporada	980	8,66	2,66	0,00	0,00
PBI provincial per cápita anual (S/)	980	3140,00	1984,00	2579,00	1806,00

Fuentes: Infogob, Sinadef, RNDDE, Datacrim, Seminario y Palomino (2022).

Efecto del nivel de autosuficiencia en la producción de alimentos en la demanda por alimentos de los hogares rurales del Perú¹

Sebastián Armas

Daniela Orrego

1. Introducción

El Perú rural tiene un problema latente de desnutrición y, por ende, de inseguridad alimentaria². La desnutrición es originada por la incapacidad de acceder a una fuente variada de alimentos que cumplan con los requerimientos energéticos y nutricionales diarios. Ello puede ocasionar la muerte temprana, anemia y que no se desarrollen correctamente habilidades cognitivas que en la vida adulta permitan ser más productivo y, por ello, obtener más ingresos (Lázaro & Domínguez, 2019; Hoddinott *et al.*, 2013). La desnutrición crónica se ha reducido en el Perú tomado en conjunto, del 23% en 2009 al 13% en 2018. Pero la brecha nutricional entre el ámbito rural y el urbano se ha mantenido: en el año 2018, la desnutrición crónica afectó a un 25% de la población rural y a un 8% de la urbana. A nivel regional también hay diferencias saltantes, y es la Sierra donde mayor es la desnutrición crónica, con un 21%, seguida por la Selva con un 18% y la Costa con un 7%.

En las zonas rurales del Perú confluyen factores que dificultan a sus habitantes la satisfacción de los requerimientos energéticos y nutricionales,

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que fue concluido y aprobado en junio de 2021. Los autores agradecen al profesor Pedro Mateu por su valiosa asesoría durante la realización de la investigación; así como a las profesoras Angie Higuchi y Joanna Kamiche por el gran apoyo brindado en conocimientos y recomendaciones.

² La seguridad alimentaria es definida como el acceso físico, social y económico en todo momento de las personas a alimentos suficientes y nutritivos que satisfagan sus necesidades energéticas diarias.

vulnerando así su seguridad alimentaria. Un índice elaborado por el Midis (2012) evidenció que los departamentos con mayores niveles de inseguridad alimentaria (Huancavelica, Cajamarca, Huánuco, Apurímac y Amazonas) son departamentos mayoritariamente rurales. En estos, factores como el reducido porcentaje de la PEA ocupada, la elevada pobreza (50% de la población) y el bajo nivel educativo dificultan el acceso satisfactorio a alimentos.

Otra característica de los hogares rurales es su alta dependencia de la actividad agropecuaria, con la agricultura como principal fuente de ingreso, y la incapacidad de cubrir los gastos del hogar: los ingresos de hogares agropecuarios equivalen solo al 38% de los ingresos de hogares no agropecuarios (Grade, 2020). Cerca del 80% de aquellos hogares no pertenece a ningún tipo de asociación y dispone de un terreno menor de 5 hectáreas, con restricciones de infraestructura, poco acceso financiero y comercial; además de fallas de mercado que reducen el poder de negociación de su oferta y dificultan el desarrollo de la pequeña agricultura.

También en las zonas rurales, se observa una preferencia por el autoconsumo o producción para el consumo propio, y es característico el trueque con comunidades cercanas debido a la dificultad del transporte por la geografía accidentada (Pardo & Quintasi, 2009). El autoconsumo es un factor que incide en la seguridad alimentaria: Pintado (2012) encuentra una correlación positiva del 68% entre el autoconsumo y la desnutrición a nivel departamental peruano. Departamentos como Huancavelica y Cajamarca tienen niveles de autoconsumo de 33% y 30% y porcentajes de desnutrición de 37% y 28%, a comparación de Tacna y Tumbes, con participaciones del autoconsumo de 1% y 4% y de desnutrición de 3% y 10%.

Además de las características del hogar rural, otros factores, como las condiciones de cultivo y la diversificación de estos, inciden en el acceso físico a los alimentos, determinando la satisfacción de las necesidades alimentarias de la población. Por ello, es necesario diferenciar las regiones geográficas del Perú, cada una con distintas características que afectan la producción de alimentos:

- La Costa se caracteriza por poseer condiciones climáticas y de suelo favorables, así como cercanía a grandes ciudades y puertos, lo cual favorece la producción intensiva agrícola y su exportación (Scurrah, 2011). El riego por goteo ha permitido el desarrollo del cultivo de productos de exportación como el espárrago, la palta y las uvas (Helfgott *et al.*, 2010), logrando que esta región provea el 57% del PBI agropecuario en 2019 (INEI, 2020b).

- La Sierra, que da cuenta del 29% del PBI agrícola (INEI, 2020b), es una zona montañosa con condiciones climáticas desfavorables (heladas y lluvia irregular) que acotan el tipo de alimentos producidos a principalmente cereales (entre los que destacan los granos nativos) y tubérculos. Ello, añadido a una topografía que dificulta el transporte, hace de la agricultura una práctica en su mayoría tradicional y de subsistencia, así como de bajos rendimientos (Helfgott *et al.*, 2010).
- La Selva, que representa el 14% del PBI agrícola (INEI, 2020b), es una zona de topografía irregular, densa vegetación y ríos sinuosos. Ello permite, por un lado, una producción agrícola variada, pero, por otro, dificulta el transporte terrestre y conlleva una alta dependencia del transporte fluvial (Helfgott *et al.*, 2010). Se caracteriza por la existencia de pequeñas áreas de agricultura de subsistencia, con solo el 4% de la tierra agrícola dotada de sistemas de riego tecnificados (FAO & CAF, 2006).

Otros determinantes de la seguridad alimentaria, además del acceso físico a alimentos, son el nivel y la composición del consumo de alimentos. Estos últimos dependen de los precios e ingresos reales, que influyen en la participación que pueden tener en la dieta de los hogares rurales alimentos como frutas, vegetales, legumbres, tubérculos y cereales, con gran concentración de nutrientes, pero con precios variables. Su sustitución por alimentos de menor precio y aporte nutricional en hogares con menor poder adquisitivo es un problema de especial importancia sobre todo cuando ocurre en hogares pobres y desnutridos. Esto, según Herrera (2017), habría sucedido entre los años 2001 y 2014 en un contexto de depreciación del tipo de cambio y *boom* de materias primas. Resulta así muy necesario el análisis de las elasticidades (ingreso y precio), para entender bien cómo cambia el consumo de algunos bienes ante variaciones en su precio, los ingresos y precios de bienes relacionados.

De ello surge la pregunta de investigación: «¿Cómo afecta el nivel de autosuficiencia en frutas, vegetales, legumbres, tubérculos y cereales (FVLTC en adelante, para abreviar), en las elasticidades de la demanda por alimentos en hogares rurales del Perú?». El objetivo de nuestra investigación es entender de qué manera el consumo de alimentos de los hogares es determinado por su nivel de autosuficiencia alimentaria según produzcan o compren FVLTC, y por su ubicación geográfica. Nuestra hipótesis de investigación es que el nivel de autosuficiencia alimentaria afecta el consumo de alimentos de hogares rurales de manera diferente frente a cambios en precios e ingresos, tomando en cuenta factores sociodemográficos (número de miembros del hogar, educación, sexo, estado civil y edad del jefe del hogar).

Con tal fin, utilizamos la Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) de 2019 (INEI, 2020a), para obtener el consumo de nueve categorías de alimentos: cereales, frutas, vegetales, carnes, legumbres, tubérculos, lácteos, grasas y aceites, y otros. A partir de ello, dividimos los hogares en dos grupos: producen o compran FVLTC, según su monto de producción sea mayor que el monto de sus compras o viceversa; y estimamos los cambios en el consumo alimentario para dos regiones del Perú: Costa y Sierra. Nos motiva contribuir a un mejor estudio del consumo de hogares rurales peruanos, y a la formulación e implementación de políticas públicas enfocadas en el ámbito rural y a favor de la seguridad alimentaria.

2. Revisión de la literatura especializada

El análisis del consumo de hogares rurales se ha dado a través del estudio de la demanda y las elasticidades ingreso, precio y cruzada, encontrándose que estos hogares tienden a ser más sensibles ante cambios en precios e ingresos y, por ende, más vulnerables a la inseguridad alimentaria (Koç & Alpay, 2003; Kostova, 2005; entre otros).

Específicamente, la relación entre el gasto en alimentos y el ingreso ha sido estudiada para la India y África. Así, Khanal, Mishra y Keithy (2015) estiman elasticidades ingreso de la demanda por FVLTC de hogares rurales de la India y encuentran que los cereales y aceites son bienes normales; mientras que la carne, el pescado, los huevos y los lácteos son bienes superiores, que son más sensibles a *shocks* de ingreso porque su demanda varía en mayor proporción directa que el cambio en el ingreso. Y resaltan la importancia, en los patrones de consumo de alimentos, de factores sociodemográficos (como edad y nivel de educación del jefe de hogar) y de efectos regionales.

Similarmente, un estudio referido a hogares rurales en Kenia (Korir, Rizov, & Ruto, 2020) encuentra que allí los cereales, panes, lácteos y condimentos esenciales son alimentos básicos o *staples* (cuya demanda varía en menor proporción directa que el cambio en el ingreso); mientras que son bienes superiores la carne, el pescado, las frutas y los vegetales. Además, teniendo en cuenta que frutas y vegetales son un importante componente de la dieta keniana sensibles al ingreso y con bajas elasticidades precio de su demanda compensada (debido al efecto sustitución), dichos autores hallaron una elevada pérdida en el bienestar resultante de una mayor reducción compensada del consumo de esos alimentos ante un menor ingreso.

Más aún, se han realizado estudios que diferencian las elasticidades del consumo alimenticio de los hogares por su nivel de autosuficiencia, en países

con extensa área agrícola como China y la India. Han, Wahl y Mittelhammer (2001) encontraron que para hogares rurales chinos existe un mayor rango de elasticidades según distintos niveles de autosuficiencia que según distintos niveles de ingreso o localización, tal como sugieren estudios previos (Han, 1996; Han & Wahl, 1998). Por su parte, Praduman *et al.* (2011) hallaron, en hogares indios, una mayor elasticidad para productos FVLTC que para alimentos primarios como arroz, harina y azúcar; lo cual implica que, en períodos prolongados de inflación en precios alimenticios, puede revertirse la tendencia a una dieta alimentaria diversificada y retornar la dieta dominada por cereales y el aumento del nivel de desnutrición.

Para el caso peruano, Zegarra y Tuesta (2009) emplearon un modelo *tobit* de elasticidades para estimar la probabilidad de incurrir en un déficit calórico como indicador de la vulnerabilidad alimentaria y hallan que, para zonas rurales ubicadas en la Sierra, es mayor el efecto negativo de un aumento de precios sobre la ingesta calórica. También muestran que los hogares agropecuarios tienen una mayor probabilidad de presentar déficit alimentario, lo que resalta la heterogeneidad presente en los hogares rurales de acuerdo con su nivel de autosuficiencia.

3. Marco analítico

En la literatura especializada, se observa el empleo de diferentes modelos para estimar la demanda de productos alimenticios. El modelo de sistema de gasto lineal (LES) fue el pionero, planteado por Stone (1954). Este, aunque ha sido la base de otros modelos, tiene limitaciones importantes, como su incapacidad de describir por sí solo un comportamiento consistente con la ley de Engel, la elasticidad precio e ingreso proporcional y el no considerar la complementariedad en alimentos (Koç & Alpay, 2003).

Los modelos más utilizados en la actualidad son el sistema de demanda casi ideal (AIDS) planteado por Deaton y Muellbauer (1980) y sus derivados. Los modelos AIDS y LES han sido utilizados de manera separada (Majumder, 1986) y conjunta (Han, Wahl, & Mittelhammer, 2001; Fan, Wailes, & Cramer, 1995) para estimar elasticidades de demanda. Ello mediante la caracterización de la decisión de consumo de los hogares en dos etapas: la primera, a través de LES, supone una fuerte separabilidad entre categorías amplias de productos como alimentación, vivienda, educación y vestimenta; y la segunda modela, con AIDS, la proporción de gasto destinada a cada producto en el grupo de alimentos.

Variantes de la primera etapa, como las planteadas por Ecker (2009) y Praduman *et al.* (2011), dividen el gasto total de los hogares en dos grupos:

productos alimenticios y no alimenticios; y modelan la proporción gastada en alimentos a partir de un índice agregado de precios, el gasto total del hogar y características demográficas de los hogares. Estas metodologías para la primera etapa asumen separabilidad en el presupuesto destinado a este grupo de productos.

En la segunda etapa, los hogares deciden cuánto del gasto en alimentos asignarán a cada producto, decisión que depende del nivel de precios de los alimentos y de su gasto total en alimentos. El modelo AIDS define la proporción gastada en cada alimento como una función logarítmica de los precios relativos del mismo grupo de alimentos y del ingreso real lineal³. Pero esta metodología es limitada en cuanto a aproximar curvas de Engel no lineales de manera exacta (Fisher, Fleissig, & Serletis, 2001), problema que es resuelto con la introducción del modelo Quaid por Banks, Blundell y Lewbel (1997), que incorpora el ingreso real cuadrático.

4. Metodología

4.1 Descripción de la fuente de información

Para obtener el gasto de los hogares en alimentos, utilizamos datos de la Enaho 2019, cuya muestra es de tipo probabilístico, por áreas, estratificada, multietápica e independiente en cada departamento de estudio. Así, la información fue recogida de manera aleatoria a nivel nacional y generalmente distribuida de manera proporcional a la cantidad de población por departamento (véase el anexo 5), según un diseño muestral realizado por conglomerados y viviendas. Se encuestó un total de 5359 conglomerados y 36 994 viviendas, con un promedio de dos hogares por vivienda; y con un 63% de viviendas pertenecientes al ámbito urbano y un 37%, al rural.

Del Sistema de Información de Abastecimiento y Precios (Sisap), obtuvimos los precios mayoristas promedios de los alimentos en cada departamento (Midagri, 2020).

4.2 Planteamiento del modelo estimado

El modelo que estimamos es un Quaid, inspirado en el usado por Khanal, Mishra y Keithly (2015) con base en Ecker (2009), y también por Zegarra y Tuesta (2009). Consideramos dos etapas de estimación:

³ En dicho modelo se asume que el gasto total es equivalente al ingreso real total.

Primera etapa: en esta etapa, los hogares deciden cómo distribuyen su gasto entre dos tipos de productos: alimenticios (w_F) y no alimenticios. La proporción (w_F) es estimada a partir de una constante (α_F), un vector de características demográficas del hogar (z_d), un índice de precios agregado para alimentos en logaritmos (P_F) y el gasto total del hogar también en logaritmos (M), así como de su forma cuadrática. Las variables sociodemográficas (z_d), incluyen el número de miembros del hogar, la edad, el sexo, el nivel de educación y el estado civil del jefe del hogar.

$$w_F = \alpha_F + \sum_{d \in D} \delta_d z_d + \gamma_F \ln P_F + \beta_F \ln M + \lambda_F (\ln M)^2 \quad (1)$$

El índice de precios agregado P_F se obtiene de:

$$P_F = \sum_{g=1}^5 \frac{V_g^F}{V_F} * \bar{p}_g \quad (2)$$

Donde $\frac{V_g^F}{V_F}$ representa la proporción del gasto total en alimentos destinado al grupo g y \bar{p}_g representa el índice de precios del grupo g de alimentos.

Segunda etapa: en esta etapa, los hogares deciden el gasto en los diversos grupos de alimentos (w_i). Si bien el gasto total en alimentos es estimado en la primera etapa, para la segunda se emplean los $w_{i=1, \dots, 9}$ observados para evitar una estimación simultánea y cumplir con la condición de aditividad igual a la unidad. Esta proporción depende de una constante (α_i), el precio del grupo j (p_j), el gasto total estimado en alimentos (m), su forma cuadrática y otras funciones que incluyen las variables demográficas y los precios.

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^9 \alpha_{ij} \ln p_j + (\beta_i + \eta_i' Z) \ln \left(\frac{m}{\bar{m}_0(z) a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p) c(p, z)} \left(\ln \left(\frac{m}{\bar{m}_0(z) a(p)} \right) \right)^2 \quad (3)$$

Donde $\bar{m}_0(z)$ escala las variables demográficas a nivel de hogar y $c(p, z)$ es un agregador de precios que muestra su interacción con las variables demográficas. Las funciones $a(p)$, $b(p)$ y λ provienen de la función inversa de utilidad del modelo Quaid's, donde $a(p)$ es un índice de precios translogarítmico que representa el costo de subsistencia⁴.

⁴ Proviene de un modelo de demanda relacionado: el modelo logaritmo trascendental o translog, con el cual se construye un sistema de demanda derivado de la aplicación de la identidad de Roy a una especificación cuadrática y logarítmica de una función de utilidad indirecta (FIU) en términos de precios con gastos normalizados (Holt & Goodwin, 2009).

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (4)$$

$b(p)$ es un agregador de precios a lo Cobb-Douglas que representa el costo de la satisfacción

$$b(p) = \prod_{i=1}^k k p_i^{\beta_i} \quad (5)$$

$\lambda(p)$ es un índice de precios a lo Stone (índice de precios que pondera con diferentes sensibilidades):

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln p_i, \text{ donde } \sum_{i=1}^k \lambda_i = 0 \quad (6)$$

Las ecuaciones (1) y (3) son estimadas para cada grupo de hogares por nivel de autosuficiencia (hogares que compran los nueve grupos de alimentos, que los producen, que los compran y producen) y para cada región (Costa y Sierra).

Las variables finales utilizadas, presentadas en la tabla 1, fueron calculadas a partir de variables de la Enaho de 2019 a nivel de hogares rurales.

Tabla 1
Variables utilizadas

Nombre	Descripción	Tipo de variable	Unidad de medida	Etapa
región	Región del Perú (Costa y Sierra)	Nominal	-	Ambas
grupo_final	Nivel de autosuficiencia del hogar en FVLTC	Nominal	-	Ambas
gashog	Gasto total del hogar	Continua	Soles	Primera
gashog2	Gasto total del hogar cuadrático	Continua	Soles	Primera
mieperho	Número de miembros del hogar	Ordinal	-	Primera
educ	Años de educación del jefe del hogar	Ordinal	Años	Primera
casado	Estado civil del jefe del hogar (1: casado o conviviente, 0: otros)	Nominal	-	Primera
edad	Edad del jefe del hogar	Ordinal	Años	Primera
género	Sexo del jefe del hogar (1: hombre, 0: mujer)	Nominal	-	Primera
i601c	Monto total de la compra	Continua	Soles	Ambas
i601e	Monto total estimado de la compra	Continua	Soles	Ambas
vf	Gasto en alimentos	Continua	Soles	Ambas
vg1-vg9	Gasto por grupo de alimentos	Continua	Soles	Segunda
w1-w9	Proporción del gasto por grupo de alimentos	Continua	Soles	Segunda
pf	Precio de alimentos	Continua	Soles	Primera
pg1-9	Precio por grupo de alimentos	Continua	Soles	Segunda
enf	Indicador de enfermedades crónicas (1: al menos un miembro del hogar posee una enfermedad crónica, 0: de otro modo)	Nominal	-	Ambas
ocu	Indicador de la PEA (1: al menos un miembro del hogar pertenece a la PEA, 0: de otro modo)	Nominal	-	Ambas

Elaboración propia, 2021.

5. Análisis de resultados

5.1 Estadísticos descriptivos

En primer lugar, separamos a los hogares rurales del Perú en cuatro grupos, resultantes de un análisis por región (Costa y Sierra) y por nivel de autosuficiencia (compra, produce) en alimentos comprendidos dentro del rubro de

frutas, vegetales, legumbres, tubérculos y cereales⁵ (o FVLTC). Realizamos la distinción por región para controlar por efectos fijos relacionados con diferencias en la producción, el consumo y el acceso a los alimentos debido a diferencias topográficas⁶.

Tabla 2
Variables sociodemográficas

Variables	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Sexo del jefe de hogar:				
Mujer	26,3%	18,5%	41,5%	21,0%
Estado civil del jefe de hogar:				
Casado	64,5%	73,8%	48,0%	73,4%
Edad del jefe de hogar				
Media	51,6	57,8	56,6	55,0
D. E.	16,5	14,1	18,8	15,2
Años de educación del jefe de hogar				
Media	8,12	6,94	5,95	5,80
D. E.	4,10	4,26	4,87	4,03
Miembros del hogar				
Media	3,43	3,71	2,64	3,39
D. E.	1,81	2,04	1,68	1,83
Observaciones	834	760	1003	5326

Elaboración propia, 2021.

La tabla 2 muestra las variables sociodemográficas empleadas en el análisis. Se observa que, en promedio, los hogares rurales cuentan con tres miembros, con un jefe del hogar promedio hombre, mayoritariamente casado o conviviente y con una edad promedio de 54 años. Su escolaridad promedio es de seis años, es decir, alcanza un nivel de educación de primaria

⁵ Enfocamos la distinción de autosuficiencia en FVLTC al ser estos productos carácter agrícolas cuyo cultivo es posible a menor escala y, por tanto, en la agricultura familiar.

⁶ No incluimos en el análisis a la región Selva por la dificultad para diferenciar si el hogar era únicamente productor o consumidor de las FVLTC, debido a una alta presencia de hogares selváticos con montos similares de consumo y producción propia, que dificultó aplicar nuestro método para asignar los hogares a los grupos de produce o compra según su monto de producción sea mayor que el de compra o viceversa.

completa, con más años de educación en la Costa y menos en la Sierra. De la muestra obtenida, el 20% de los hogares rurales pertenece a la Costa y el 80%, a la Sierra.

5.2 Determinantes de la demanda por alimentos

Los resultados de la primera etapa de la estimación son presentados en el anexo 2. Se observa que el precio de los alimentos (pf) es el principal determinante del gasto en alimentos de los hogares rurales, significativo para todos los grupos de hogares. Las variables estado civil del jefe de hogar (*casado*) y número de miembros del hogar (*mieperho*) también influyen significativamente en la decisión de gasto en alimentos de todos los hogares. En menor medida, la edad del jefe del hogar (*p208a*) influye en la proporción gastada en alimentos, de manera significativa en el caso de hogares que compran FVLTC.

5.3 Elasticidades ingreso y precio de la demanda por grupo de alimentos

La tabla 3 muestra las elasticidades ingreso por región y el nivel de autosuficiencia para cada grupo de alimentos. A nivel general, las elasticidades halladas sugieren que las categorías de cereales y legumbres son bienes normales, mientras que las carnes son bienes superiores, a comparación de estudios como el realizado por Zegarra y Tuesta (2009) para el Perú, que clasifican a los cereales como bienes inferiores y a las carnes como bienes normales.

En dicha tabla, se observa que las carnes se mantienen como bienes superiores para todos los hogares. Esto puede deberse a que la carne es percibida por los jefes de hogar como un alimento con considerable aporte proteico, de modo que, ante un aumento en su ingreso, aumentan en mayor medida la proporción del gasto destinada a estos bienes. Igualmente, los lácteos son considerados bienes superiores para los hogares que compran FVLTC. Esto puede deberse a la creencia materna de que el consumo de lácteos es necesario para el crecimiento de los niños, por su aporte proteico y como fuente de calcio. Cabe mencionar que las elasticidades ingreso mayores que la unidad para los lácteos y las carnes podrían tener efectos adversos en la ingesta nutricional de los hogares analizados, cuya dieta puede desbalancearse si un mayor ingreso los llevara a descuidar el consumo de cereales, frutas, vegetales y legumbres.

Tabla 3
Elasticidades ingreso

Alimentos	Elasticidades ingreso			
	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Carnes	1,032	1,415	1,170	1,351
Cereales	0,924	0,505	0,753	0,887
Carbohidratos	0,690	0,676	0,744	0,842
Frutas y vegetales	0,840	0,847	0,912	1,004
Grasas y aceites	0,801	0,704	0,481	0,666
Lácteos	1,002	0,941	1,048	0,921
Legumbres	0,608	0,448	0,950	0,938
Tubérculos	0,645	0,807	0,771	0,734

Elaboración propia, 2021.

Sin embargo, la clasificación de los lácteos como bienes superiores puede ser matizada, en el caso de los hogares que únicamente compran FVLTC, por factores sociodemográficos que caracterizan a estos hogares. Entre ellos, resalta que los jefes de los hogares que compran FVLTC tienen más años de educación que los jefes de los hogares que los producen, lo cual podría incidir en su capacidad para informarse sobre requerimientos de una dieta saludable y balanceada. Además, los hogares que compran presentan una mayor proporción de jefes de hogar mujeres, lo cual podría reflejar una relación directa entre la composición de la compra de alimentos y su aporte nutricional relevante para la crianza de los hijos. Es decir, dado que usualmente las mujeres se encargan de la crianza de los hijos en edad temprana, es muy probable que, al decidir qué alimentos comprar en su condición de jefas de hogar, escojan los más necesarios para el crecimiento de sus hijos. Esto coincide con la constatación hecha por un estudio referido a hogares venezolanos, de que las decisiones de compra de bienes y educación para los hijos son mayoritariamente tomadas por las mujeres, y, por los hombres, las financieras y de cambio de residencia (Lawrence & Mancini, 2008).

Otro hallazgo relevante es que los hogares de la Sierra autosuficientes en la producción de FVLTC consideran a las frutas y vegetales como bienes superiores. Esto puede deberse a que son alimentos mayormente producidos en otras regiones y cuya disponibilidad y acceso en la Sierra son limitados,

por lo cual, ante aumentos en los ingresos de los hogares de esta región, estos aumentan en mayor medida su consumo de tales alimentos⁷.

Respecto a las elasticidades precio, presentadas en la tabla 4, una característica común para los hogares de todas las regiones y niveles de autosuficiencia es que la carne tiene una elasticidad precio mayor de 1. Esto puede deberse a sustitución por otros alimentos como legumbres y tubérculos, con los cuales la carne mantiene elasticidades cruzadas positivas. Otra característica común es la inelasticidad de todos los otros bienes. Específicamente, los carbohidratos y tubérculos tienen las elasticidades de menor magnitud, excepto en los hogares costeños que producen. Así, ante aumentos en el precio de estos alimentos, su cantidad consumida se verá afectada en menor medida. Esta característica concuerda con la dieta peruana, que incluye el consumo habitual de arroz, pan, fideos, papa y yuca. Un efecto adverso de que los hogares peruanos consideren a los carbohidratos y tubérculos como bienes inelásticos es que, ante cambios en los precios de estos alimentos, su cantidad consumida no cambie de manera significativa (se les continúa asignando una misma proporción del gasto) y, por ende, sustituyan poco su consumo por el de otros bienes con mayor aporte nutricional, como son los cereales, las frutas y los vegetales.

Tabla 4
Elasticidades precio

Alimentos	Elasticidades precio			
	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Carnes	-1,078	-1,714	-1,076	-1,153
Cereales	-0,912	-0,891	-0,894	-0,896
Carbohidratos	-0,819	-1,329	-0,860	-0,884
Frutas y vegetales	-0,941	-0,975	-0,899	-0,921
Grasas y aceites	-0,916	-0,912	-0,897	-0,911
Lácteos	-0,906	-0,913	-0,903	-0,909
Legumbres	-0,915	-0,908	-0,894	-0,909
Tubérculos	-0,915	-0,886	-0,892	-0,882

Elaboración propia, 2021.

⁷ Este tipo de análisis se concentra en departamentos de la Sierra con características geográficas como una altitud mayor de 2000 m s. n. m., que permite mayormente el cultivo de granos andinos.

Para el caso de hogares de la Costa que producen, la elasticidad mayor de 1 de los carbohidratos puede explicarse por su fácil sustitución por otros alimentos producidos por dichos hogares, como legumbres y tubérculos, con los cuales los carbohidratos presentan elasticidades cruzadas positivas (véase el anexo 3).

También hallamos que, para los hogares rurales de la Sierra, los cereales, las frutas, los vegetales y los tubérculos son los bienes inelásticos con la menor magnitud entre las regiones. Esto puede atribuirse a la dieta típica en esa región, explicada por factores climáticos y culturales, que incluye el consumo de sopas, guisos y preparaciones a base de maíz, mote, trigo, papa y otros tubérculos andinos. Así, cambios en los precios de estos alimentos afectan en menor medida a su cantidad consumida en esta región. En el caso específico de los tubérculos, se observa que su elasticidad precio es de menor magnitud en los hogares que producen FVLTC que en los hogares que los compran; lo cual puede deberse a que, dado que los primeros son autosuficientes en la producción de tubérculos, cambios en su precio motivan menores cambios en su cantidad consumida. Cabe mencionar que estos hallazgos van en línea con los encontrados por Rosales y Mercado (2020), quienes clasifican a los tubérculos como bienes inelásticos para la zona rural.

En suma, nuestros resultados indican que las elasticidades precio e ingreso de la demanda por alimentos son afectadas por el nivel de autosuficiencia de los hogares rurales, y varían de acuerdo con la región en la que se encuentran. De esta manera, se rechaza la hipótesis nula de que la autosuficiencia de los hogares rurales en la producción de frutas, vegetales, legumbres, tubérculos y cereales no afecta la demanda por alimentos.

Para evaluar la robustez de las estimaciones, estimamos la primera y segunda etapa del modelo para submuestras de los hogares por estado civil y nivel de educación del jefe de hogar. Los resultados para estas submuestras diferenciadas por tipo de control sociodemográfico muestran (véanse los anexos del 4 al 8) que la clasificación de los bienes se mantiene para las elasticidades tanto precio como ingreso.

5.4 Limitaciones

A lo largo de la investigación, se presentaron limitaciones en cuanto a la información disponible y las diferentes metodologías de cálculo de las fuentes. Para los precios, se empleó una base que brindaba los precios mayoristas promedio, pero para algunas categorías, como lácteos, los datos estaban incompletos, y

para otras, difería el concepto que abarcaba la categoría (Otros)⁸. De contarse con una base de precios más detallada para productos como leches y quesos, se podría brindar resultados que aproximen los precios con mayor exactitud. Una limitación adicional fue la poca disponibilidad de fuentes académicas sobre el estudio de elasticidades de la demanda alimentaria para Latinoamérica, lo cual conllevó el uso de fuentes de la India o China, con diferentes características regionales, geográficas y culturales.

6. Conclusiones y recomendaciones

El presente estudio ha analizado la demanda de alimentos por parte de hogares rurales peruanos agrupados según su nivel de producción alimentaria para su propio consumo (o autosuficiencia alimentaria) y por región, e incluyendo variables sociodemográficas relativas al jefe de hogar (edad, género, estado civil, educación). La metodología empleada ha permitido calcular las elasticidades precio e ingreso de dicha demanda, identificar que esos grupos de hogares reaccionan de manera diferenciada ante cambios en sus ingresos o en los precios de alimentos, y así comprobar que la autosuficiencia de los hogares rurales en la producción de frutas, vegetales, legumbres, tubérculos y cereales (FVLTC) afecta la demanda por alimentos. Este hallazgo aporta evidencia en línea con la encontrada por estudios especializados que relacionan autosuficiencia alimentaria con desnutrición o malnutrición, en países con marcadas diferencias geográficas, productivas y sociales como es el Perú. Específicamente:

Para el caso de las elasticidades ingreso en el consumo de hogares que compran FVLTC, donde es mayor el nivel educativo del jefe del hogar, la categorización de las carnes como bienes superiores es congruente con su alto nivel proteico, pero puede llevar a que estos hogares descuiden el consumo de otros alimentos con un mejor aporte nutricional y energético. Y la percepción de los lácteos como bienes superiores por parte de dichos hogares puede deberse a factores sociodemográficos, como la mayor proporción de jefes de hogar mujeres.

Para el caso de las elasticidades precio, la inelasticidad de los carbohidratos (arroz, pan, fideos) en hogares costeros podría impactar en que estos hogares sustituyan poco el consumo de estos bienes por otros de mayor aporte proteico y nutricional como las carnes, los cereales, las frutas y los vegetales. Adicional-

⁸ En la base de la Enaho, los precios de la categoría «Otros» hacían referencia a alimentos consumidos fuera del hogar, mientras que en la base del Sisap hacían referencia a otros alimentos consumidos dentro del hogar no incluidos en grupos anteriores.

mente, que los cereales, las frutas, los vegetales y los tubérculos presenten la mayor inelasticidad en hogares rurales de la Sierra puede atribuirse a factores culturales como la dieta andina (caracterizada por el consumo de cereales como la quinua, la maca y el mote, y tubérculos como la papa y el camote) que generen que, ante aumentos en los precios de estos alimentos, los hogares no varíen en mayor medida su cantidad consumida.

Además, se observa que tanto la disponibilidad como el acceso afectan al consumo de alimentos, como es el caso de los hogares de la Sierra rural que consideran a las frutas y vegetales como bienes superiores por poseer una disponibilidad y acceso menor a ellos. También, se observa que la autosuficiencia impacta en cómo los hogares reaccionan ante cambios en precios. Esto se evidencia en los hogares que producen FVLTC, para los cuales los tubérculos son los bienes más inelásticos, con la producción propia de estos alimentos motivando menores cambios en su cantidad consumida ante aumentos en los precios.

El aporte de esta investigación a la literatura especializada emerge del análisis de la demanda de alimentos en hogares rurales según sus niveles de autosuficiencia y la región en que se ubican. Si bien estudios como el de Khanal, Mishra y Keithly (2015) o el de Han, Wahl y Mittelhammer (2001) han desarrollado análisis a nivel regional o por nivel de autosuficiencia, el presente estudio realiza estimaciones diferenciadas por los niveles de autosuficiencia dentro de cada región. Esta diferenciación, en tanto profundiza el conocimiento sobre qué hogares rurales tienen una demanda alimentaria más sensible ante cambios en sus ingresos y en los precios de determinados alimentos, sirve para mejorar la focalización de las políticas públicas en la materia.

Así, nuestra primera recomendación es concientizar a las familias, con el apoyo del Estado, en temas de dietas óptimas para garantizar una ingesta adecuada que evite la malnutrición. Dado que se ha comprobado que la mujer posee un rol importante en la decisión de consumo del hogar, se podría iniciar campañas de sensibilización como la elaborada por el Midis, «Papeao y Apapachao. Sin anemia, mejor futuro», para informar a las madres de familia sobre la importancia de una buena alimentación para prevenir la anemia en los niños.

La segunda recomendación es adecuar y promover la *Guía alimentaria para la población peruana*, elaborada por el Instituto Nacional de Salud en 2019, con base en los alimentos cultivados en cada región. De esta manera, los hogares pueden tener conocimiento sobre cómo lograr una alimentación saludable con las combinaciones de alimentos disponibles en la región. Además, conocerán cómo aumentar la proporción de gasto destinada a los grupos alimenticios

ante cambios en ingresos y cómo sustituir ciertos grupos de alimentos por otros de producción local ante cambios en precios. Por ejemplo, si aumenta el precio de la carne, los hogares pueden sustituirla por cereales y legumbres como la quinua y las lentejas, con elevado contenido proteico, para asegurar la mantención de una dieta saludable y balanceada.

La tercera recomendación es fortalecer las capacidades productivas y comerciales de los productores agrarios familiares para mejorar la disponibilidad y acceso a los alimentos, dada la elevada presencia del autoconsumo en los hogares rurales. El objetivo prioritario n.º 1 del Estado (Política Nacional Agraria 2021-2030) se refiere a «Incrementar el nivel de integración vertical de los productores agrarios en la cadena de valor», con énfasis en los productores agrarios familiares. Por ello, proponemos que este eje sea más apoyado, así como el fortalecimiento de la asociatividad y especialización de productores agrícolas rurales para lograr economías de escala.

Para investigaciones posteriores, posibles variantes al modelo pueden incluir el análisis de elasticidades para hogares rurales netamente agrícolas agrupados por el tamaño de las parcelas, la distancia a centros de abasto o el acceso a servicios básicos de electricidad. Esto permitiría concentrarnos en la actividad principal laboral de los hogares rurales y superar limitaciones de la información disponible al cruzar varias bases de datos. Otra recomendación sería desarrollar un análisis de elasticidades para los diferentes departamentos para atender necesidades regionales mediante políticas específicas y reducir así la vulnerabilidad a la inseguridad alimentaria.

Referencias

- Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527-539. doi:10.1162/003465397557015
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70(3), 312-326. <https://www.jstor.org/stable/1805222>
- Ecker, O. (2009). *Economics of micronutrient malnutrition: The demand for nutrients in Sub-Saharan Africa*. Peter Lang. <https://www.peterlang.com/document/1107312>
- Fan, S., Wailes, E., & Cramer, G. (1995). Household demand in rural China: A two-stage LES-Aids model. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1), 54-62. doi:10.2307/1243888
- FAO & CAF. (2006). *Perú: Nota de análisis sectorial. Agricultura y desarrollo rural*. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO) y Corporación Andina de Fomento (CAF). <http://www.fao.org/3/a-ak169s.pdf>
- Fisher, D., Fleissig, A. R., & Serletis, A. (2001). An empirical comparison of flexible demand system functional forms. *Journal of Applied Econometrics*, 16(1), 59-80. doi:10.1002/jae.585

- Grade. (2020). *Desarrollo rural y agricultura*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <https://www.grade.org.pe/areas-de-investigacion/desarrollo-rural-y-agricultural/>
- Han, T. (1996). *Rural household food consumption in China: Evidence from the Rural Household Survey* (tesis de Maestría inédita). University of Arkansas. OCLC: (OCOLC) ocm37548103.
- Han, T., & Wahl, T. (1998). China's rural household demand for fruit and vegetables. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 30(1), 141-150. doi:10.1017/S1074070800008129
- Han, T., Wahl, T., & Mittelhammer, R. (2001). The effect of self-sufficiency on fruit and vegetable consumption of China's rural households. *Review of Agricultural Economics*, 23(1), 176-184. doi:10.1111/1058-7195.00053
- Helfgott, S., Vargas, S., Gutiérrez, A. C., & Salvatore, M. (2010). Aptitud de tierras y oportunidades para el desarrollo rural en Perú. En E. Félix & C. Rosell (Eds.). *El análisis de BEFS para el Perú* (Documento de Trabajo. Manejo del Ambiente y los Recursos Naturales, 39, pp. 25-51). Proyecto Bioenergía y Seguridad Alimentaria (BEFS). Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO). <http://www.fao.org/3/i1712s/i1712s.pdf>
- Herrera, Javier. (2017). Pobreza y desigualdad económica en el Perú durante el *boom* de crecimiento: 2004-2014. *Revue Internationale de Politique de Développement*, 9. doi:10.4000/poldev.2518.
- Hoddinott, J., Behrman, J., Maluccio, J., Melgar, P., Quisumbing, A., Ramírez-Zea, M., Stein, A., Yount, K., & Martorell, R. (2013). Adult consequences of growth failure in early childhood. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 98(5), 1170-1178. doi:10.3945/ajcn.113.064584
- Holt, M. T., & Goodwin, B. K. (2009). *The almost ideal and translog demand systems*. MPRA Paper 15092. https://mpr.ub.uni-muenchen.de/15092/1/MPRA_paper_15092.pdf
- INEI. (2020a). Consulta por Encuesta. Encuesta Nacional de Hogares 2019. Instituto Nacional de Estadística e Informática. http://inei.gob.pe/microdatos/Consulta_por_Encuesta.asp
- INEI. (2020b). Estadísticas. Producto bruto interno por departamentos. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/producto-bruto-interno-por-departamentos-9089/>
- Khanal, A., Mishra, A., & Keithly, W. (2015). Heterogeneity in food demand among rural indian households: The role of demographics. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 64(3), 517-544. doi:10.1111/cjag.12094
- Koç, A., & Alpay, S. (2003). Estimation of complete demand system under data limitation: A case study on Turkey. *Eastern European Economics*, 41(3), 70-86. doi:10.1080/00128775.2003.11041046
- Korir, L., Rizov, M., & Ruto, E. (2020). Food security in Kenya: Insights from a household food demand model. *Economic Modelling*, 92, 99-108. doi:10.1016/j.econmod.2020.07.015

- Kostova, S. (2005). Evaluation of consumption and welfare changes under economic transition in rural Poland. *Eastern European Economics*, 43(3), 5-20. doi:10.1080/00128775.2005.11041108
- Lawrence, P., & Mancini, M. (2008). La toma de decisiones de los hogares en Venezuela. *Revista de Economía Institucional*, 10(18), 213-239. <https://www.redalyc.org/pdf/419/41901809.pdf>
- Lázaro, M., & Domínguez, C. (2019). *Guías alimentarias para la población peruana*. Ministerio de Salud, Instituto Nacional de Salud. <http://bvs.minsa.gob.pe/local/MINSA/4832.pdf>
- Majumder, O. (1986). Consumer expenditure pattern in India: A comparison of the almost ideal demand system and the linear expenditure system. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, 48(1), 115-143. <https://www.jstor.org/stable/25052430>
- Midagri. (2020). Sistema de Información de Abastecimiento y Precios (Sisap). Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego. <http://sistemas.minagri.gob.pe/sisap/portal2/ciudades/#>
- Midis. (2012). *Mapa de vulnerabilidad a la inseguridad alimentaria*. Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social. <https://www.mimp.gob.pe/webs/mimp/sispod/pdf/299.pdf>
- Pardo, E., & Quintasi, M. (2009). La mujer y la autosuficiencia alimentaria en los Andes: el caso de la comunidad de Pitumarca, Cusco. *Leisa*, 25(3), 34-35. <https://www.leisa-al.org/web/images/stories/revistapdf/vol25n3.pdf>
- Pintado, M. (2012). Autoconsumo, seguridad alimentaria y nutrición en el Perú. *La Revista Agraria*, 145, 112-113. <https://es.scribd.com/document/112205827/La-Revista-Agraria-N%C2%BA-145-October-2012>
- Poi, B. (2012). Easy demand-system estimation with quads. *The Stata Journal*, 12(3), 433-446. doi:10.1177/1536867X12012003
- Praduman, K., Anjani, K., Parappurathu, S., & Raju, S. (2011). Estimation of demand elasticity for food commodities in India. *Agricultural Economics Research Review*, 24(1), 1-44. doi:10.22004/AG.ECON.109408
- Rosales, G., & Mercado, W. (2020) Efecto de los cambios en el precio de los alimentos sobre el consumo de la quinua y la seguridad alimentaria rural en el Perú. *Scientia Agropecuaria*, 11(1), 83-93. doi:10.17268/sci.agropecu.2020.01.10
- Scurrah, M. (2011). Políticas agrarias para un Perú post extractivista. En A. Alayza & E. Gudynas (Eds.). *Transiciones. Post extractivismo y alternativas al extractivismo en el Perú*. (pp. 143-166). Cepes & RedGE. https://dar.org.pe/archivos/publicacion/transiciones_extractivismo.pdf
- Stone, R. (1954). Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand. *The Economic Journal*, (64)255, 511-527. doi:10.2307/2227743
- Zegarra, E., & Tuesta, J. (2009). *Shock de precios y vulnerabilidad alimentaria de los hogares peruanos*. Documento de Trabajo 55. Grupo de Análisis para el Desarrollo (Grade). <https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/ddt55.pdf>

Anexo 1
Derivación de las elasticidades

Primera etapa

Regresión de la primera etapa (modelo OLS):

$$w_f = \alpha'_f + \sum_{d \in D} \delta_d Z_d + \gamma_f \ln P_F + \beta_f \ln M + \lambda_f (\ln M)^2$$

Precio ponderado de alimentos:

$$P_f = \sum_{g=1}^7 \frac{V_g^F}{V_F} * \bar{p}_g$$

Ecuación elasticidad precio de la demanda por alimentos:

$$\varepsilon_f = -1 + \frac{Y_F}{w_f}$$

Ecuación elasticidad ingreso de la demanda por alimentos:

$$\eta_f = 1 + \frac{\beta_f}{w_f} + \frac{2\lambda_f \ln M}{w_f}$$

Segunda etapa

Regresión de la segunda etapa (modelo Quaid):

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln p_j + (\beta_i + \eta'_i Z) \ln \left(\frac{m}{\bar{m}_0(z) a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p) c(p, z)} \left(\ln \left(\frac{m}{\bar{m}_0(z) a(p)} \right) \right)^2$$

Índice de precios a lo Stone:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

Función de precios y vector de demográficas:

$$c(p, z) = \prod_{j=1}^k p_j^{\eta_j z}$$

Ecuación elasticidad precio de la demanda por grupo de alimentos:

$$\varepsilon_{ij}^M = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \left(\gamma_{ij} - \left[\beta_i + \eta_i'Z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \ln \left(\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(p)} \right) \right] \right) * \left(\sum_l \gamma_{jl} \ln p_l \right) - \frac{(\beta_i + \eta_i'Z)\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \left(\ln \left(\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(p)} \right) \right)^2$$

Ecuación elasticidad ingreso de la demanda por grupo de alimentos:

$$\eta_i = 1 + \left(\gamma_{ij} - \frac{1}{w_i} \left[\beta_i + \eta_i'Z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \ln \left(\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(p)} \right) \right] \right)$$

Fuentes: Poi (2012); Khanal, Mishra y Keithly (2015).

Anexo 2
Resultados de la primera etapa

	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
pf	0,077*	0,058*	0,090*	0,044*
gashog	0,198	0,201	-0,100	0,228*
gashog2d	-0,015	-0,017	-0,001	-0,019
p207	0,016	0,016	0,013	0,009
p208a	0,001*	0,000	0,001*	0,000
casado	0,043*	0,020*	0,032*	0,033*
educ	-0,001	-0,001	0,000	-0,002
mierperho	0,021*	0,016*	0,012*	0,005*
cons	-0,303	-0,149	1,190*	-0,092

Nota. * significativo al 5%.

Elaboración propia, 2021.

Anexo 3 Elasticidades precio

Alimentos	Elasticidades precio							
	Costa – compra							
	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,078	0,007	-0,027	0,053	-0,008	-0,011	0,007	0,017
Cereales	0,064	-0,912	-0,004	0,024	-0,007	0,008	0,008	0,012
Carbohidratos	0,046	0,010	-0,819	0,007	0,018	0,001	0,009	0,018
Frutas y vegetales	0,114	0,010	-0,020	-0,941	0,004	0,002	0,005	-0,002
Grasas y aceites	-0,020	-0,008	0,099	0,040	-0,916	-0,008	0,006	-0,001
Lácteos	-0,029	0,001	-0,050	-0,027	-0,008	-0,906	-0,011	-0,005
Legumbres	0,162	0,028	0,061	0,078	0,010	0,002	-0,915	-0,006
Tubérculos	0,172	0,023	0,061	0,031	0,003	0,020	-0,004	-0,915

Alimentos	Elasticidades precio							
	Costa – produce							
	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,714	-0,012	0,337	0,045	-0,014	-0,020	-0,013	-0,006
Cereales	0,192	-0,891	-0,003	0,101	0,006	0,021	0,017	0,048
Carbohidratos	0,687	-0,018	-1,329	-0,047	0,018	-0,002	-0,002	0,002
Frutas y vegetales	0,200	0,006	-0,061	-0,975	-0,003	0,001	0,013	-0,014
Grasas y aceites	0,062	-0,002	0,115	0,009	-0,912	-0,004	-0,003	0,002
Lácteos	0,053	-0,013	-0,046	-0,017	-0,009	-0,913	-0,015	-0,009
Legumbres	0,151	0,037	0,045	0,180	0,005	0,005	-0,908	0,012
Tubérculos	0,142	0,029	0,001	-0,023	0,000	0,005	-0,004	-0,886

Alimentos	Elasticidades precio							
	Sierra – compra							
	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,076	-0,006	-0,022	-0,038	0,004	0,000	-0,007	-0,005
Cereales	0,072	-0,894	0,008	0,022	-0,006	0,011	0,010	0,013
Carbohidratos	0,063	0,003	-0,860	0,019	0,022	-0,010	0,004	0,022
Frutas y vegetales	0,017	-0,005	-0,013	-0,899	-0,002	0,003	-0,002	-0,010
Grasas y aceites	0,178	0,001	0,175	0,075	-0,897	-0,013	0,007	-0,004
Lácteos	0,026	-0,011	-0,072	-0,020	-0,020	-0,903	-0,009	-0,021
Legumbres	0,000	0,008	-0,013	-0,020	-0,007	-0,014	-0,894	-0,011
Tubérculos	0,073	0,009	0,035	0,006	-0,009	0,003	0,002	-0,892

Alimentos	Elasticidades precio							
	Sierra – produce							
	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,153	-0,022	-0,038	-0,094	-0,008	-0,005	-0,007	-0,007
Cereales	0,056	-0,896	-0,022	0,017	-0,005	-0,008	0,005	-0,021
Carbohidratos	0,044	-0,015	-0,884	0,006	0,016	-0,006	-0,003	-0,008
Frutas y vegetales	-0,025	-0,004	-0,019	-0,921	-0,001	-0,005	-0,003	-0,020
Grasas y aceites	0,070	0,004	0,114	0,062	-0,911	-0,022	0,004	0,006
Lácteos	0,062	-0,020	-0,025	0,004	-0,015	-0,909	-0,008	-0,026
Legumbres	0,041	0,011	-0,027	-0,002	-0,004	-0,017	-0,909	-0,034
Tubérculos	0,102	0,001	0,007	0,026	-0,001	0,000	-0,001	-0,882

Elaboración propia, 2021.

Anexo 4
Elasticidades ingreso para hogares por estado civil, con jefe del hogar casado

Alimentos	Elasticidades ingreso – jefe de hogar casado			
	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Carnes	1,052	1,459	1,226	1,372
Cereales	0,893	0,425	0,675	0,893
Carbohidratos	0,669	0,690	0,703	0,825
Frutas y vegetales	0,835	0,830	0,921	1,002
Grasas y aceites	0,815	0,695	0,490	0,656
Lácteos	1,003	0,956	1,042	0,929
Legumbres	0,597	0,427	0,893	0,941
Tubérculos	0,653	0,749	0,741	0,741

Elaboración propia, 2021.

Anexo 5
Elasticidades ingreso para hogares por estado civil, con jefe del hogar no casado

Alimentos	Elasticidades ingreso – jefe de hogar no casado			
	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Carnes	0,992	1,278	1,111	1,275
Cereales	0,972	0,742	0,830	0,868
Carbohidratos	0,734	0,620	0,780	0,878
Frutas y vegetales	0,849	0,892	0,903	1,008
Grasas y aceites	0,774	0,735	0,472	0,703
Lácteos	1,004	0,891	1,050	0,903
Legumbres	0,631	0,526	1,000	0,908
Tubérculos	0,629	0,988	0,799	0,708

Elaboración propia, 2021.

Anexo 6
Elasticidades ingreso para hogares por nivel de educación del jefe de hogar

	Elasticidades ingreso – jefe de hogar sin nivel de educación			
	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Alimentos				
Carnes	1,004	1,441	1,156	1,335
Cereales	1,011	0,520	0,835	0,926
Carbohidratos	0,707	0,667	0,769	0,857
Frutas y vegetales	0,846	0,880	0,886	1,002
Grasas y aceites	0,768	0,654	0,460	0,684
Lácteos	0,980	0,818	1,012	0,899
Legumbres	0,648	0,422	0,991	0,926
Tubérculos	0,707	0,871	0,816	0,739

	Elasticidades ingreso – jefe de hogar con educación primaria completa			
	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Alimentos				
Carnes	1,034	1,437	1,174	1,364
Cereales	0,924	0,493	0,747	0,878
Carbohidratos	0,706	0,703	0,725	0,839
Frutas y vegetales	0,836	0,841	0,917	1,004
Grasas y aceites	0,817	0,720	0,486	0,670
Lácteos	0,988	0,950	1,054	0,927
Legumbres	0,629	0,396	0,941	0,936
Tubérculos	0,657	0,770	0,767	0,735

Alimentos	Elasticidades ingreso – jefe de hogar con educación secundaria completa			
	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Carnes	1,041	1,358	1,172	1,360
Cereales	0,886	0,529	0,650	0,817
Carbohidratos	0,666	0,640	0,707	0,812
Frutas y vegetales	0,840	0,826	0,940	1,011
Grasas y aceites	0,801	0,718	0,468	0,620
Lácteos	1,018	1,034	1,081	0,956
Legumbres	0,594	0,508	0,897	0,925
Tubérculos	0,632	0,717	0,707	0,703

Alimentos	Elasticidades ingreso – jefe de hogar con educación superior			
	Costa		Sierra	
	Compra	Produce	Compra	Produce
Carnes	1,037	1,274	1,138	1,320
Cereales	0,852	0,674	0,684	0,764
Carbohidratos	0,609	0,544	0,671	0,820
Frutas y vegetales	0,859	0,850	0,956	1,014
Grasas y aceites	0,767	0,642	0,494	0,561
Lácteos	1,040	1,076	1,094	0,974
Legumbres	0,482	0,666	0,909	0,870
Tubérculos	0,540	0,734	0,634	0,594

Elaboración propia, 2021.

Anexo 7
Elasticidad precio para hogares de la Costa que compran, por estado civil del jefe de hogar

Alimentos	Elasticidades precio – jefe de hogar casado							
	Costa – compra							
	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,079	0,005	-0,031	0,045	-0,008	-0,012	0,005	0,014
Cereales	0,072	-0,909	0,003	0,031	-0,007	0,011	0,010	0,015
Carbohidratos	0,052	0,012	-0,815	0,011	0,019	0,003	0,010	0,020
Frutas y vegetales	0,115	0,010	-0,019	-0,941	0,004	0,002	0,005	-0,002
Grasas y aceites	-0,020	-0,007	0,093	0,036	-0,920	-0,007	0,005	-0,002
Lácteos	-0,029	0,001	-0,050	-0,027	-0,008	-0,907	-0,011	-0,005
Legumbres	0,163	0,029	0,064	0,080	0,010	0,005	-0,917	-0,004
Tubérculos	0,168	0,023	0,059	0,031	0,003	0,020	-0,004	-0,917

Alimentos	Elasticidades precio – jefe de hogar no casado							
	Costa – compra							
	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,076	0,010	-0,018	0,071	-0,008	-0,009	0,010	0,023
Cereales	0,050	-0,916	-0,016	0,011	-0,009	0,004	0,006	0,008
Carbohidratos	0,034	0,007	-0,826	-0,003	0,017	-0,003	0,006	0,015
Frutas y vegetales	0,111	0,009	-0,022	-0,943	0,004	0,000	0,004	-0,003
Grasas y aceites	-0,021	-0,009	0,112	0,046	-0,908	-0,009	0,006	-0,001
Lácteos	-0,029	0,001	-0,050	-0,028	-0,008	-0,906	-0,011	-0,005
Legumbres	0,160	0,027	0,053	0,073	0,009	-0,003	-0,911	-0,011
Tubérculos	0,181	0,024	0,063	0,032	0,003	0,019	-0,006	-0,909

Elaboración propia, 2021.

Anexo 8
Elasticidades precio para hogares de la costa que producen, por nivel de educación del jefe de hogar

Alimentos	Elasticidades precio – jefe de hogar sin nivel de educación							
	Costa – produce							
	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,720	-0,014	0,332	0,038	-0,015	-0,021	-0,014	-0,008
Cereales	0,186	-0,895	-0,002	0,099	0,005	0,019	0,017	0,046
Carbohidratos	0,676	-0,016	-1,319	-0,041	0,018	-0,002	-0,001	0,003
Frutas y vegetales	0,191	0,003	-0,067	-0,982	-0,004	-0,002	0,012	-0,017
Grasas y aceites	0,072	0,002	0,125	0,021	-0,911	-0,001	-0,001	0,006
Lácteos	0,082	-0,005	-0,026	0,009	-0,006	-0,896	-0,011	-0,001
Legumbres	0,153	0,040	0,055	0,182	0,007	0,008	-0,912	0,016
Tubérculos	0,124	0,022	-0,010	-0,034	-0,002	0,000	-0,006	-0,899

Alimentos	Elasticidades precio – jefe de hogar con educación primaria completa							
	Costa – produce							
	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,722	-0,013	0,335	0,041	-0,015	-0,023	-0,013	-0,008
Cereales	0,192	-0,894	0,003	0,103	0,007	0,023	0,017	0,048
Carbohidratos	0,671	-0,020	-1,328	-0,051	0,017	-0,004	-0,003	0,000
Frutas y vegetales	0,197	0,006	-0,057	-0,973	-0,003	0,002	0,013	-0,013
Grasas y aceites	0,059	-0,003	0,109	0,006	-0,916	-0,004	-0,004	0,002
Lácteos	0,053	-0,015	-0,049	-0,020	-0,009	-0,911	-0,015	-0,010
Legumbres	0,164	0,041	0,052	0,192	0,007	0,008	-0,904	0,015
Tubérculos	0,151	0,031	0,007	-0,016	0,001	0,008	-0,003	-0,883

		Elasticidades precio – jefe de hogar con educación secundaria completa						
		Costa – produce						
Alimentos	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,700	-0,007	0,347	0,058	-0,012	-0,017	-0,010	-0,002
Cereales	0,194	-0,889	-0,015	0,094	0,004	0,019	0,016	0,048
Carbohidratos	0,748	-0,020	-1,356	-0,050	0,020	0,000	-0,002	0,002
Frutas y vegetales	0,213	0,007	-0,062	-0,971	-0,003	0,003	0,014	-0,014
Grasas y aceites	0,060	-0,004	0,113	0,003	-0,910	-0,005	-0,005	0,001
Lácteos	0,028	-0,018	-0,056	-0,034	-0,010	-0,933	-0,016	-0,014
Legumbres	0,143	0,031	0,025	0,169	0,002	-0,002	-0,906	0,005
Tubérculos	0,175	0,038	0,012	-0,013	0,002	0,011	-0,002	-0,863

		Elasticidades precio – jefe de hogar con educación superior						
		Costa – produce						
Alimentos	Carnes	Cereales	Carbohidratos	Frutas y vegetales	Grasas y aceites	Lácteos	Legumbres	Tubérculos
Carnes	-1,681	0,000	0,363	0,077	-0,009	-0,011	-0,006	0,005
Cereales	0,168	-0,895	-0,049	0,061	-0,001	0,006	0,009	0,039
Carbohidratos	0,781	-0,014	-1,345	-0,031	0,022	0,010	0,000	0,007
Frutas y vegetales	0,208	0,005	-0,067	-0,976	-0,004	0,002	0,013	-0,016
Grasas y aceites	0,075	-0,002	0,139	0,008	-0,892	-0,004	-0,005	0,003
Lácteos	0,021	-0,022	-0,066	-0,044	-0,012	-0,934	-0,018	-0,018
Legumbres	0,108	0,020	-0,003	0,131	-0,003	-0,013	-0,915	-0,005
Tubérculos	0,179	0,041	0,007	-0,023	0,001	0,007	-0,004	-0,850

Elaboración propia, 2021.

Análisis de eficiencia de mercado del índice general de la Bolsa de Valores de Lima e índices sectoriales: enfoque econométrico de cointegración (2001-2020)¹

Luis Gonzalo Grajeda Tristán

Introducción

La literatura especializada define la eficiencia de mercado en tres sentidos: fuerte, cuando los precios reflejan toda la información disponible, tanto la histórica como la nueva hecha pública y la privada también; semifuerte, cuando no reflejan la información privada; y débil, cuando solamente reflejan la histórica. De estos, la presente investigación aborda dos sentidos: el semifuerte e, implícitamente, el débil. Y los aborda teniendo como objetivo central determinar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las cotizaciones bursátiles y variables fundamentales (utilidades por acción ponderadas, y otras variables subyacentes).

A fin de corroborar la existencia de esos equilibrios de largo plazo, esta investigación adopta un enfoque multivectorial de cointegración, aplicando dos ajustes para robustecer los resultados: la determinación de los órdenes de integración mediante una metodología secuencial (Dolado, Jenkinson, & Sosvilla-Rivero, 1990), y la corrección no paramétrica a la prueba de la traza debido a la cantidad de observaciones (Johansen, 2002).

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2021. Su autor agradece de manera muy especial al profesor Renzo Mini por su asesoría durante la investigación; a los profesores Víctor Torres y Guillermo Runciman por sus aleccionadores comentarios como jurados del trabajo; y al economista Vicente Tuesta por su valioso apoyo.

El análisis empírico toma como representativo del «mercado» (cuya eficiencia busca evaluar) al índice general de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL). Este índice es ponderado por liquidez, y las empresas que lo componen son, en gran proporción, *market makers* en el mercado peruano. Y los resultados son desagregados en tres índices sectoriales para realizar comparaciones mediante funciones impulso-respuesta: financiero/bancos, industrial y minero.

La principal variable fundamental aquí planteada es un indicador agregado de las utilidades por acción de las empresas que componen cada índice analizado, cuya construcción semestral replica las composiciones y ponderaciones de los índices. El análisis de la relación de largo plazo entre las cotizaciones bursátiles y esas utilidades por acción ponderadas también considera a las otras variables fundamentales siguientes: expectativas de la actividad económica (*forward-looking*), variables sistémicas y variables macroeconómicas (según sean corroboradas por el modelamiento utilizado). La especificación aplicada responde a modelos teóricos de *asset pricing* y a estudios empíricos en Latinoamérica.

La hipótesis es comprobar la eficiencia de mercado semifuerte; es decir, que las cotizaciones analizadas reflejan tanto los fundamentos como las expectativas. Ello implica comprobar la existencia de por lo menos una relación de equilibrio de largo plazo y de coeficientes significativos (con signos de ajuste correctos) en el modelo de corrección de errores. Este último es importante debido a que permite esbozar la velocidad de ajuste de las cotizaciones bursátiles hacia sus *fair values*. En un mercado eficiente puede haber desviaciones respecto al valor fundamental, pero la eficiencia prevalecerá si se corrigen y mantienen una relación estable.

La relevancia de analizar la eficiencia del mercado de capitales se debe a que su principal función es brindar señales a través de las cotizaciones que permitan la asignación adecuada de capitales (Fama, 1969). Un mercado eficiente refleja correctamente los precios, permitiendo así una acertada comparación de rentabilidades entre los activos cotizados. Si dicho mercado es eficiente y facilita un correcto ajuste de las valorizaciones, los inversionistas podrán calibrar su tolerancia al riesgo de manera racional según la información disponible, y los gestores de portafolios podrán desarrollar estrategias de inversión basadas en fundamentos (variables macroeconómicas, de mercados o sectores, de política monetaria, entre otros).

Así, en un contexto de fundamentos débiles y posible *bear market*, deberían asumirse niveles moderados de riesgo, ya que las cotizaciones reflejan la información presente e histórica. Ello es muy útil cuando las estrategias de

inversión se basan en factores (*factor investing*), o cuando se toman posiciones según las etapas del ciclo económico determinadas por datos macroeconómicos e indicadores como los índices de gestores de compras (PMI) o de condiciones financieras o los *surprise indexes*, entre otros.

1. Revisión de la literatura

1.1 Literatura teórica

1.1.1 *Eficiencia de mercado*

Un mercado de capitales se considera eficiente si refleja correcta y completamente la información relevante para la determinación de las cotizaciones. Ello supone que la revelación de otro *set* de información (φ) no alterará las valorizaciones, porque estas ya reflejan toda la información relevante (Malkiel, 1989). La eficiencia de mercado no implica que los precios de mercado sean en todo momento iguales a los respectivos valores *fair value*, sino que sus eventuales perturbaciones sean aleatorias. Esta condición implica una igual probabilidad de que una acción esté sub- o sobrevaluada en algún momento. Este análisis de eficiencia de mercado considera el comportamiento del inversionista promedio.

La teoría interpreta la eficiencia de mercado de dos maneras. En el sentido de Pareto, implica una correcta asignación de recursos. En el sentido informacional, implica una igualdad de condiciones bajo la cual un mercado bursátil es considerado como un «*fair game*» dada la equidad de información entre los agentes (Fama, 1991). En tal sentido, la liquidez y racionalidad de los agentes ante nueva información es una condición necesaria. Para que un mercado sea eficiente en el sentido de Pareto, es necesario que la eficiencia informacional se cumpla.

Roberts (1967) plantea una taxonomía sobre la eficiencia de mercado según los niveles de información que son reflejados en las cotizaciones de mercado. Si los precios reflejan toda la información histórica disponible, se cumple el sentido débil de eficiencia. Si reflejan la información histórica y los datos públicos, se cumple el sentido semifuerte. Mientras que, si reflejan también la información privada (*inside information*), se cumple el sentido fuerte.

1.1.2 *Desvíos del valor fundamental*

La literatura distingue cuatro tipos de desvíos de las cotizaciones de su valor fundamental: racionales, intrínsecos, especulativos y conductuales. Es impor-

tante distinguirlos, pues de ello depende la metodología econométrica por utilizar.

Los desvíos racionales responden a variables no relacionadas con fundamentos de mercado. Un comportamiento racional no implica, necesariamente, una situación de equilibrio entre el precio y los fundamentos, ya que los agentes pueden tomar decisiones racionales desviándose del valor fundamental debido a las expectativas (Blanchard & Watson, 1982). Por ejemplo, desvíos racionales pueden ocurrir por expectativas de excesos de retornos por parte de los agentes ante incrementos de las cotizaciones a una tasa (velocidad) alta (Craine, 1993).

Por otro lado, los desvíos intrínsecos se explican por la variabilidad de fundamentos económicos, tales como los dividendos o algunas variables macroeconómicas relevantes. La volatilidad de los precios está en función, no necesariamente lineal, de estas variables fundamentales y, por ello, su sub- o sobrevaloración tendrá el mismo efecto sobre las cotizaciones (Froot & Obstfeld, 1989). Así, en el mercado de renta variable se observa una alta correlación entre dividendos y determinadas variables macroeconómicas con las cotizaciones, lo que permite capturar sub- o sobrereacciones en las cotizaciones basándose exclusivamente en esos fundamentos.

Por su parte, las desviaciones especulativas se basan en modelos de expectativas heterogéneas. Los agentes están dispuestos a pagar un precio que exceda la valoración fundamental cuando esperan encontrar en el futuro un comprador dispuesto a pagar un precio mayor (Scheinkman & Xiong, 2003). El subyacente exceso de confianza de estos agentes especuladores puede generar (sub- o sobre-) estimaciones de los dividendos futuros. Al estilo de un *Keynesian beauty contest*, la especulación busca anticipar la aparentemente conocida opinión promedio del mercado (West, 1987).

Por último, los comportamientos irracionales de agentes serían el motivo de las desviaciones, según teorías desarrolladas por las finanzas conductuales. Agentes impulsados por sentimientos de codicia y/o miedo toman decisiones irracionales que desvían el mercado (Lau, 2005). Los agentes en el mercado pueden comportarse guiados por espíritus animales, excesos de confianza, tendencias y sesgos psicológicos individuales o grupales que generan decisiones irracionales. Por ejemplo, los procesos de intensificación de expectativas alcistas (*intensified bullish expectations*) implican que los precios de activos varían en función de la psicología de masas.

1.2 Literatura empírica

1.2.1 Metodologías alternativas

La comprobación de la eficiencia semifuerte en los mercados bursátiles puede realizarse mediante distintos enfoques econométricos dependiendo del tipo de desvío analizado (Gurkaynak, 2008). Ejemplos de tales enfoques alternativos son:

- a) Los tests de *asset pricing* están basados principalmente en la relación entre el precio, la suma descontada de dividendos, y un componente de desvío, que refleja una posible ineficiencia en el mercado:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\alpha} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(d_{t+i}) + \text{Desvío}_t$$

- b) El *two-step test* de West (1987) es un modelamiento en dos etapas. En la primera, se estima la relación de precios de mercado y dividendos. Ello implica la estimación de una tasa de descuento mediante la ecuación de Euler usando variables instrumentales, y el modelamiento de los dividendos como procesos autorregresivos (AR). La segunda etapa implica una regresión empírica entre cotizaciones y dividendos. Así, la eficiencia de mercado será comprobada si la relación construida (primera etapa) y la estimada (segunda etapa) no difieren estadísticamente en resultados ni conclusiones.
- c) Para las pruebas de cointegración e integración (Diba & Grossman, 1988), se establece una estructura teórica entre cotizaciones y variables fundamentales. La eficiencia de mercado se corrobora mediante la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo y los correspondientes coeficientes de ajuste.
- d) Y las pruebas de raíces unitarias y autocorrelación serial permiten corroborar la eficiencia débil de mercado, al comprobar la no predictibilidad de las cotizaciones con base en los datos históricos (*random walks*).

1.2.2 Análisis de eficiencia de mercado: caso peruano

A continuación, se presenta el par de estudios con enfoque de cointegración aplicados al caso peruano:

Delgado y Humala (1997) realizan un análisis de eficiencia mediante pruebas de autocorrelación serial, estacionariedad, análisis de volatilidad, *tests* de rendimientos medios (para determinar estacionariedad), y relaciones

de cointegración entre la BVL y otros mercados bursátiles (para determinar predictibilidad conjunta) en el período 1982-1996. Sus principales hallazgos fueron la estacionariedad en diferencias del IGBVL, la elevada correlación con rentabilidades pasadas, y la causalidad entre la volatilidad del mercado y la inestabilidad de la economía.

Sánchez (2013) determina, mediante pruebas de estacionariedad, que existe un nivel mínimo de eficiencia (sentido débil). Y, mediante un análisis de cointegración para el período 2002-2012, corrobora que el índice minero tiene poca predictibilidad respecto al comportamiento de otros índices sectoriales (servicios, agro, bancos e industrial). Esto indica que en el mercado bursátil peruano hay retrasos en la asimilación de información.

De lo anterior se deduce que la presente investigación es una de las primeras aproximaciones empíricas aplicadas al caso peruano que analiza rigurosamente los desvíos del valor fundamental. Se diferencia de aquellos dos estudios previos en varios aspectos importantes: la especificación para estimar el modelo de cointegración, con una variable fundamental principal (utilidades por acción) que permite hacer menos supuestos en el planteamiento teórico y capturar de forma más precisa el efecto buscado; la inclusión de expectativas de la actividad económica, que añaden una perspectiva *forward-looking* al modelo, la desagregación a índices sectoriales, y un modelo de corrección de errores para analizar la velocidad de ajuste. Todo lo cual nos permite obtener resultados versátiles, cuya robustez econométrica verificamos con pruebas de estacionariedad secuenciales y aplicando una corrección no paramétrica a la prueba de la traza.

2. Marco analítico y metodología

2.1 Marco teórico

Los modelos de *asset pricing* en finanzas parten de una optimización del consumidor asumiendo agentes y expectativas racionales, así como no arbitraje (no se puede obtener rentabilidades producto de desbalances entre índices y mercados). En esa línea, el modelo teórico que inspira la presente investigación evalúa el efecto de variables fundamentales en cotizaciones bursátiles². El problema de maximización es el siguiente:

$$\text{Max } E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_{t+i}) \right\} \quad \text{s.a.} \quad c_{t+i} = y_{t+i} + (P_{t+i} - P_{t+i+1}) + d_{t+i}$$

² Tal modelo está basado en Gurkaynak (2008) y Diba y Grossman (1988).

Donde c_t es el nivel de consumo de un agente, β es la tasa de descuento, y_t corresponde a la dotación de riqueza, P_t supone el precio del activo después del pago de dividendos (cotización) y d_t es el pago recibido por el activo (dividendos). Las condiciones de primer orden de dicho problema están en función de:

$$E_t\{\beta u'(c_{t+i})[P_{t+i} + d_{t+i}]\} = E_t\{u'(c_{t+i-1})P_{t+i-1}\}$$

Los supuestos necesarios para el problema de optimización son: consumidor/inversor neutral al riesgo con utilidad lineal y ausencia de asimetría de información. Asumiendo una utilidad marginal constante, las condiciones de primer orden quedan representadas así:

$$\beta E_t(P_{t+i} + d_{t+i}) = E_t(P_{t+i-1})$$

Asumiendo una tasa de descuento r :

$$E_t(P_{t+i-1}) = \frac{1}{1+r} E_t(P_{t+i} + d_{t+i})$$

Mediante iteraciones sucesivas es posible obtener una solución al problema de optimización, de modo tal que se evidencie la relación entre el precio de mercado y la variable fundamental.

$$p_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(d_{t+i} | \Omega_t)$$

El precio para un agente debiera ser la suma descontada de la rentabilidad que obtiene a resultas del desempeño de cada empresa, sujeto a un *set* de información pública. Sin embargo, este precio «fundamental» puede diferir del precio de mercado.

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(d_{t+i} | \Omega_t) + \text{desví}_t$$

$$p_t = p_t^* + \text{desví}_t$$

De no cumplirse la hipótesis de eficiencia de mercado semifuerte, el precio de mercado de cada cotización estará compuesto por los dividendos esperados y una perturbación.

El propósito del presente modelo es microfundamentar la relación existente entre el precio de mercado de un activo y la variable fundamental que la sub-

yace. Y, ya que las volatilidades en las cotizaciones también están influenciadas por factores sistémicos, macroeconómicos y expectativas, estos serán incluidos en el planteamiento empírico para obtener conclusiones más precisas.

Parte de la literatura revisada propone como variable fundamental a los dividendos pagados. Pero asumir dicha variable implica considerar una tasa de descuento, lo que no es posible mediante el enfoque de cointegración aquí planteado (rendimientos requeridos agregados). Motivo por el cual, se considera como variable fundamental principal (por ser intrínseca al enfoque de *asset pricing*) a la utilidad por acción (EPS) reportada en el estado de pérdidas y ganancias. Esta EPS, al no estar en unidades monetarias efectivas (*realized gains*), no requiere de supuestos sobre la tasa de descuento. Y también permite extraer el efecto de la heterogeneidad en las políticas de dividendos de las empresas (reversión o reparto), aspecto que podría alterar los resultados de la estimación (Ohlson & Juettner-Nauroth, 2005).

2.2 Eficiencia informacional

La hipótesis teórica de eficiencia informacional tiene una implicancia paradójica, en tanto implica que los agentes no estarían incentivados a asumir el costo de estar bien informados porque los precios reflejarían de por sí toda la información disponible incluyendo la privada (Grossman & Stiglitz, 1980). Por ello resulta metodológicamente tan difícil corroborar la eficiencia en el sentido fuerte.

Vale aclarar, sin embargo, que la eficiencia de mercado no implica precios no desviados del valor fundamental ni inversionistas incapaces de «vencer» al mercado en algún período de tiempo, pues siempre habrá una probabilidad aleatoria de que ello suceda. Y que la probabilidad de encontrar ineficiencias en un mercado dependerá negativamente de la liquidez y facilidad de negociación, y positivamente de los costos de transacción e información.

Con lo anterior en mente, el enfoque agregado de la presente investigación está diseñado para evitar sesgos por anomalías de mercado. Ante anomalías de calendario como el *days-of-the-week effect*, se utiliza un componente aleatorio sobre el día de la cotización a cierre de trimestre. Además, ya ha sido corroborado que el *january-effect* y el *turn-of-the-month effect* generan alteraciones en las cotizaciones del índice selectivo de la BVL cuantitativamente menores que en otros países latinoamericanos (Winkelried & Iberico, 2007). Y, si bien Lakonishok y Smidt (1988) corroboraron que dichas anomalías tienen un mayor efecto en acciones de pequeña capitalización y bajo precio, la construcción de los índices aquí analizados hace esperar que tal efecto sea menor y

no genere sesgos en la estimación. Asimismo, la ponderación y composición variables de nuestros índices permite esperar resultados sin inconsistencias a causa del *size effect* o del *book-to-market effect*.

2.3 Especificación y construcción del modelo

Esta investigación emplea la especificación más precisa posible. En línea con el modelo de *asset pricing* (antes descrito), la variable fundamental principal (por intrínseca) es un indicador ponderado de las utilidades por acción reportadas en los estados financieros auditados presentados a la Superintendencia del Mercado de Valores. Para capturar los desvíos racionales considerados por la literatura y dar un enfoque *forward-looking* al planteamiento, se incluye la variable de expectativas sobre la actividad económica consistente en el promedio de la encuesta de expectativas macroeconómicas del BCRP y el índice Economic Forecast de Bloomberg que compone las expectativas de bancos de inversión a nivel mundial. Asimismo, se considera como variable sistémica relevante el índice S&P 500, teniendo en cuenta la relación de causalidad y dependencia entre este índice y el mercado bursátil peruano encontrada por Sarmiento, Duarte y Mascareñas (2014). Ambas variables (expectativas, sistémica) tienen así un sustento teórico y empírico (aplicados al caso peruano) que respalda su inclusión en la especificación.

Para completar la especificación, también hay que incluir otras variables públicas que afectan las cotizaciones bursátiles. Con tal fin, en vista de la escasa literatura al respecto aplicada al caso peruano, aquí se corrobora empíricamente la inclusión de alguna potencial variable adicional en el modelo, mediante un enfoque de estimación en dos etapas:

La primera etapa busca obtener la especificación empíricamente probada para el caso peruano y el período analizado. Para ello, primero se realiza un análisis de causalidad a lo Granger entre un *set* de potenciales variables y las cotizaciones de los índices (para evitar relaciones espurias). De corroborarse dicha causalidad, luego se aplican pruebas de cointegración bivariadas bajo el enfoque de Engle y Granger, para determinar relaciones estables de largo plazo e incluir a las correspondientes variables en la especificación «final» del modelo. El *set* de potenciales variables está basado en investigaciones relacionadas aplicadas a otros países (véase el anexo 1).

Para evitar posibles endogeneidades en el modelo, también se consideran los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú. Al respecto, se consideran tres potenciales variables macroeconómicas: inflación (sin alimentos ni energía), tipo de cambio, y oferta de dinero (M2); cuyos respectivos signos

esperados y relaciones teóricas están en el anexo 2. Cabe precisar que, si bien la herramienta de política del BCRP es la tasa de interés de referencia, esta no es considerada como potencial variable *per se* porque incluirla de ese modo podría generar endogeneidad en el modelo debido a que es el instrumento que, a través del mercado interbancario, desencadena los mecanismos de transmisión a las tres variables antes mencionadas. El BCRP regula la liquidez en dicho mercado mediante el comité de operaciones monetarias y cambiarias, buscando que la tasa en el mercado interbancario sea compatible con la tasa de política. Y la variable inflación no genera endogeneidad porque no se considera en niveles sino su efecto en las expectativas sobre la actividad económica según lo descrito en la curva de Phillips. Adicionalmente, se incluyen como potenciales variables el precio del cobre y el Dow Jones Commodity Index (DJCI), en vista del peso de estos sectores en el IGBVL.

Una vez verificada la especificación correcta del modelo, se procede a la estimación de la segunda etapa, cuyo objetivo es corroborar la eficiencia de mercado en el sentido semifuerte, utilizando un modelo de cointegración multivectorial.

2.4 Metodología³

2.4.1 Causalidad: enfoque de Toda y Yamamoto

Para corroborar relaciones de equilibrio, previamente debe probarse la existencia de causalidad empírica a fin de evitar relaciones espurias. La causalidad a lo Granger implica que una variable «x» causa a otra variable «y», si al tomar en consideración los valores pasados de «x» se mejora la predicción de «y», es decir, se genera un menor error cuadrático medio. Pero las pruebas de causalidad solo permiten corroborarla entre dos variables estacionarias. Dado que la presente investigación plantea variables integradas de orden 1, separarlas no es la metodología más adecuada porque se pierde información.

Por ello, para probar la causalidad se utiliza el enfoque alternativo de Toda y Yamamoto (1995), el cual utiliza una prueba de Wald adaptada a vectores autorregresivos (VAR), que tiene como número de rezagos la suma entre su número óptimo según los criterios de información (Akaike o Schwarz) y el orden de integración de las variables.

³ Esta presentación metodológica está inspirada en Enders (2008).

2.4.2 Cointegración de Engle y Granger

Una vez probada la causalidad, se corrobora la existencia de una relación de largo plazo entre las cotizaciones bursátiles y la variable potencial respectiva. Dos variables cointegran si existe por lo menos una combinación lineal de estas con un orden de integración menor. Por ello se plantea la relación de largo plazo como una combinación lineal $\hat{Índice}_t = \alpha Potencial_t^i + Z_t$. Donde Z_t es el error, y el vector de cointegración obtenido será: $[1 \quad -\alpha]$. Este vector contiene los coeficientes que generan una combinación lineal estacionaria. Se comprueba la existencia de cointegración si el error Z_t es estacionario, para lo cual la presente investigación utiliza la prueba de raíz unitaria Augmented Dickey-Fuller (ADF) y los valores críticos tabulados por Phillips y Outlaris (1990), debido a que el error depende también de la estimación del parámetro α . Y las relaciones de largo plazo planteadas son estimadas mediante MCO, aun tratándose de variables integradas de orden 1 porque, teóricamente, la existencia de cointegración entre las variables genera que la estimación según el modelo de corrección de errores (MCE) sea superconsistente.

Corroborada la estacionariedad del error, se estima el MCE que modela las relaciones de corto plazo y el ajuste a las de largo plazo:

$$\Delta \hat{Índice}_t = \sigma_{01} + \sigma_1 \Delta Potencial_t^i + \sigma_2 Z_{t-1} + \varepsilon_t^1$$

$$\Delta Potencial_t^i = \sigma_{02} + \sigma_3 \Delta \hat{Índice}_t + \sigma_4 Z_{t-1} + \varepsilon_t^2$$

donde $Z_{t-1} = \hat{Índice}_{t-1} - \alpha Potencial_{t-1}^i$.

Los coeficientes σ_1 y σ_3 miden la relación de corto plazo entre las variables, y los coeficientes σ_2 y σ_4 capturan el efecto de ajuste a la relación de largo plazo. Para verificar este tipo de cointegración, basta con que al menos un modelo de corrección de errores tenga coeficientes significativos y un ajuste a la relación de largo plazo con signos correctos (dirección de ajuste). Los signos correctos serán los opuestos a los mostrados en el anexo 2.

2.4.3 Cointegración multivectorial: Johansen

Para verificar la hipótesis de la presente investigación, se utiliza un enfoque multivectorial de cointegración, el cual, por tratarse de una estimación de máxima verosimilitud en términos matriciales, implica una especificación más amplia que permite comprobar los desvíos intrínsecos y racionales.

Como se ha dicho antes, un conjunto de variables cointegran si existe alguna combinación lineal entre ellas que genera un orden de integración

menor. Puesto que las variables de la presente investigación son integradas de orden 1: $X_t \sim I(1)$, estas cointegran si existe una combinación lineal $\beta'X_t \sim I(0)$, cuyo vector X contiene la especificación «final» del modelo. La cointegración de las variables determinará la existencia de una relación estable de largo plazo.

El procedimiento parte de una especificación VAR(q):

$$X_t = A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-q} + \emptyset D_t + \varepsilon_t$$

donde D_t es un vector de componentes determinísticos que puede contener intercepto y tendencia. Mediante el teorema de representación de Granger, se formula el MCE que plantea relaciones de corto plazo y el ajuste a la relación de largo plazo entre las variables.

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta X_{t-q} + \emptyset D_t + \varepsilon_t$$

La cointegración multivectorial de Johansen se demuestra determinando el rango de la matriz Π , el cual denota el número de vectores de cointegración; es decir, el número de combinaciones lineales que generan estacionariedad. La determinación del número de vectores propios se realiza mediante la prueba de la traza corregida por el tamaño de muestra. La correcta identificación de esta metodología requiere una óptima determinación de los rezagos del modelo VAR, para que los residuos sean homocedásticos y libres de autocorrelación.

La eficiencia de mercado también es corroborada bajo este enfoque si se encuentra por lo menos un vector de cointegración y coeficientes al mismo tiempo significativos y con el signo correcto para el ajuste a la relación de largo plazo.

La determinación de los grados de integración de las variables a lo largo de la investigación es realizada con la metodología secuencial de Dolado *et al.* (1990). Ello debido a la posible presencia de componentes determinísticos (intercepto y tendencia) en los procesos generadores de datos, causantes de que la prueba de raíz unitaria ADF tenga baja potencia para rechazar las hipótesis nulas.

2.4.4 Corrección por tamaño de muestra a la prueba de la traza

La prueba de la traza permite corroborar el número de vectores de cointegración. Pero su aplicación debe ser corregida según el tamaño de la muestra, pues Johansen (2002) encuentra que las propiedades de la prueba de la traza para muestras reducidas difieren de las propiedades asintóticas, lo que da lugar a un sobrerrechazo de la hipótesis nula. La presente investigación hace esa

corrección, porque se basa en una muestra de solo 76 observaciones obtenidas de datos trimestrales.

La corrección planteada por Johansen (2002) consiste en estimar la expectativa de la ratio de máxima verosimilitud (LR) y un factor de corrección para obtener la misma media que la distribución límite. Esta corrección realiza una división a la distribución asintótica que genera un parámetro corregido y un menor estadístico y, por ello, una menor probabilidad de sobrerrechazo de la H_0 .

La aplicación de tal corrección para la presente investigación usó parámetros y coeficientes estimados que permitieran una mejor calibración del ajuste. Así, los parámetros relevantes para el cálculo del factor de corrección fueron el número de observaciones ($T=76$), de componentes determinísticos ($n_d = 0$ solo con intercepto) y de variables en los respectivos modelos (« n » =3,4). Los resultados obtenidos (tabla 1) también consideran el uso de los parámetros simulados por Johansen (2002) y los coeficientes c_i simulados por Fu y Pagani (2012).

Tabla 1
Corrección por tamaño de muestra

N.º vectores coint.	Factor de corrección	N.º obs.
Ninguno	1,1655	
A lo sumo 1	1,1700	
A lo sumo 2	1,0768	76
A lo sumo 3	1,0549	
A lo sumo 4	1,0549	

Elaboración propia, 2021.

3. Análisis de resultados

3.1 Estrategia empírica

3.1.1 Caracterización estadística

Una primera aproximación estadística es el análisis de las distribuciones de las variables base del modelo (tabla 2 y anexo 3, figura A.3.1). Los niveles de asimetría detectan la presencia de valores extremos que puedan influir en la representatividad de las medidas de tendencia, mientras que el nivel de curtosis determina el grado de concentración del conjunto de datos en relación con la

media aritmética. Gráficamente, se evidencian la no normalidad y evidentes asimetrías en las variables.

Tabla 2
Coeficientes de asimetría y curtosis

	Índice general	EPS general	Índice financiero	EPS financiero
Asimetría	-0,08	0,92	1,43	2,12
Curtosis	0,02	0,11	5,70	3,73

	Índice industrial	EPS industrial	Índice minería	EPS minería
Asimetría	0,11	4,48	0,18	1,22
Curtosis	0,80	22,53	0,19	2,00

Elaboración propia, 2021.

El índice general presenta asimetría negativa, mientras que los índices sectoriales, asimetrías positivas. La variable principal –utilidades por acción (EPS)– evidencia distribuciones muy asimétricas, con coeficientes mayores de 0,6. Según los niveles de curtosis, los índices general e industrial tienen distribuciones aplanadas (platicúrticas); es decir, poco concentradas. Mientras que los otros índices y la variable EPS muestran distribuciones concentradas, gráficamente empinadas (leptocúrticas).

3.1.2 Estimación de órdenes de integración

Los órdenes de integración fueron determinados mediante el enfoque secuencial de Dolado *et al.* (1990), usado porque no se conocía el proceso generador de datos, es decir, la presencia de intercepto o tendencia. Dicho enfoque utiliza la prueba de raíz unitaria ADF (tabla 3).

El proceso secuencial fue desarrollado de la siguiente manera: primero se realizó la prueba de raíz unitaria ADF a la especificación más general, es decir, aquella que contiene tendencia e intercepto:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tabla 3
Pruebas de raíz unitaria ADF

	Intercepto y tendencia		Intercepto		-
	ADF	P-value tendencia	ADF	P-value intercepto	ADF
Índice general	-2,09	0,18	-1,64	0,06	-0,12
Índice financiero	-2,88	0,01			
Índice industrial	-1,67	0,33	-1,83	0,08	-0,57
Índice minero	-2,09	0,24	-1,71	0,06	-0,36
EPS/general	-3,21	0,36	-3,10	0,02	
EPS/financiero	-1,72	0,30	-1,46	0,31	-1,47
EPS/industrial	-3,67	0,41	-3,49	0,04	
EPS/minero	-2,70	0,22	-2,44	0,18	-2,02
Expectativas PBI	-2,15	0,44	-2,16	0,02	
S&P	0,14	0,33	1,34	0,58	2,17
TC	-0,50	0,06	-1,30	0,20	-0,01
IPC	-1,59	0,04			
M2	-1,59	0,30	-1,54	0,03	
DJCI	-1,92	0,19	-2,13	0,03	
Cobre/LMCADY	-2,22	0,39	-2,08	0,03	
Valores críticos					
1%	-4,08		-3,52		-2,59
5%	-3,47		-2,90		-1,95
10%	-3,16		-2,59		-1,61

Elaboración propia, 2021.

El estadístico calculado indicó que las 15 variables son integradas de orden 1. Luego, se examinó la significancia del componente tendencial para cada una de las variables. Los resultados en la tabla 3 muestran que solo el índice financiero y el IPC presentan tendencias significativas. Hasta esta etapa de dicho proceso, entonces, solo podía confirmarse que esas dos variables son integradas de orden 1.

Para las 13 variables restantes, la prueba ADF fue nuevamente aplicada, pero bajo la especificación que solo considera intercepto:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Los estadísticos así calculados sugirieron la existencia de raíz unitaria bajo esta nueva especificación. Pero luego se corroboró la no significancia del intercepto en 6 de las 13 variables restantes: EPS índice general, EPS industrial, expectativas del PBI, M2, DJCI y cotización cobre. Al volver a testear la prueba ADF para este grupo de variables, resultó que presentan *random walks* en su estructura.

Para las siete variables restantes, se utilizó la especificación sin intercepto ni tendencia:

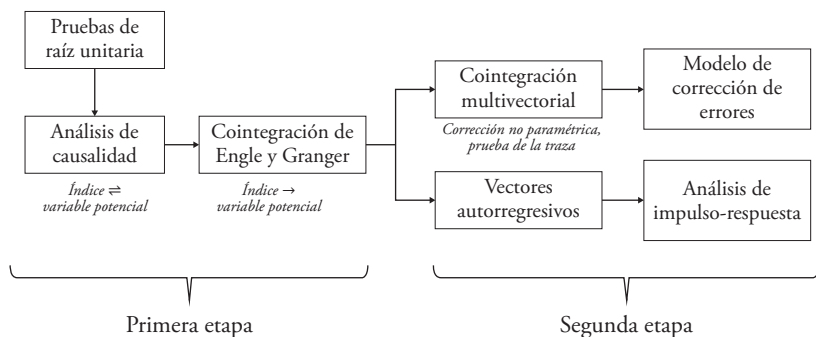
$$\Delta Y_t = \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Y los estadísticos calculados indicaron la no estacionariedad de las variables.

Este conjunto de pruebas así realizadas, al comprobar que todas las variables planteadas son integradas de orden 1, validó la pertinencia de utilizar el enfoque de cointegración antes explicado. Y también indicó que los índices analizados cumplen la hipótesis de eficiencia de mercado en el sentido débil, en línea con lo analizado por Delgado y Humala (1997) y Sánchez (2013).

3.2 Discusión de resultados

El siguiente esquema gráfico de la metodología implementada facilita la comprensión del proceso de obtención y testeo de los resultados presentado a continuación:



3.2.1 Primera etapa: estimación de especificación

Relaciones de causalidad

Se utilizó un enfoque alternativo a la causalidad a lo Granger, debido a la no estacionariedad en media de las variables planteadas. Mediante el método de Toda y Yamamoto (1995), se determinaron los números de rezagos («p») de vectores autorregresivos (VAR) compuestos para cada relación causal por corroborar:

$$\text{Índice}_i \rightleftharpoons \text{Variable Potencial}_j$$

Para ello, se consideraron criterios de información Akaike (AIK) y Schwarz (SC), que indicaron estimar 20 relaciones causales (cinco por cada índice en análisis). El número de rezagos utilizado en las pruebas de causalidad fue la suma del número de rezagos óptimos del VAR («p») y del máximo orden de integración (« d_{max} »). Dado que las relaciones de causalidad fueron estimadas de forma bidireccional, para su comprobación bastaba la existencia de la relación causal en por lo menos una dirección. En cada caso, la hipótesis nula fue:

$$H_0: \text{«Variable } X \text{ no causa a variable } Y\text{»}$$

Tabla 4
Pruebas de causalidad

	General P-value	Financiero P-value	Industrial P-value	Minero P-value
IPC \rightleftharpoons Índice	0,17	0,00*	0,61	0,23
Índice \rightleftharpoons IPC	0,11	0,83	0,11	0,18
TC \rightleftharpoons Índice	0,85	0,95	0,86	0,81
Índice \rightleftharpoons TC	0,94	0,23	0,04*	0,81
M2 \rightleftharpoons Índice	0,95	0,42	0,02*	0,93
Índice \rightleftharpoons M2	0,03*	0,19	0,69	0,02*
LMCAD \rightleftharpoons Índice	0,42	0,87	0,00*	0,61
Índice \rightleftharpoons LMCAD	0,21	0,76	0,72	0,24
DJCI \rightleftharpoons Índice	0,15	0,34	0,00*	0,25
Índice \rightleftharpoons DJCI	0,59	0,47	0,01*	0,64

Nota. El símbolo * indica que se rechaza la hipótesis nula de no causalidad con un nivel de significancia del 5%. Elaboración propia, 2021.

Estos resultados (tabla 4) evidencian siete relaciones causales: de los índices general y minero con la oferta de dinero (M2); del índice financiero con el índice de precios al consumidor (IPC); en tanto que el índice industrial presenta relaciones de causalidad bidireccional con el índice de *commodities* (DJCI), y unidireccional con oferta de dinero (M2), cotización del cobre (LMCAD) y tipo de cambio (TC).

Cointegraciones: índices y variables potenciales

Respecto a esas siete relaciones causales halladas, se buscó corroborar la existencia de relaciones de equilibrio evaluando la estacionariedad de los errores, así como la significancia y dirección de los coeficientes de ajuste. Como se observa en la tabla 5, son superconsistentes los resultados de las respectivas siete estimaciones realizadas con el modelo de corrección de errores (MCE).

Luego se aplicaron pruebas de raíz unitaria ADF a los errores, utilizando los valores críticos tabulados por Phillips y Outlaris (1990), cuyo rechazo de la hipótesis nula determina la estacionariedad; es decir, la existencia del vector de cointegración.

Los resultados (tabla 5, parte superior) indican que el índice industrial no presenta errores estacionarios en las relaciones con la oferta de dinero y tipo de cambio; cuya inclusión en el modelo quedó así descartada. Mientras que los errores sí son estacionarios en las otras cinco relaciones de equilibrio, para las cuales se hizo así necesaria la estimación del MCE bajo la forma:

$$D(\text{Índice}_i) = \text{constante} + \delta_1 d(\text{Potencial}_j) + \delta_2 \text{Error}(-1)$$

Esta comprobación se da cuando el coeficiente del error es significativo y el signo es correcto porque opuesto a la relación teórica. El cumplimiento de esas dos condiciones garantiza el ajuste a la relación de equilibrio, las cuales resultaron satisfechas ambas por tres relaciones de equilibrio: índice general – oferta de dinero (M2), índice industrial – DJCI e índice minero – oferta de dinero (M2); como se observa en la parte inferior de la tabla 5.

Tabla 5
Pruebas de cointegración de Engle y Granger

		Estacionariedad de errores		
Valores críticos		1%	5%	10%
		-4,07	-3,37	-3,03
		Estadísticos calculados		
i.	Índice general – M2	-3,28	***	
ii.	Índice financiero – IPC	-4,00	*	
iii.	Índice industrial – DJCI	-4,62	*	<i>Estacionario</i>
iv.	Índice industrial – LMCADY	-3,25	***	
v.	Índice minero – M2	-3,15	***	
vi.	Índice industrial – M2	-2,91		
vii.	Índice industrial – TC	-2,18		<i>No estacionario</i>
Modelo de corrección de errores (MCE)				
i.		Coef.	P-value	
	C	-279,75	0,35	
	D(M2)	0,55	0,00	
	ERROR(-1)	-0,26	0,00*	<i>Significativo</i> <i>Signo correcto</i>
ii.	C	25,33	0,14	
	D(IPC)	-17,28	0,49	
	ERROR(-1)	-0,20	0,00*	<i>Significativo</i> <i>Signo incorrecto</i>
iii.	C	0,73	0,93	
	D(DJCI)	1,68	0,00	
	ERROR(-1)	-0,17	0,00**	<i>Significativo</i> <i>Signo correcto</i>
iv.	C	-1,8	0,82	
	D(LMCADY)	0,07	0,00	
	ERROR(-1)	-0,07	0,16	<i>No Significativo</i> <i>Signo correcto</i>
v.	C	-64,86	0,38	
	D(LMCADY)	0,12	0,00	
	ERROR(-1)	-0,25	0,00*	<i>Significativo</i> <i>Signo correcto</i>

Nota. Los símbolos *, **, *** indican que se rechaza la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% de nivel de significancia respectivamente.

Elaboración propia, 2021.

3.2.2 Segunda etapa: estimación de la eficiencia de mercado

Cointegración multivectorial: especificaciones de la primera etapa

En una primera aproximación, se buscó corroborar la hipótesis de esta investigación con base en las especificaciones estimadas en la primera etapa, ya que las variables estimadas en esa etapa tienen un respaldo teórico que sustenta la transmisión de sus efectos a las cotizaciones bursátiles. Para ello se aplicó un enfoque de cointegración multivectorial, a fin de determinar la existencia de alguna relación estable de largo plazo, permitiendo afirmar que las cotizaciones en la BVL reflejan la información pública disponible y relevante.

Y se aplicó la prueba de la traza para determinar el número de vectores de cointegración, considerando el factor de corrección planteado por Johansen (2002) para muestras de tamaño reducido. Como se dijo antes, dicho factor divide el estadístico de la traza y así se obtiene un estadístico corregido para la muestra reducida, lo que evita el sobrerrechazo de las hipótesis planteadas. Estas hipótesis se interpretan de manera secuencial; es decir, apenas una de ellas se cumpla, las posteriores también lo harán. Las respectivas hipótesis nulas se aceptarán en la medida en que el estadístico corregido estimado sea mayor que el estadístico crítico, este último calculado en función del número de variables de cada especificación. En caso la prueba de la traza corregida corroborase la existencia de algún vector de cointegración, se estimaría el MCE.

Pero los resultados de la prueba de la traza en la tabla 6 muestran que no se evidencian vectores de cointegración, lo que implica que la hipótesis de esta investigación es rechazada con esta primera aproximación, al indicar que el mercado bursátil peruano es ineficiente porque sus cotizaciones no reflejan la información pública disponible y relevante.

La ineficiencia de dicho mercado proviene de su estructura e iliquidez. En efecto, la alta concentración de la capitalización bursátil en pocos emisores (como las AFP, por ejemplo) genera una sobre-reacción en las cotizaciones ante decisiones particulares de esos *big players* (Chávez, Chicana, & Cuba, 2019). Y la iliquidez del mercado bursátil peruano se manifiesta en su ratio de rotación de acciones, que es bajo comparado con los de sus pares latinoamericanos: 2,3% el año 2019, frente al 6,9% en Colombia y el 21% en Chile. Esta iliquidez relativa impide que las cotizaciones se ajusten eficientemente ante cambios en las variables públicas relevantes.

Tabla 6
Cointegración multivectorial: pruebas de la traza

Especificación índice general				
N.º de vectores de cointegración	Valor propio	Estadístico traza	Estadístico corregido	Valor crítico (0,05)
Ninguno	0,38	70,05	60,11	69,82
A lo sumo 1	0,28	40,65	34,75	47,86
A lo sumo 2	0,21	20,31	18,86	29,80
A lo sumo 3	0,09	5,57	5,28	15,49
A lo sumo 4	0,00	0,00	0,00	3,84
Especificación índice financiero				
Ninguno	0,33	44,76	38,41	47,86
A lo sumo 1	0,09	13,47	11,51	29,80
A lo sumo 2	0,06	5,78	5,37	15,49
A lo sumo 3	0,02	1,19	1,13	3,84
Especificación índice industrial				
Ninguno	0,31	74,91	64,27	69,82
A lo sumo 1	0,23	46,23	39,52	47,86
A lo sumo 2	0,16	26,08	24,22	29,80
A lo sumo 3	0,10	12,54	11,89	15,49
A lo sumo 4	0,06	4,44	4,21	3,84
Especificación índice minero				
Ninguno	0,34	70,80	60,75	69,82
A lo sumo 1	0,27	45,35	38,76	47,86
A lo sumo 2	0,24	25,68	23,85	29,80
A lo sumo 3	0,13	8,85	8,39	15,49
A lo sumo 4	0,00	0,03	0,03	3,84

Elaboración propia, 2021.

Cointegración multivectorial: variable fundamental y expectativas

Dado lo anterior, se hizo una aproximación adicional, buscando corroborar la existencia de una relación de largo plazo entre las cotizaciones y la variable fundamental principal y las expectativas del entorno; especificada como sigue:

$$\text{Índice}_i \Rightarrow \text{Utilidades por acción y Expectativas PBI}$$

Esta especificación alternativa modela la relación de largo plazo y el correspondiente mecanismo de ajuste para capturar desvíos intrínsecos y racionales respecto del valor fundamental de equilibrio. Sin embargo, es pre-

ciso mencionar que la existencia de la relación de equilibrio bajo este modelo alternativo no permitirá extraer conclusiones sobre la eficiencia de mercado, porque las dos variables que utiliza no son las únicas «relevantes» ni teórica ni empíricamente.

Sin mengua de lo anterior, cuando esta alternativa sí evidenció algún vector de cointegración, se estimaron las respectivas funciones impulso-respuesta. Porque estas funciones son informativas empíricamente para modelar, o bien el proceso de convergencia a la relación de largo plazo en caso los coeficientes de ajuste sean significativos y de signo correcto (negativo) según el modelo MCE; o bien la reacción de las cotizaciones ante *shocks* inesperados de las variables planteadas en caso los coeficientes de ajuste sean no significativos o de signo incorrecto.

La tabla 7 presenta los resultados de la estimación alternativa con expectativas, incluyendo los resultados de la corrección por tamaño de muestra. Para el caso de la especificación del índice general, se evidencia un solo vector de cointegración; es decir, se demuestra la existencia de la siguiente relación lineal, donde $CointEq1$ es una variable estacionaria y $\beta = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2]$ es el vector de cointegración hallado:

$$CointEq1 = \beta_0 \text{índice general} + \beta_1 \text{utilidades por acción} + \beta_2 \text{expectativas PBI}$$

Al estimar el MCE para esa especificación del índice general, esperando que las variables del vector de cointegración tengan coeficientes de ajuste a la relación de largo plazo significativos y con signos correctos (negativos), se halló para las utilidades por acción un coeficiente significativo, pero con un valor bajo (0,002) que no da certeza sobre su ajuste a la relación de largo plazo.

Para los casos de los índices financiero e industrial, también se hallaron por lo menos un vector de cointegración y coeficientes significativos, pero con signos incorrectos según el MCE. Por último, para el caso del índice minero no se obtuvo un vector de cointegración.

En suma, los resultados obtenidos en esta segunda etapa permiten afirmar que ninguno de los índices bursátiles analizados refleja eficientemente la información guía de la relación en el largo plazo entre la variable fundamental principal –utilidades por acciones (EPS)– y las expectativas sobre la economía. Esto se evidencia tanto en coeficientes de ajuste bajos (cerca de 0) que indican una lenta convergencia hacia el valor de equilibrio, contraria a la hipótesis de mercados eficientes; como en los incorrectos signos de ajuste a la relación de equilibrio.

Tabla 7
Cointegración multivectorial con expectativas: prueba de la traza y modelo de corrección de errores

Índice general				
N.º de vectores de cointegración	Valor propio	Estadístico traza	Estadístico corregido	Valor crítico (0,05)
Ninguno	0,21	35,48	30,44	29,80
A lo sumo 1*	0,07	8,62	7,36	15,49
A lo sumo 2*	0,04	2,86	2,66	3,84
MCE		D(GENERAL)	D(EPS)	D(EX_PBI)
CointEq1		-0,049 [-1,47]	0,002 [2,55]	0,000 [1,69]
Índice financiero				
Ninguno	0,30	34,82	29,88	29,80
A lo sumo 1*	0,06	5,11	4,36	15,49
A lo sumo 2*	0,00	0,24	0,22	3,84
MCE		D(FINANCIERO)	D(EPS)	D(EX_PBI)
CointEq1		-0,016 [-0,55]	0,056 [4,15]	0,000 [1,85]
Índice industrial				
Ninguno	0,21	34,92	29,96	29,80
A lo sumo 1*	0,14	16,37	13,99	15,49
A lo sumo 2*	0,05	4,13	3,83	3,84
MCE		D(INDUSTRIAL)	D(EPS)	D(EX_PBI)
CointEq1		-0,011 [-1,04]	0,002 [4,17]	0,000 [1,02]
Índice minero				
Ninguno*	0,11	22,31	19,14	29,80
A lo sumo 1*	0,10	12,86	10,99	15,49
A lo sumo 2*	0,06	4,69	4,35	3,84

Nota. El símbolo * indica que se rechaza la hipótesis nula al 1% de nivel de significancia.
Elaboración propia, 2021.

Ambas evidencias se deben a la iliquidez del mercado bursátil peruano. En un mercado líquido se transan activos financieros cercanos a sus valores

fundamentales, de modo que las cotizaciones estén en consonancia con los fundamentos. Dicha iliquidez proviene del tamaño reducido del mercado (primario y secundario), de la baja cantidad de empresas listadas y de acciones disponibles para ser negociadas (*free float*), y de la poca profundidad de un mercado muy concentrado en algunos inversionistas. Todo lo cual denota un mercado de competencia imperfecta.

3.2.3 *Análisis de funciones de impulso-respuesta*

El análisis de funciones impulso-respuesta permite modelar la reacción de las cotizaciones bursátiles ante cambios en las utilidades por acción y expectativas del PBI. El uso de estas dos variables se explica por la antes detectada existencia de cuando menos un vector de cointegración entre ambas variables para los índices general, industrial y financiero (tabla 7). Dichas funciones evidenciarán la temporalidad de las respuestas y el proceso de convergencia de las mencionadas variables, analizadas diferenciadamente debido a que se requiere un modelo de vectores autorregresivos estacionario y libre de autocorrelación (utilizando criterios de información Akaike y Schwarz para los rezagos).

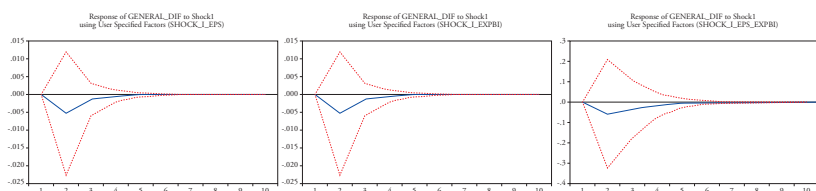
Es preciso aclarar que esa convergencia no implica el ajuste a la relación de largo plazo, pues este último ha sido modelado por los coeficientes del MCE mostrados en la tabla 7 y cuyos resultados negando la existencia de un ajuste eficiente ya fueron discutidos arriba.

En vista de lo cual, las siguientes funciones impulso-respuesta simplemente evidenciarán la reacción y relación dinámica de la variable analizada en el tiempo ante los distintos *shocks* planteados. Específicamente, se analizó el impacto de tres choques: dos choques individuales, uno sobre la variable principal (utilidades por acción o EPS) solamente; otro sobre la variable expectativas de PBI solamente; y un choque afectando ambas variables conjuntamente.

La conclusión gráfica más relevante (figura 1), por encima de la temporalidad y convergencia de los choques, es la amplitud de los intervalos de confianza dada la elevada desviación estándar generada por los choques. Gráficamente, se evidencia una reacción negativa de las cotizaciones del índice general ante choques sobre las variables utilidades por acción y expectativas del PBI. Sin embargo, considerando los intervalos de confianza, se evidencia que las reacciones podrían ser tanto positivas como negativas, aun cuando teóricamente debería esperarse un efecto positivo. Este aspecto es un indicativo relevante, pues sugiere que existen «otros factores», adicionales a las variables planteadas, que afectan las cotizaciones. Estos factores exógenos no son de índole fundamental, intrínseca o macroeconómica.

Figura 1
Choques y funciones impulso-respuesta

Unidades en desviaciones estándar	Vector de choques		
<i>Shock</i>	Índice general	EPS	Ex_PBI
I_EPS	0	1	0
I_EXPBI	0	0	1
I_EPS_EXPBI	0	1	1



Elaboración propia, 2021.

Otro alcance relevante brindado por las funciones impulso-respuesta, que también reafirma la ineficiencia de mercado analizada con la cointegración multivectorial, es el momento en que las cotizaciones reaccionan a los *shocks*. El impacto de los choques planteados se manifiesta a partir del segundo período, lo cual permite afirmar que existen retrasos en la asimilación de información relevante para las utilidades por acción y expectativas. Este nuevo hallazgo reafirma la ineficiencia de mercado, pues en teoría la reacción debiera ser inmediata. Nuevamente, los hechos clave son la iliquidez y competencia imperfecta del mercado bursátil peruano.

También es importante analizar la amplitud de los intervalos de confianza, para evaluar la convergencia ante los choques planteados. La comparación de la amplitud del impacto de los *shocks* se observa gráficamente en la figura A.3.2, cuyos paneles A, B y C muestran que el efecto de un *shock* conjunto es mayor que la suma de los dos *shocks* individuales. Y, al comparar los efectos de los choques individuales (que gráficamente son parecidos), resulta que el *shock* de expectativas tiene efectos sobre los tres índices analizados algo mayores que los del *shock* de EPS, especialmente en el período 2, y le sigue un proceso de convergencia de variables más pronunciado que el observado tras el otro *shock* individual.

Por último, los paneles C, D y E evidencian que, ante *shocks* individuales de utilidades por acción o de expectativas sobre la economía, el índice general reacciona en mayor medida que los índices sectoriales. Mientras que, para *shocks* conjuntos, el índice industrial presenta una mayor reacción.

4. Conclusiones y recomendaciones

La presente investigación buscó corroborar el cumplimiento de la hipótesis de eficiencia de mercado semifuerte. Pero la rigurosa metodología econométrica empleada brindó sólidos indicios sobre la ineficiencia del mercado bursátil peruano, y detectó que las cotizaciones bursátiles analizadas son influenciadas por factores no fundamentales de índole no intrínseca ni macroeconómica. Por lo cual, los resultados de la metodología utilizada invalidan dicha hipótesis.

En efecto, el análisis de las variables evidenció la no normalidad en la distribución de los retornos e indicadores ponderados de utilidades por acción, y sus grados de asimetría y curtosis. Por ello, se testearon las relaciones de causalidad para identificar las variables públicas relevantes en la determinación de las cotizaciones en la BVL, a fin de obtener las especificaciones más precisas posibles del modelo por estimar, el cual fue estimado con un enfoque de cointegración multivectorial, previa verificación de los grados de cointegración entre las variables.

Los resultados de la estimación multivectorial de cointegración rechazan la hipótesis de esta investigación, porque no encuentran una relación de largo plazo entre las variables de las relaciones causales testeadas, indicando así que los índices bursátiles analizados no reflejan eficientemente la información pública relevante. Más indicios de la ineficiencia del mercado bursátil peruano se obtuvieron al estimar la especificación que incluye la variable fundamental (utilidades por acción) y las expectativas sobre la actividad económica (PBI), porque, si bien con esta sí se evidencian relaciones de equilibrio de largo plazo (salvo para el índice minero), los coeficientes no garantizan el ajuste a ellas debido a que no tienen el signo correcto y son muy bajos (cerca de 0).

En vista de ello, mediante funciones impulso-respuesta aplicadas a las especificaciones con por lo menos un vector de cointegración, se analizó la reacción de los índices bursátiles ante *shocks* individuales o conjuntos a las variables utilidades por acción y expectativas de PBI. Este análisis evidenció: (i) que la reacción ocurre con un período de retraso en todos los casos, reveladora de demoras en la asimilación de la información relevante; (ii) una marcada amplitud en los intervalos de confianza, implicando que ambos tipos de choques puedan afectar positiva o negativamente las cotizaciones, al influjo de otras variables o factores exógenos al mercado que generan divergencias en la dirección de los efectos; y (iii) que los *shocks* a ambas variables conjuntamente tienen un impacto mayor que la suma de los *shocks* individuales (a una sola variable), en señal de una retroalimentación o sobrerreacción de las cotizaciones ante *shocks* conjuntos.

La ineficiencia del mercado bursátil peruano resulta principalmente de su iliquidez y estructura. La baja liquidez se evidencia en el bajo ratio de rotación de acciones en dicho mercado peruano, por comparación con los de sus pares latinoamericanos. Y su estructura muy concentrada y poco profunda genera que sus cotizaciones reflejen las estrategias de algunos inversionistas en mayor medida que las variables fundamentales relevantes.

Las medidas de política para mejorar el nivel de eficiencia de ese mercado deben orientarse entonces a aumentar su liquidez y reducir su concentración en pocos inversionistas. Una medida que podría propiciar la participación de más agentes en pro de una mayor profundidad y dinamismo de tal mercado consiste en incrementar el atractivo de ahorro e inversión y rentabilidad bursátil; para lo cual se debería evaluar si los impuestos a las ganancias de capital establecidos desde el año 2010 desincentivan la entrada de nuevos inversionistas. Otra medida, complementaria a la anterior, consiste en propiciar la ampliación de la base de inversionistas minoritarios; para lo cual convendría asimilar las experiencias de Chile y Canadá en la publicación periódica, por parte del regulador, de las transacciones de compra y venta de acciones entre partes vinculadas, a fin de mejorar la transparencia del mercado y proteger a los inversionistas minoritarios (evitando la dilución de las tenencias).

Finalmente, se sugiere que futuras investigaciones modelen y comprueben empíricamente las causas o determinantes de la mencionada iliquidez. También se sugiere investigar si existe un efecto manada (*herding effect*) en el mercado bursátil peruano, dada su alta concentración y poca profundidad.

Referencias

- Blanchard, O., & Watson, M. (1982). *Bubbles, rational expectations and financial markets*. NBER Working Paper w0945. <https://www.nber.org/papers/w0945>
- Chávez, D., Chicana, D., & Cuba, W. (2019). Diagnóstico y propuestas para el desarrollo del mercado de capitales peruano. *Revista Moneda*, 181, 10-16. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Publicaciones/.../moneda-181-02.pdf>
- Craine, R. (1993). Rational bubbles: A test. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(5-6), 829-846. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(93\)90017-M](https://doi.org/10.1016/0165-1889(93)90017-M)
- Delgado, L., & Humala, A. (1997). El mercado bursátil peruano y la hipótesis de mercado eficiente. *Revista Estudios Económicos*, 1, 73-92. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Publicaciones/.../Estudios-Economicos-1-4.pdf>
- Diba, B., & Grossman, H. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices? *American Economic Review*, 78(3), 520-530. <https://www.jstor.org/stable/1809149>
- Dolado, J., Jenkinson, T., & Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of Economics Surveys*, 4(3), 249-273. doi:10.1111/j.1467-6419.1990.tb00088.x

- Enders, W. (2008). Cointegration and error-correction models. En W. Enders. *Applied econometric time series* (cap. 6, pp. 343-405). John Wiley & Sons Inc. <http://pzs.dstu.dp.ua/DataMining/times/bibl/Enders.pdf>
- Fama, E. (1969). Capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. doi:10.2307/2325486
- Fama, E. (1991). Efficient capital markets. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617. doi:10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x
- Froot, K., & Obstfeld, M. (1989). *Intrinsic bubbles: The case of stock prices*. NBER Working Paper 3091. <https://www.nber.org/papers/w3091>
- Fu, R., & Pagani, M. (2012). On the cointegration of international stock indices. *Journal of Economics and Finance*, 36(2), 463-480. doi:10.1007/s12197-010-9136-9
- Grossman, S., & Stiglitz, J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 70(3), 393-408. <https://www.jstor.org/stable/1805228>
- Gurkaynak, R. (2008). Econometrics tests of asset price bubbles: Taking stock. *Journal of Economics Surveys*, 22(1), 166-186. doi:10.1111/j.1467-6419.2007.00530.x
- Johansen, S. (2002). A small sample correction for the test of cointegrating rank in the vector autoregressive model. *Econometrica*, 70(5), 1929-1961. doi:10.1111/1468-0262.00358
- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *The Review of Financial Studies*, 1(4), 403-425. doi:10.1093/rfs/1.4.403
- Lau, L. (2005). Assessing pre-crisis fundamentals in selected Asian stock markets. *The Singapore Economic Review*, 50(2), 175-196. doi:10.1142/S0217590805001962
- Malkiel, B. (1989). Efficient market hypothesis. En J. Eatwell, M. Milgate & P. Newman (Eds.). *Finance* (pp. 127-134). Palgrave Macmillan. doi:10.1007/978-1-349-20213-3_13
- Ohlson, J., & Juettner-Nauroth, B. (2005). Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies*, 10, 349-365. doi:10.1007/s11142-005-1535-3
- Phillips, P., & Perron, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193. doi:10.2307/2938339
- Roberts, H. (1967). *Statistical versus clinical prediction of the stock market*. Center for Research in Security Prices. University of Chicago. <https://www.scienceopen.com/document>
- Sánchez, A. (2013). Eficiencia del mercado bursátil peruano y efectos del crecimiento económico sobre el financiamiento del sector privado. Período 2002-2012. En *Encuentro de Economistas 2013*. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Proyeccion-Institucional/.../ee-2013-sanchez.pdf>
- Sarmiento, P., Duarte, B., & Mascareñas, J. (2014). Análisis de causalidad entre mercados bursátiles latinoamericanos y el Standard & Poor's 500. *Revista de Ciencias Sociales*, 20(2), 241-253. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28031815004>

- Scheinkman, J., & Xiong, W. (2003). Overconfidence and speculative bubbles. *Journal of Political Economy*, 111(6), 1193-1220. doi:10.1086/378531
- Toda, H., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. doi:10.1016/0304-4076(94)01616-8
- West, K. (1987). A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 553-580. doi:10.2307/1884217
- Winkelried, D., & Iberico, L. A. (2017). Calendar effects in Latin American stock markets. *Empirical Economics*, 54(3), 1215-1235. doi:10.1007/s00181-017-1257-y

Anexos

Anexo 1 Investigaciones aplicadas utilizando cointegración

Autor	País	Índice	Dividendos	Tasa de interés	Crédito corporativo	Inflación	Tipo de cambio	Producción industrial	Oferta monetaria	Precio petróleo	U.S. 3-month T-bill
PAÍSES DE LA REGIÓN											
Bergoing <i>et al.</i> (2002)	Chile	IPSA	✓	✓	✓						
Existencia de relación de largo plazo en el mercado bursátil. Mediante funciones impulso-respuesta y la velocidad de ajuste del modelo de corrección de errores, demuestran la persistencia de choques.											
Abrugi (2008)	Argentina, Brasil, Chile y México	-		✓			✓	✓	✓		✓
Variables globales tienen una mayor significancia y mejor ajuste que variables locales macroeconómicas.											
OTRAS LATITUDES											
Cooper <i>et al.</i> (2004)	Singapur	ALL-S Equities					✓	✓	✓	✓	✓
Ibrahim (1999)	Malasia	KLSE index		✓			✓	✓	✓	✓	✓
Lu <i>et al.</i> (2001)	Turquía	ISE	✓				✓		✓		

Elaboración propia, 2021.

Anexo 2

Variables planteadas

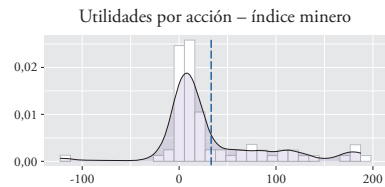
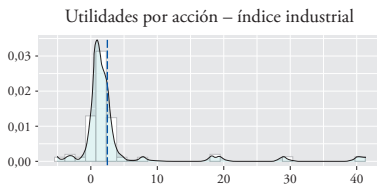
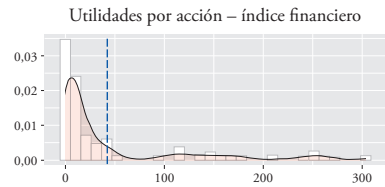
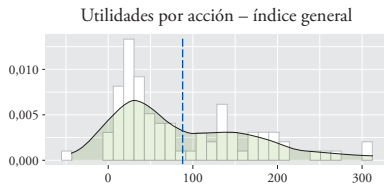
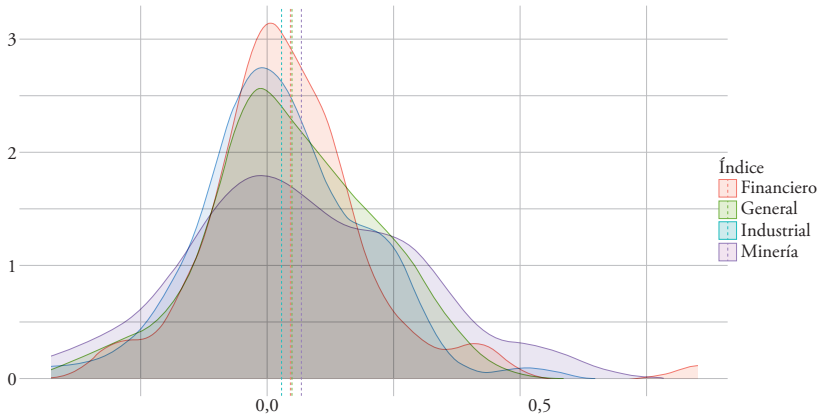
Variable	Signo	Relación teórica
Oferta de dinero (M2: serie de liquidez total BCRP)	+	<p>Se presentan dos mecanismos de transmisión para el caso peruano. En primer lugar, la Q de Tobin sostiene que incrementos en la cantidad de dinero generan un efecto de portafolio sobre agentes económicos. El excedente en la oferta monetaria lleva a un incremento en la demanda de activos financieros, generando así incrementos en valorizaciones.</p> <p>El segundo canal es el tradicional de la tasa de interés: un incremento en la cantidad de dinero reduce la tasa de interés nominal y, dada la rigidez de precios, reduce la tasa de interés real. El efecto se traslada al mercado interbancario reduciendo el costo de financiamiento. Ello genera mejores expectativas y, como consecuencia, mayores cotizaciones.</p>
Inflación, sin alimentos ni energía	-	<p>Movimientos del nivel de inflación por fuera del rango meta del BCRP generarán políticas de estabilización monetaria, cuyo instrumento de política es la tasa de referencia. Por tanto, un incremento de la inflación (producto de choques de mediano y largo plazo) será respondido por el BCRP con una política monetaria contractiva, elevando la tasa de interés de referencia. Mediante la transmisión al mercado interbancario, se elevarán los costos de financiamiento, reduciendo las expectativas de rentabilidad de las empresas y generando entonces una menor cotización bursátil.</p>
Tipo de cambio	+	<p>Apreciaciones del tipo de cambio local atraerán capitales extranjeros y mayores flujos de efectivo a consecuencia del efecto en las exportaciones. La dolarización de la economía también contribuye al efecto.</p>
DJCI y precio cobre	+	Relación rentabilidad y expectativas.

Elaboración propia, 2021.

Anexo 3

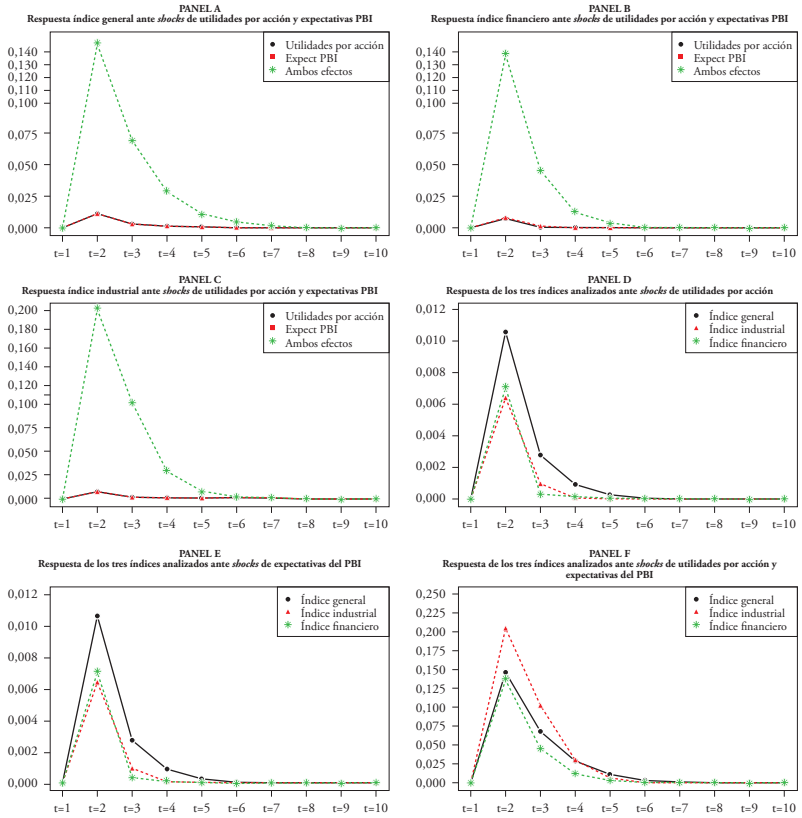
Figuras

Figura A.3.1
Distribuciones de retornos y utilidades por acción ponderadas



Elaboración propia, 2021

Figura A.3.2
Comparación de intervalos de confianza – funciones impulso-respuesta



Elaboración propia, 2021.

¿Pueden las advertencias sanitarias reducir el consumo de cigarrillos «suelos»? Una aproximación experimental desde el sesgo al presente¹

Néstor Iván Apaza Mamani

Luis Fernando Leyva Morillas

1. Introducción

El consumo de cigarrillos representa un grave problema para la sociedad. A quien fuma diariamente (consumidor activo), le incrementa el riesgo de padecimientos cardiovasculares y cerebrovasculares, cáncer pulmonar, entre otras enfermedades no transmisibles (OMS, 2008; CDC, 2014; West, 2017). A quien aspira el humo (consumidor pasivo), puede causarle enfermedades pulmonares, partos prematuros, tumores de cerebro, linfoma, asma y leucemia (OMS, 2008). Así, consumidores activos y pasivos reducen su expectativa y calidad de vida. Y también perjudica el gasto público: Bardach *et al.* (2016) estiman una pérdida anual, al erario peruano, de unos S/ 2500 millones derivados de los problemas de salud ocasionados por el consumo, activo y pasivo, de tabaco.

La respuesta habitual de política pública para reducir el consumo de tabaco ha consistido en gravar su consumo y regular su venta mediante restricciones en la publicidad y el empaquetado. No obstante, considerando la inelasticidad de la demanda de cigarrillos en el Perú, los incrementos del impuesto selectivo

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica del mismo título culminado y aprobado en junio de 2021. Los autores agradecen al profesor Francisco Galarza por su valiosa asesoría de esta investigación.

al consumo (ISC) parecen no haber reducido sustancialmente su consumo². Y parece que la fiscalización, a través de la prohibición de la venta de cigarrillos por unidad y del uso de imágenes y mensajes disuasorios en las cajetillas a partir de la Resolución Ministerial (R. M.) N.º 889-2008-Minsa, tampoco ha tenido un efecto más auspicioso³. Pero no se exige el uso de advertencias sanitarias en los cigarrillos «suelos», pese a ser este un formato popular de consumo en Latinoamérica, especialmente entre los jóvenes de niveles socioeconómicos bajos⁴, debido en parte a la dificultad de fiscalizarlo dada la atomización de los puestos que lo venden.

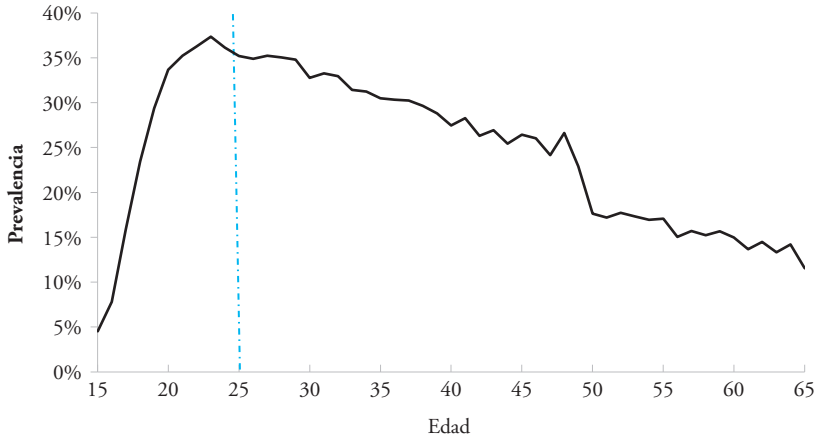
En tal contexto, nosotros examinamos la efectividad de dos instrumentos de política para reducir el consumo de cigarrillos: el aumento de precios, y la inclusión de advertencias sobre las consecuencias sanitarias nocivas a corto y largo plazo tanto en las cajetillas como en los cigarrillos sueltos. Evaluamos dicha efectividad en jóvenes peruanos, porque estos tienen una prevalencia de consumo de cigarrillos mayor que los adultos en edad laboral: 28,8% versus 24,7% en promedio anual, para el período 2013-2019 (figura 1); y porque durante la juventud es cuando los fumadores crean este hábito de consumo (figura 2).

² Colat (2014), González-Rozada y Ramos-Carbajales (2016), De los Ríos (2019) y Valdivia (2020) reportan que los consumidores peruanos tienen una demanda de cigarrillos inelástica. Además, Colat (2014) y De los Ríos (2019) reportan una elasticidad ingreso positiva del consumo de cigarrillos por cajetillas.

³ Mallma, Carcamo y Kaufman (2020), a través de un estudio cuasi experimental, no encuentran efectos significativos de la aplicación de las políticas decretadas por la R. M. N.º 889-2008-Minsa en la reducción de la prevalencia del bajo peso al nacer y del nacimiento prematuro de niños. Estos resultados tienen como una de sus causas, según la OMS (2008), el consumo pasivo de tabaco.

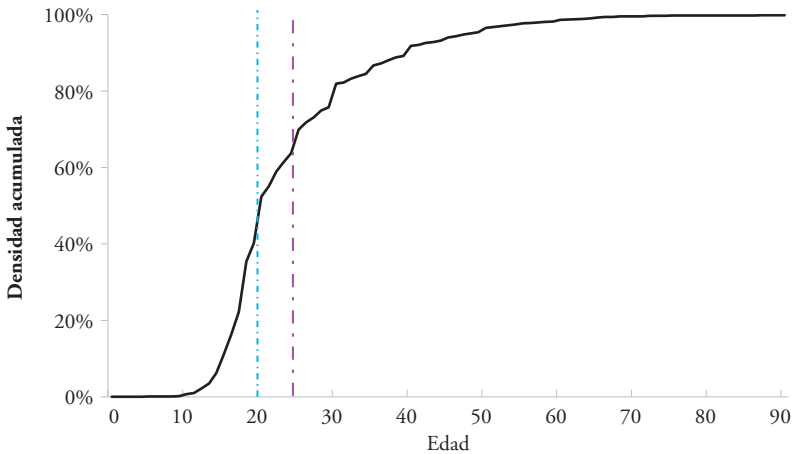
⁴ La OPS (2012) encuentra que, en Argentina, el 7,7% de los adultos compran cigarrillos «suelos», pese a estar prohibidos, y que, en jóvenes de entre 15 y 24 años, el formato de sueltos alcanza el 12,7%. La OPS (2016) encuentra que el 49% de los fumadores adultos compraron sus últimos cigarrillos en el formato «suelos», y que esta proporción alcanza el 62% en el grupo etario más joven (15-24 años). Paraje y Araya (2017) encuentran que 9 de cada 10 jóvenes de nivel socioeconómico bajo compran cigarrillos «suelos». Y Linetzky *et al.* (2012) encuentra un efecto heterogéneo en el consumo de cigarrillos según el nivel socioeconómico de los jóvenes en Argentina.

Figura 1
Prevalencia del consumo anual de tabaco según edad en el Perú, 2013-2019
(porcentaje de personas que fuman sobre el total)



Nota. La línea de corte va en la edad de 25 años. Y 65 años es la línea de corte para adultos en edad laboral.
Fuente: Endes (2013-2019). Elaboración propia, 2021.

Figura 2
Gráfico de densidad de la edad en la que un consumidor de cigarrillos empezó a fumar diariamente, 2013-2019



Nota. Las líneas de corte celeste y roja corresponden a las edades de 20 y 25 años, respectivamente.
Fuente: Endes (2013-2019). Elaboración propia, 2021.

Con tal fin, analizamos si el sesgo al presente influye en la decisión de dejar de fumar. Nuestra hipótesis es que las advertencias de nocividades a corto plazo en cigarrillos sueltos son más efectivas que las de a largo plazo. Para contrastarla, realizamos un experimento con participantes jóvenes (estudiantes de pregrado universitario), donde estos eligen entre comprar cigarrillos «suelos» o en cajetilla, o no fumar; tras recibir tratamientos consistentes en aumentos de precios y mensajes disuasorios, aplicados ambos a los dos formatos de cigarrillos. Encontramos que la inclusión de un mensaje advirtiendo de nocividades de corto plazo aumenta la probabilidad de dejar de fumar comparado con uno de largo plazo, en individuos con mayor sesgo al presente; y que la probabilidad de no fumar se incrementa cuando los mensajes –independientemente de si advierten de nocividades a corto o largo plazo– son incluidos en cigarrillos «suelos». También hallamos evidencia de que los aumentos de precios pueden incentivar la sustitución de cigarrillos en cajetilla por «suelos».

2. Revisión de la literatura especializada

Nuestra investigación aporta a la literatura especializada en examinar los mecanismos para reducir el consumo de tabaco (véanse, p. ej.: Ben Lakhdar *et al.*, 2020; Irvine & Nguyen, 2021; Fakir *et al.*, 2020), porque nosotros analizamos el efecto tanto de cambios en precios como de la inclusión de advertencias sobre consecuencias nocivas de corto y de largo plazo, en el consumo de cigarrillos sueltos y en cajetillas⁵. De esta manera, abordamos dos mecanismos que podrían mitigar la incidencia del consumo de tabaco, y también podemos examinar el grado de sustitución entre formatos de cigarrillos (en consumidores jóvenes, particularmente).

El entorno de los adolescentes y jóvenes es considerado como un determinante importante del consumo de tabaco. Por ejemplo, O’Loughlin *et al.* (2009) encuentran que fumadores cercanos (el caso de parientes) y el sentimiento de dependencia influyen en la incidencia de fumar por parte de estudiantes canadienses menores de edad. Similarmente, Lorant *et al.* (2017) concluyen que el nivel de consumo en adolescentes europeos (de 14 a 16 años) es parcialmente explicado por tener pares que fuman. Para el caso de universitarios de Colombia, Camerún y Turquía, se ha encontrado que familiares y personas fumadoras cercanas aumentan la probabilidad de consumir

⁵ La comparación del efecto de advertencias sanitarias impresas en cigarrillos «suelos» y en cajetillas ha sido poco examinada, posiblemente debido a que la venta de cigarrillos en formato «suelto» es casi inexistente en países desarrollados. Pero no hemos encontrado ningún estudio haciendo esa comparación en países latinoamericanos, donde sí es común el formato de venta en «suelos».

cigarrillos (Novoa-Gómez, Barreto, & Silva, 2012; Mbatchou, Atangana, & Kuaban, 2015; Karadoğan, Onal, & Kanbay, 2018).

Greenhalgh, Stillman y Ford (2016), tras una recopilación de la literatura sobre mecanismos para dejar de fumar, sintetizan que dejar el hábito es posible si el placer que brinda la inhalación de nicotina es cambiado por hábitos que recompensen la abstinencia, o cuando el consumo de cigarrillos no se encuentre socialmente aceptado⁶. Por otro lado, Baumeister (2017) concluye que incluso los fumadores capaces de mantener el control sobre sus acciones pueden seguir deseando fumar frecuentemente. Sin embargo, recientes investigaciones exploran y encuentran nuevos mecanismos antitabaco con buena efectividad. Por ejemplo, Fakir *et al.* (2020) dan indicios de que intervenciones «*behavioral*» (que involucran «mantener el registro» de los cigarrillos y la presentación de *nudges* en pósters) reducen el hábito de fumar tabaco.

Diversos estudios evalúan el efecto de herramientas visuales, en cigarrillos sueltos y en cajetillas, por separado. Drovandi *et al.* (2019) realizan un experimento con estudiantes universitarios en Australia y hallan que las advertencias en unidades de cigarrillos pueden disuadir siempre y cuando contengan información sobre daños a la salud. Lund y Scheffels (2018) examinan el efecto de mensajes disuasorios y colores desagradables en los «*sticks*» de cigarrillos sobre la percepción del riesgo para la salud por parte de jóvenes noruegos, y encuentran que tal efecto es positivo: aumenta la nocividad percibida del cigarrillo y reduce el deseo de consumirlo. Moodie *et al.* (2019), por su parte, realizan una encuesta *online* a jóvenes del Reino Unido sobre la percepción de un cigarrillo con advertencias de salud y otro de color verde, respecto a uno tradicional; y encuentran que los jóvenes califican como menos deseables los cigarrillos con advertencias de salud y los de color verde⁷. Por otro lado, Brown *et al.* (2021) encuentran que los jóvenes perciben como menos riesgosos a los cigarrillos cuyos empaquetados incluyen mensajes sobre su sabor, incluso cuando también incluyen disuasorios tradicionales.

Como se ha dicho antes, son escasos los estudios que comparan los efectos de advertencias disuasorias en cajetillas y en «sueルトs». Entre las excepciones está el trabajo de Hoek *et al.* (2015), quienes, tras un *best-worst choice experiment*

⁶ De las 10 teorías consideradas por dichos autores para analizar el cese del consumo de cigarrillos, nuestro trabajo se inspira en la *behavioural theory* y en la *smoking and quitting as products of social and environmental influences*.

⁷ Respecto al modelo empírico aplicado por esos estudios, Drovandi *et al.* (2019) utilizan un *logit* cuya variable independiente es la decisión de dejar de fumar; Lund y Scheffels (2018), un *logit* multinomial cuya variable independiente es el tipo de cigarrillo preferido; y Moodie *et al.* (2019), un *logit* cuya variable independiente es la percepción de los cigarrillos.

con 313 participantes, concluyen que los elementos disuasorios en *sticks* de cigarrillos reducen el consumo en mayor medida que los puestos en cajetillas; y que este efecto parece ser más relevante en fumadores diarios. También el trabajo de Gallopel-Morvan, Droulers y Pantin-Sohier (2019), quienes concluyen que elementos como un color oscuro, advertencias sanitarias y una imagen de calavera en los cigarrillos, generan vergüenza durante el acto de fumar entre amistades. Similarmente, Moodie *et al.* (2020) encuentran que los mensajes disuasorios en los *sticks* de cigarrillos son vistos por los consumidores como desagradables y vergonzosos.

En suma, parece que los mensajes disuasorios específicos y en ciertos formatos reducen la disposición a consumir cigarrillos. A la luz de lo cual, nuestro trabajo evalúa si advertencias sobre consecuencias sanitarias nocivas de corto plazo están relacionadas con una reducción del consumo de cigarrillos, en cualquier formato, entre jóvenes peruanos.

3. Marco analítico

En esta sección, proponemos un modelo que explique dos fenómenos relevantes para el presente trabajo: cómo los jóvenes fumadores eligen entre comprar cajetilla, comprar «suelos» o no fumar; y por qué tienen poco impacto las políticas limitadas a uno solo de esos dos formatos.

3.1 La elección de un joven fumador

Cualquier individuo fumador puede elegir entre comprar cajetillas, cigarrillos «suelos» o no fumar (Y)⁸, tomando en cuenta las siguientes variables:

$$\text{Max} \quad U = f(C, \theta)$$

$$\text{s. a.} \quad I = p_{\theta} * \theta + p_c * C$$

$$\text{Donde } C = f(p_{c(-)}, I_{(+)}, n_{(\pm)}, \delta_{(+)}, X_{(-)}, e_{(+)}, a_{(+)}, Z_{(-)})$$

y θ representa los otros bienes

En este modelo, p_c es el precio de cigarrillos normalizado⁹, I es el ingreso (salarial más no salarial), n es la preferencia por fumar, δ es la condición de

⁸ $Y = (\text{Caja}, \text{Suelto}, \text{No Fumar})$. Esta distinción obvia la diversidad de productos con tabaco, debido a la marcada preferencia juvenil por los cigarrillos.

⁹ Precio de cajetilla entre el número de cigarrillos. Para evitar correlaciones, no se incluye el precio de «suelos», que varía entre las marcas, pero esto se simplifica por escasez de información.

adicto, X engloba a los mecanismos disuasorios percibidos (percepción que depende del sesgo al presente¹⁰), e es el número de fumadores en la localización habitual de consumo (que captura el efecto de pares y hábitos compartidos con familiares), a es el nivel de consumo de alcohol¹¹, y Z incluye todos los demás bienes sustitutos que podrían afectar el consumo de cigarrillos¹². En cuanto a los parámetros de la restricción de gasto, $p_\theta * \theta$ es el ingreso destinado para otras actividades o bienes y $p_c * C$ es el ingreso destinado a la compra de cigarrillos.

Un joven fumador se distingue de un adulto por su ingreso limitado (todavía no trabaja o su remuneración es relativamente baja) y dependiente (del ingreso de los padres):

$$I_{joven} = T_{padres} + w * L$$

Aquí, T_{padres} es la propina que da el padre, w es el salario y L son las horas laboradas por el joven.

Un análisis de cada determinante sugiere que un joven demanda «suelos» considerablemente. Primero, sus preferencias (n) pueden inclinarlo a comprar pocos cigarrillos, si se siente saciado con unos cuantos o para evitar ser descubierto con ellos. Segundo, jóvenes adictos¹³ ($\delta = 1$) pueden encontrar atractiva cualquier presentación, y aquellos con ingreso limitado preferirían «suelos». Tercero, la ausencia de disuasorios en los «suelos» los hace más atractivos porque son ilusoriamente inofensivos. Además, ellos están bastante expuestos a pares con quienes pueden compartir sus preferencias por «suelos».

3.2 La sustitución entre cajetillas y «suelos»

Lo anterior implica que dividimos el mercado analizado de fumadores adictos entre los que consumen «suelos» o en cajetillas; cuyas preferencias por un formato o el otro pueden cambiar. Estos cambios se modelizan resumidamente en la figura 3.

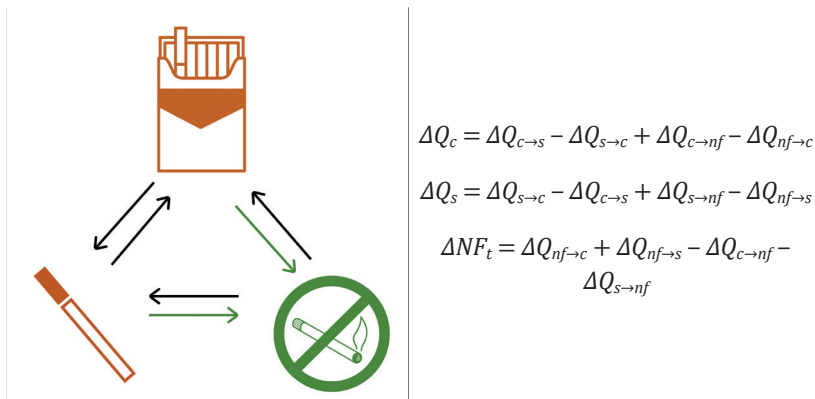
¹⁰ Consideramos así a una advertencia sanitaria de corto plazo como potenciadora de al valerse del sesgo al presente: exponer consecuencias de corto plazo puede hacer que el individuo no postergue la decisión de dejar de fumar, como muestra la evidencia (Suranovic, Goldfarb, & Leonard, 1999).

¹¹ La complementariedad alcohol-cigarrillos es estudiada e identificada por Seinfeld y Galarza (2014) para el caso peruano.

¹² Sustitutos en el sentido de que son productos adictivos cuya adquisición implica dejar de comprar cigarrillos.

¹³ Definidos como los que fuman 25-30 veces al mes, de acuerdo con la literatura especializada.

Figura 3
Dinámica de los consumidores



Elaboración propia, 2021.

De los cuales, son dos los cambios más relevantes para nuestro estudio¹⁴. Por un lado, $\Delta Q_{c \rightarrow s}$ y $\Delta Q_{s \rightarrow c}$ representan cambios por sustitución; por ejemplo, si baja el precio de las cajetillas, una porción de fumadores en «suelos» puede optar por cajetillas ($\Delta Q_{s \rightarrow c} < 0$). Por otro lado, $\Delta Q_{c/s \rightarrow nf}$ representa dejar de fumar. Este efecto puede darse en individuos con preferencias rígidas: si sube el precio de las cajetillas, un férreo consumidor de cajetillas puede optar por no fumar, en vez de sustituirlas. Consideramos que este segundo efecto depende considerablemente de elementos exógenos adicionales: disuasorios, entorno social e ingreso. Por ello, unos buenos disuasorios que afecten ambos formatos (cajetilla y «suelos») provocarían dejar de fumar antes que una sustitución entre formatos. Esto sustenta la motivación analítica de nuestro trabajo¹⁵.

Y nuestra motivación práctica se explica por el tipo de medidas antitabaco que aplica el Gobierno peruano, el cual: (i) utiliza el ISC para aumentar los precios de las cajetillas; (ii) obliga la inclusión de alertas sobre efectos negativos del tabaco en las cajetillas, y a que su publicidad o anuncio para venta formal contenga frases de advertencia e imágenes alusivas al daño en la salud (ambos son disuasorios); y (iii) prohíbe fumar en espacios públicos cerrados o vulnerables.

¹⁴ El surgimiento de nuevos fumadores, $\Delta Q_{nf \rightarrow c/s}$, si bien empíricamente verificable, se considera poco relevante en nuestro marco analítico que analiza a jóvenes ya fumadores.

¹⁵ $\Delta Q_{c \rightarrow nf}$ puede expresarse como $f(p, X)$. Este trabajo busca evaluar si existe un $\frac{\partial \Delta Q_{c \rightarrow nf}}{\partial X}$ significativo y de qué manera este puede incrementarse.

Lamentablemente, las dos primeras medidas presentan limitaciones. En primer lugar, el efecto del ISC es amortiguado por la sustitución de cajetillas por «suelos». En segundo lugar, el efecto de los disuasorios actuales puede no afectar a los jóvenes, quienes parecen preferir «suelos» y, así, no son impactados por los disuasorios solo en cajetillas. Es más, en caso consuman cajetillas, pueden reaccionar en menor grado ante las consecuencias nocivas de largo plazo, comunes en dichos disuasorios, en tanto su sesgo al presente es mayor.

Para contrarrestar esas limitaciones, nos proponemos evaluar la efectividad de aplicar una nueva política: la inclusión de un disuasorio de corto plazo en la barra (*stick*) de cada cigarrillo¹⁶. Una alerta inmediata en cada «suelo» está en contacto constante con el joven consumidor y puede impactarlo, sea por una mayor toma de conciencia o por vergüenza¹⁷. Además, la impaciencia juvenil puede efectivizar el impacto de mensajes de corto plazo en relación con las advertencias tradicionales de largo plazo.

4. Metodología

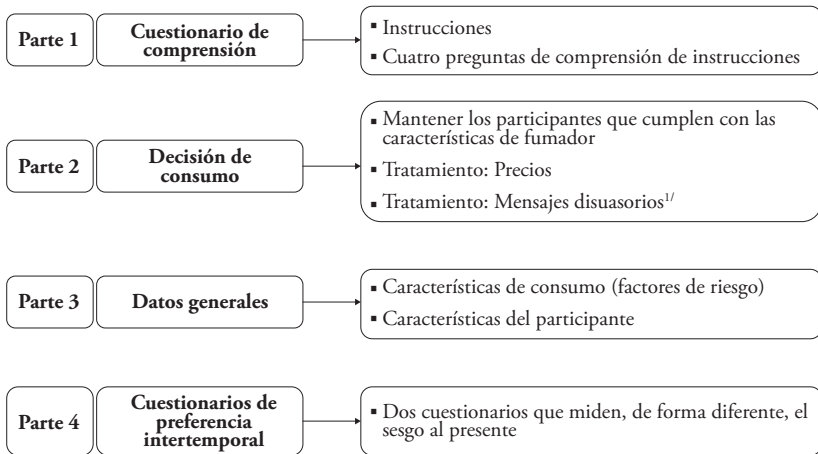
Estudiamos el efecto de cambios en precios y advertencias sanitarias usando un diseño experimental «dentro de los sujetos» (*within-subjects*)¹⁸, gracias al cual la validez interna del experimento no depende de la asignación aleatoria. Además, este diseño guarda coherencia con la teoría microeconómica dado que un mismo individuo es quien reacciona ante cambios en el precio y otras características de un producto. Reclutamos a los participantes del experimento con base en el *pool* del E2LabUP. Cada sesión experimental constó de cuatro partes, en el orden mostrado en la figura 4: cuestionario de comprensión, decisión de consumo, datos generales, y cuestionarios sobre preferencias intertemporales.

¹⁶ Específicamente, el presente trabajo explora los beneficios de un mensaje de corto plazo en los *sticks* de cigarrillos comparándolos con un mensaje de largo plazo.

¹⁷ «Contacto constante» se refiere a que el joven, durante todo el proceso de consumo, es expuesto al disuasorio. Actualmente, el contacto del joven con los disuasorios en cajetillas desaparece cuando guarda la cajetilla; por ende, no existe un «contacto constante».

¹⁸ Un diseño entre sujetos (*between-subjects*), por el cual cada participante es sometido a un único tratamiento para obtener un resultado con una mayor validez externa (Charness, 2012), hubiera sido más complicado de implementar porque requeriría de entre cuatro a ocho veces el número de participantes que en un diseño *within-subjects* a fin de obtener un poder estadístico del 80% (Bellemare, Bissonnette, & Kroger, 2014). Además, este último se alinea más con la teoría microeconómica elemental, donde un mismo agente reacciona ante cambios en las características de un producto y no son dos o más agentes que, en mercados separados, reaccionan ante dichos cambios.

Figura 4
Enfoque secuencial del experimento



Nota. ^{1/} Los mensajes disuasorios de corto y largo plazo son presentados en forma aleatoria. Elaboración propia, 2021.

La parte 1 presenta las instrucciones, evalúa su comprensión mediante cuatro preguntas¹⁹ y permite continuar con el experimento solo a los participantes que tienen el hábito de fumar²⁰. La parte 2 presenta tres alternativas de elección: consumir cigarrillos en cajetilla, en «suelos», o no fumar. Estas alternativas fueron «tratadas», tanto con tratamientos de precios como con mensajes disuasorios de corto y de largo plazo²¹.

¹⁹ El pago por pregunta respondida correctamente (al primer intento) fue de 0,20 soles, que se agregó al pago por participar, de 5,00 soles. Ante una respuesta incorrecta, la pantalla mostró inmediatamente la respuesta correcta y pidió rectificar la respuesta, lo que contribuyó a un adecuado conocimiento de la dinámica del experimento.

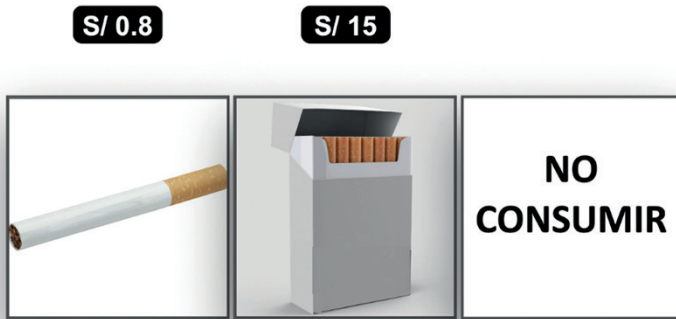
²⁰ Consistente en haber consumido frecuentemente cigarrillos en al menos uno de los últimos tres años. No cumplieron con este requisito 93 de los 248 participantes iniciales. Cabe señalar que esta restricción para participar en el experimento fue flexibilizada ante el riesgo de no completar la muestra necesaria. El diseño inicial requería que el consumo haya sido de –por lo menos– una vez cada 30 días durante alguno de los últimos tres años (2019-2021), mientras que el diseño modificado pidió simplemente el haber fumado durante 2019, o 2020 o 2021.

²¹ Beverland *et al.* (2012) consideran en su experimento que los daños a la salud son de corto plazo cuando ocurren en un lapso de días o semanas, que son de mediano o largo plazo cuando se manifiestan en los siguientes años o décadas, y en la cajetilla que muestran predomina el gris. Como este color es poco común en las cajetillas existentes en el mercado, nosotros estudiamos los efectos puros de los tratamientos en la decisión de consumo, no influenciados por preferencias de marcas y/o colores. Se sabe que colores en cigarrillos sueltos pueden influir en que sean percibidos como riesgosos o vergonzosos (Lund & Scheffels, 2018; Gallopel-Morvan, Droulers, & Pantin-Sohier, 2019).

El tratamiento de precios (figura 5) muestra los precios base de los productos en la parte superior de cada imagen (0,8 soles en el caso de «suetos» y 15 soles en el caso de cajetillas de 20 unidades²²) y se indica al participante que escoja el formato que prefiere. Ante la elección, los precios base se incrementarán en 0,1 soles y 1 sol, respectivamente, hasta que se alcance el (*ex ante*) desconocido precio límite (1,3 soles y 21 soles, respectivamente), o hasta que el participante escoja la opción «No consumir». De esta manera, medimos la sensibilidad de la sustitución ante cambios en precios (efecto precio).

Figura 5
Tratamiento precios

¿Cuál formato de cigarrillos compraría dado el precio? Elija:



Elaboración propia, 2021.

El tratamiento de mensajes (figura 6) incluyó una advertencia sanitaria en la imagen de la cajetilla o en la del cigarrillo suelto. Tanto el formato de cigarrillos tratado, como el tipo de mensaje por mostrar (de corto plazo o de largo plazo), fueron elegidos al azar. Usamos tres advertencias de corto plazo («Fumar causa daño a los bronquios», «Fumar vuelve amarillos tus dientes» y «Cada cigarrillo te reduce 15 minutos de vida»); y tres de largo plazo («Fumar causa cáncer», «Fumar causa alzhéimer» y «Fumar causa infarto»)²³. Las opcio-

²² Estos son los precios promedio del mercado en Lima Metropolitana.

²³ Para elegir los mensajes de corto plazo, nos basamos en: Shaw, Mitchell y Dorling (2000), Bazzini *et al.* (2013) y Alkhatib, Holt y Bedi (2005). Dichos autores exploran la relación causal entre el consumo de cigarrillos y los minutos de vida perdidos por el consumo de una unidad, el daño en las células bronquiales y la decoloración dental; y encuentran que el número de minutos perdidos es de 11 en promedio, y que la mor-

¿Pueden las advertencias sanitarias reducir el consumo de cigarrillos «suelos»? Una aproximación experimental desde el sesgo al presente

nes por elegir fueron las mismas que en el tratamiento de precios, y el precio mostrado para cada formato fue el último precio aceptado por el participante en dicho tratamiento. De esta manera, pudimos analizar el efecto del tipo de mensaje (de corto plazo versus de largo plazo) sobre la decisión de fumar.

Figura 6
Tratamiento de mensajes

¿Cuál formato de cigarrillos compraría dado el precio? Elija:



Elaboración propia, 2021.

Por último, en las partes 3 y 4 del experimento, recogimos información de los encuestados (género, percepción sobre su salud y características de consumo), útiles para el análisis de sus elecciones y preferencias intertemporales. Usamos dos instrumentos que miden el sesgo al presente y que permitieron evaluar la consistencia de nuestros resultados.

Estimación del efecto de los tratamientos

A fin de examinar el efecto de nuestros tratamientos de precios y mensajes, estimamos modelos *logit* multinomial no ordenados para cada uno de los formatos seleccionados (cajetillas y «suelos»). Estos modelos son apropiados para evaluar variables dependientes que tienen múltiples valores sin un orden específico (Cameron & Trivedi, 2005). Usamos estimaciones separadas para

talidad de células del epitelio bronquial y los problemas de decoloración dental ocurren con premura (en el plazo de minutos y de horas, respectivamente). Asimismo, los mensajes de largo plazo utilizados también se basan en estudios especializados sobre el impacto de fumar en la generación de cáncer o alzhéimer o infarto.

cada formato de consumo, que así permiten examinar heterogeneidad en la elección de consumo inicial²⁴. Hay así dos variables dependientes: $Y_{it}^{cajetilla}$ y Y_{it}^{suelto} , que se estiman siempre que el participante «i» haya escogido el formato en cajetillas y en cigarrillos sueltos, respectivamente, en la primera ronda del experimento.

En el caso del tratamiento asociado a los incrementos de precios en cada formato, la variable $Y_{it}^{formato}$ corresponde a la decisión de consumo del participante «i» en el formato indicado (cajetilla o suelto) en la ronda «t»²⁵. Así, $Y_{it}^{cajetilla}$ es igual a 0 si, en la ronda «t», la decisión de consumo continúa siendo cajetilla para el individuo «i»; es igual a 1 si la decisión de consumo cambia al formato «suelto»; y es igual a 2 cuando se decide dejar de fumar. Análogamente, la variable Y_{it}^{suelto} es igual a 0 si la decisión de consumo continúa siendo «suelto» para el individuo «i» en la ronda «t»; es igual a 1 si la decisión es cambiar al formato en cajetilla; y es igual a 2 si se decide dejar de fumar.

$$Y_{it}^{Cajetilla} = \alpha_0 + \alpha_1^c \text{precio}_{cajetilla} + X_i' \gamma + \varepsilon_i \dots (1)$$

$$Y_{it}^{suelto} = \beta_0 + \beta_1^s \text{precio}_{suelto} + X_i' \gamma + \varepsilon_i \dots (2)$$

Donde el vector de variables de control, X_{it}' , incluye características de los participantes (género y percepción del estado de salud), un conjunto de factores de riesgo asociados con el consumo de tabaco (nivel de estrés, consumo de bebidas alcohólicas y entorno fumador), y un conjunto de variables normalizadas asociadas a la participación del participante en el experimento (pagos adicionales al participante por el entendimiento correcto del experimento y el tiempo del participante en este), que podrían estar correlacionadas con su decisión de consumo de cigarrillos durante el experimento²⁶. Las estimaciones incluyen efectos fijos por cada día en el que se realizó el experimento, y errores estándares corregidos por conglomerados a nivel individual, con la finalidad de controlar posibles correlaciones entre decisiones repetidas de los mismos individuos.

En el caso del tratamiento de mensajes disuasorios en cada formato, la variable latente corresponde a la decisión de consumo de los participantes

²⁴ Nuestro experimento asignó aleatoriamente los tratamientos para corregir la presencia del sesgo de selección (Angrist & Pischke, 2009). Además, el uso de un *pool* de estudiantes calificables como fumadores potencialmente habituales (por fumar en al menos uno de los años 2019-2021) permite estimar parámetros consistentes dado que forman parte del segmento juvenil cuyo consumo de tabaco debe desincentivarse.

²⁵ Como se precisó anteriormente, en cada ronda el precio del formato seleccionado fue incrementado en un monto equivalente a $S/1$ y $S/0,1$ para cajetillas y «suelos», respectivamente.

²⁶ El detalle de las variables de control se encuentra en el anexo 1.

expuestos al mensaje disuasorio presentado en cada ronda «t». A fin de excluir los posibles efectos diferenciales relacionados con los precios, los mensajes muestran los precios máximos antes de la elección de dejar de consumir por parte de los participantes en el tratamiento de precios. De esta manera, usamos la ecuación 3, donde la variable relevante es si el mensaje mostrado fue sobre una cajetilla o en «suelto».

$$(Y_{it} | \bar{p}_{max}) = \beta_0 + \beta_1 \text{mensaje}_{CP} + \beta_2 \text{sesgo al presente} + \beta_3 \text{sesgo al presente} * \text{mensaje}_{CP} + \beta_4 \text{Formato}_{Cajetilla} + X_i' \gamma + \varepsilon_i \dots (3)$$

Dado que el experimento solo muestra mensajes de corto plazo o de largo plazo, la variable *mensaje_{CP}* toma el valor de 1 si el mensaje en la ronda «t» fue de corto plazo, y de 0 si fue de largo plazo. La variable *sesgo al presente* varía según el cuestionario aplicado. Por un lado, bajo el test de Wang, Rieger y Hens (2015), toma valores de 0 o 1, siendo 1 cuando el resultado supera a la media de la muestra, asumiendo una función de utilidad lineal. Por otro lado, bajo el test de Andreoni y Sprenger (2012), se categorizó a los participantes según tramos de intensidad del sesgo al presente, dados por el número de veces en que el participante mostró un sesgo al presente en un proceso de elección intertemporal con descuento ajustado por riesgo²⁷. Los coeficientes de interés siendo los asociados al mensaje de corto plazo, a su interacción con el sesgo al presente, y al formato con el mensaje²⁸. Las variables de control usadas fueron las mismas que en el tratamiento de precios.

5. Análisis de resultados

5.1 Descripción de las fuentes de información

Usamos datos recolectados de encuestas virtuales (en adelante, experimento) realizadas a 155 estudiantes de pregrado²⁹ de la Universidad del Pacífico, un 57,8% mujeres, como consta en las estadísticas descriptivas de la muestra que se presentan en la tabla 1. En ella se observa, respecto al sesgo al presente de los participantes, que: bajo el primer cuestionario (que resalta el horizonte temporal aplazando un monto pequeño en períodos largos), dicho sesgo tiene

²⁷ Se definieron tres rangos según el número de veces que los participantes presentaron sesgo al presente bajo el segundo cuestionario. Para mayor detalle de los cuestionarios utilizados, véase el anexo 2.

²⁸ La variable asociada al coeficiente β_4 toma el valor de 1 si el mensaje en la ronda «t» se presentó en un formato de cajetilla; y de 0 si fue en «suelos».

²⁹ El tamaño de muestra fue definido mediante el *software* Gpower para obtener un poder estadístico de 0,8 y un efecto mínimo detectable de 0,2 (efecto moderado).

un nivel relevante en aproximadamente el 50% de los participantes; bajo el segundo cuestionario, la mayoría de los participantes (52,9%) mostró un nivel de sesgo nulo; no obstante lo cual, muchos participantes (27,8%) presentaron el sesgo en al menos dos de los seis escenarios examinados, y otros (un 19,4%) lo presentaron en al menos tres de los seis escenarios.

Tabla 1
Estadísticas descriptivas de los participantes

Variable	Obs.	Media	Std. Dev.	Mín.	Máx.
Sesgo al presente (Wang <i>et al.</i> , 2015)	155	0,503	0,502	0	1
Sesgo al presente – Nulo (Andreoni & Sprenger, 2012)	155	0,529	0,501	0	1
Sesgo al presente – Rango 1 (Andreoni & Sprenger, 2012)	155	0,277	0,449	0	1
Sesgo al presente – Rango 2 (Andreoni & Sprenger, 2012)	155	0,097	0,297	0	1
Sesgo al presente – Rango 3 (Andreoni & Sprenger, 2012)	155	0,097	0,297	0	1
Nivel de estrés bajo / muy bajo (autorreportado)	155	0,206	0,406	0	1
Nivel de estrés alto / muy alto (autorreportado)	155	0,794	0,406	0	1
Nadie en su entorno social fuma	155	0,155	0,363	0	1
Algunos en su entorno social fuman	155	0,729	0,446	0	1
La mayoría / todos en su entorno social fuman	155	0,116	0,321	0	1
Consume alcohol regularmente	155	0,503	0,695	0	1
Mujer ^{1/}	154	0,578	0,496	0	1
Estado de salud: mala / muy mala (percepción)	155	0,116	0,321	0	1
Estado de salud: buena (percepción)	155	0,735	0,442	0	1
Estado de salud: muy buena (percepción)	155	0,148	0,357	0	1

Nota. ^{1/} Un participante no precisó su género.

Fuente: sesiones experimentales Elab2UP. Elaboración propia, 2021.

En cuanto al nivel de estrés, se observa que la mayoría de los participantes reportó tener un nivel de estrés alto o muy alto (79,4%). Con relación al entorno fumador, el 72,9% de los participantes mencionó que en su entorno social solo algunos fuman, y un 11,6% reportó que la mayoría / todos en su entorno social fuman. Cabe resaltar que un 50,3% de los participantes registró consumir alcohol regularmente (al menos una vez cada 14 días). Sin embargo, la mayoría de los participantes percibían tener un buen estado de salud.

Dado que la naturaleza de los datos recogidos puede variar según las preferencias del formato de consumo entre los participantes, analizamos un

balance sobre estas características entre los participantes que consideran el formato cajetilla y el formato «suelos». Se observó que el número de participantes que prefiere el formato de cajetilla es muy similar al que prefiere el formato «suelos». Si bien no hay diferencias significativas en las características sociodemográficas de los participantes, se observan diferencias significativas en ciertos factores de riesgo a un mayor consumo, especialmente en la exposición a un entorno fumador y en la frecuencia del consumo de bebidas alcohólicas: los consumidores que prefieren el formato en cajetilla suelen tener un entorno social más fumador y una prevalencia del consumo frecuente de alcohol más alta, comparados con los que prefieren el formato «suelos».

Debido a la finalidad de los modelos econométricos, con esos datos individuales formamos una estructura de panel, conteniendo observaciones por individuo y ronda (para el caso del tratamiento de precios), y por individuo y tratamiento (para el caso del tratamiento de mensajes disuasorios). Así, obtuvimos un total de 1860 observaciones en formato panel³⁰.

5.2 Discusión de los resultados

Como se ha mencionado antes, nuestra investigación espera que, frente al incremento en los precios, un fumador (i) deje de fumar o (ii) sustituya el formato de consumo. En línea con nuestra hipótesis de sustitución entre formatos, estimamos el efecto del incremento en precios sobre la probabilidad de dejar de fumar o de sustituir el formato de consumo.

La tabla 2 reporta la estimación el tratamiento de precios a través del modelo *logit* multinomial considerando efectos fijos por sesión para los individuos que escogen cajetillas o suelos en la primera ronda de precios (ecuaciones (1) y (2)). Los resultados del experimento son consecuentes con el marco conceptual y la literatura teórica y empírica revisada: cuando el precio de cada formato aumenta, se incrementa la probabilidad de dejar de fumar. Dentro de la muestra, los resultados sugieren que, por cada aumento de $S/1$ en el precio del formato cajetilla, la probabilidad de dejar de fumar aumenta en 0,29 puntos porcentuales. Pero no genera únicamente el cese del consumo, sino que también impulsa la demanda de «suelos»: por cada aumento de $S/1$ en el precio del formato cajetilla, la probabilidad de pasar

³⁰ El tratamiento de precios comprendió un máximo de 12 rondas por participante. El tratamiento de mensajes disuasorios involucró tres rondas aleatorias para cada una de las siguientes combinaciones: (i) mensajes de corto plazo en cajetillas, (ii) mensajes de corto plazo en «suelos», (iii) mensajes de largo plazo en cajetillas y (iv) mensajes de largo plazo en «suelos». Este tratamiento, entonces, también corresponde a un total de 12 rondas por participante. El anexo 3 presenta otros resultados de la muestra.

a fumar un cigarrillo «suelto» aumenta en 0,82 puntos porcentuales. Esto ocurriría también porque los participantes pueden preferir pequeñas cantidades de consumo; por lo cual, ante incrementos relevantes en el precio de la cajetilla, migran hacia el formato «suelos» porque es más acorde con su preferencia por compras pequeñas.

Tabla 2
Resultados de tratamiento en precios³¹

Elección	Cajetillas		Suelos	
	Coefficientes	Efectos marginales	Coefficientes	Efectos marginales
Dejar de fumar				
Precio formato	1,071*** (0,21)	0,029*** (0,009)	0,56*** (0,17)	0,026*** (0,008)
Cambiar de formato				
Precio formato	0,54*** (0,084)	0,082*** (0,012)	0,41** (0,14)	-0,06*** (0,012)
Observaciones	413	413	394	394
Pseudo – R2	0,18	0,18	0,31	0,31

Notas. Errores estándar corregidos por conglomerados a nivel de individuo entre paréntesis. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos por día de sesión y variables de control descritas en la sección metodológica. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 (denotan significancia al nivel de 1%, 5% y 10%, respectivamente).

Fuente: sesiones experimentales Elab2UP. Elaboración propia, 2021.

Es interesante encontrar que el efecto marginal del incremento en precios de los «suelos» no implica un incremento de la demanda por el formato «suelos», a diferencia de lo que ocurre desde las cajetillas hacia «suelos». Esto puede deberse a que los consumidores del formato «suelos» son más sensibles a las variaciones de precios, sea porque tienen una preferencia por consumir cigarrillos solo en pequeñas cantidades o por restricciones monetarias que no les permiten migrar hacia las cajetillas.

En lo concerniente a las hipótesis sobre el efecto del sesgo al presente y de la percepción del tipo de mensaje según formato sobre las decisiones de consumo, análogamente a lo hecho en el tratamiento de precios, se analizaron

³¹ Se realizaron las pruebas estadísticas de combinación de categorías y de independencia de alternativas irrelevantes. Los resultados indicaron que no es estadísticamente posible combinar las categorías de cajetillas y «suelos». Asimismo, se observó que la exclusión de la categoría cajetilla afecta el cálculo de las ratios de probabilidad de las otras categorías.

dos posibles resultados: (i) dejar de fumar y (ii) sustituir el formato de consumo. Debido a que nuestra hipótesis se refiere específicamente al mensaje disuasorio de corto plazo, analizamos principalmente su efecto interactivo con el indicador del sesgo al presente (que captura el rol adicional que tiene un mensaje de corto plazo para los individuos con un mayor nivel de sesgo al presente) y el formato de presentación del mensaje.

La tabla 3 reporta la estimación del impacto de cada tipo de mensaje —que puede provocar dejar de fumar o sustituir el formato, ecuación (3)— y bajo cada uno de los distintos cuestionarios de sesgo al presente. Por un lado, los resultados del experimento no muestran un efecto diferenciado del mensaje de corto plazo, respecto al mensaje de largo plazo, sobre la probabilidad de dejar de fumar de los participantes en promedio.

Por otro lado, se observa un efecto interactivo positivo del mensaje de corto plazo y el indicador del sesgo al presente, bajo el test de Andreoni y Sprenger (2012), en los participantes con nivel de sesgo al presente intermedio (rango 2); por el cual, en estos participantes, la inclusión de un mensaje de corto plazo respecto a uno de largo plazo en las cajetillas incrementa la probabilidad de elegir dejar de consumir en 6,5 puntos porcentuales (efecto marginal). La diferencia entre los resultados de las especificaciones puede explicarse porque, al utilizar el cuestionario de Wang *et al.* (2015), se recurre a una variable *dummy* que captura a todos los participantes presentando sesgo al presente en cierta medida, mientras que el cuestionario de Andreoni y Sprenger (2012) categoriza en rangos a los participantes según la intensidad de su sesgo.

Consideramos que el éxito de los mensajes de corto plazo en cajetillas entre los participantes más impacientes, en el caso del modelo con el sesgo 2, se debe a la efectividad con la que el mensaje se transmite: los mensajes en cajetillas, al ser más grandes, captan más la atención de estos participantes y resaltan cuando se muestran en la pantalla del participante. Por ello, en un ambiente virtual, los mensajes en «suelos» pueden ser fácilmente obviados por individuos impacientes. Pero este resultado puede no repetirse en un ambiente físico, donde la atención no estaría limitada al tamaño de una imagen³².

En todo caso, encontramos evidencia de que los disuasorios de largo plazo pueden no afectar a los jóvenes con mayor sesgo al presente, como indicó nuestro marco conceptual.

³² En un entorno físico, el participante puede interactuar de manera menos irrestricta con el cigarrillo tratado. Así, se le facilita, por ejemplo, acercar la vista al mensaje del cigarrillo para examinarlo y entenderlo mejor.

Tabla 3³³
Resultados de tratamiento de mensajes disuasorios

Elección	Wang <i>et al.</i> (2015)		Andreoni y Sprenger (2012)	
	Coefficientes	Efectos marginales	Coefficientes	Efectos marginales
Dejar de fumar				
Mensaje de corto plazo	0,026 (0,095)	0,008 (0,018)	-0,068 (0,97)	-0,13 (0,019)
Mensaje de corto plazo*Sesgo (Wang <i>et al.</i> , 2015)	0,067 (0,139)	0,048 (0,055)	-	-
Mensaje de corto plazo*Sesgo (rango 1)	-	-	-0,16* (0,18)	0,03 (0,03)
Mensaje de corto plazo*Sesgo (rango 2)	-	-	0,37** (0,18)	0,065** (0,033)
Mensaje de corto plazo*Sesgo (rango 3)	-	-	0,37 (0,21)	0,407 (0,038)
Formato cajetilla	0,236 (0,16)	-0,088** (0,028)	0,23 (0,16)	-0,088** (0,028)
Cambiar de formato				
Mensaje de corto plazo	0,127 (0,12)	0,022 (0,021)	-0,005 (0,11)	0,006 (0,02)
Mensaje de corto plazo*Sesgo (Wang <i>et al.</i> , 2015)	-1,25 (0,15)	0,045 (0,05)	-	-
Mensaje de corto plazo*Sesgo (rango 1)	-	-	0,047 (0,19)	0,08 (0,03)
Mensaje de corto plazo*Sesgo (rango 2)	-	-	0,084 (0,22)	0,02 (0,04)
Mensaje de corto plazo*Sesgo (rango 3)	-	-	0,31 (0,19)	0,02 (0,03)
Formato cajetilla	1,25*** (0,19)	0,215** (0,029)	1,26*** (0,19)	0,214*** (0,028)
Observaciones	1848	1848	1848	1848
Pseudo – R2	0,13	0,13	0,14	0,14

Notas. Errores estándar corregidos por conglomerados a nivel de individuo entre paréntesis. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos por día de sesión y variables de control descritas en la sección metodológica. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 (denotan significancia al nivel de 1%, 5% y 10%, respectivamente).

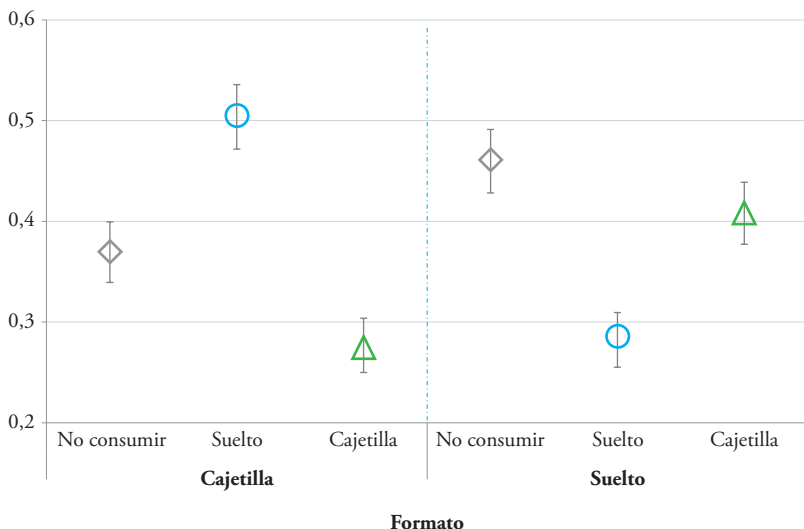
Fuente: sesiones experimentales Elab2UP. Elaboración propia, 2021.

Y es importante destacar que, si bien no se observan efectos diferenciados por tipo de mensaje para el conjunto de participantes en promedio, sí se

³³ Mismas precisiones que las hechas en la nota a pie de página precedente.

observan efectos diferenciados de este tratamiento dependiendo del formato en el cual se presentan los mensajes. Los resultados (parámetro de interés en β_4) muestran que, cuando los mensajes se realizan en el formato «suelto», se incrementa la probabilidad de dejar de fumar en aproximadamente 8,8 puntos porcentuales con respecto a tal probabilidad cuando el mensaje disuasorio se presenta en un formato de cajetilla.

Figura 7
Promedio de las elecciones de los consumidores, según formato



Fuente: sesiones experimentales Elab2UP. Elaboración propia, 2021.

Al respecto, en la figura 7 se observa que los mensajes disuasorios expuestos a los participantes en el formato «suelos» incrementan de manera considerable la probabilidad de dejar de consumir, en un 40,96%; mientras que, cuando los mensajes se realizan en cajetillas, esta probabilidad es de un 31,94%.

5.3 Limitaciones de la investigación

En primer lugar, los resultados de los experimentos virtuales no necesariamente nos dan información precisa sobre las elecciones que se realizarían en la realidad, pese a las precauciones tomadas por nuestro experimento para

mantener cierta fiabilidad de las elecciones³⁴. En segundo lugar, nuestra investigación no evalúa si los efectos se mantienen en el caso de que una persona realice la decisión de «compra» más de una vez. En tercer lugar, solo medimos intenciones, mas no preferencias reveladas³⁵. En cuarto lugar, nuestro estudio explora únicamente el efecto puro de los mensajes. Además, los cambios de preferencias durante la pandemia pueden haber modificado el hábito de fumar de los participantes en el experimento. Por último, nuestros resultados carecen de validez externa, pues solo se aplican a los estudiantes de pregrado de la Universidad del Pacífico que participaron en el experimento.

6. Conclusiones y recomendaciones

El presente trabajo ha explorado la efectividad de la inclusión de advertencias sanitarias en cigarrillos «suelos» y en cajetilla para reducir el tabaquismo, mediante un estudio experimental que contó con la participación de 155 jóvenes estudiantes de pregrado en la Universidad del Pacífico. Nuestros resultados no muestran, para el conjunto de participantes en promedio, diferencias significativas entre los mensajes disuasorios respecto a los efectos de corto y largo plazo sobre la probabilidad de dejar de fumar. Pero sí identifican un efecto antitabaco adicional de los disuasorios de corto plazo sobre los participantes con mayor nivel de sesgo al presente. Y también brindan evidencia de que el aumento de precios podría involucrar una sustitución de cigarrillos en cajetilla por cigarrillos «suelos».

Nuestros hallazgos aportan a la literatura especializada existente en dos frentes. Por un lado, complementan los resultados de Hoek *et al.* (2015) para un entorno latinoamericano. Estos autores concluyen que la inclusión de disuasorios en *sticks* de cigarrillos reduce el consumo en mayor medida que un mensaje en cajetillas, y que este efecto es elevado en individuos que fuman diariamente. Nosotros encontramos que poner los mensajes disuasorios en cada «suelto» incrementa la probabilidad de dejar de fumar en aproximadamente 8,88 puntos porcentuales más que cuando son puestos en la cajetilla.

³⁴ Las precauciones fueron limitar los rangos de las respuestas a valores económicamente razonables, realizar un seguimiento del tiempo de cada sesión experimental, y evaluar la consistencia de las respuestas de los participantes para mantener datos fiables.

³⁵ Los efectos dinámicos ante la exposición física a disuasorios durante un período de tiempo han sido estudiados por Romer *et al.* (2018). Estos autores, tras la presentación física de cajetillas con mensajes en texto o imágenes a lo largo de un mes, encontraron que la eficacia de las imágenes fue mayor y estuvo sustentada por respuestas psicológicas negativas, en comparación con los mensajes en texto. Pero no encontramos estudios que hayan explorado el efecto dinámico y psicológico de advertencias en «suelos» y, en particular, que hayan medido el efecto residual tras fumar el cigarrillo y el mensaje periódicamente, es decir, tras el acto de «fumar el mensaje».

Adicionalmente, identificamos que, incluso cuando el mensaje está en la cajetilla, el consumo de individuos con alto sesgo al presente es reducido por un disuasorio de corto plazo en mayor medida que por uno de largo plazo. Ambos hallazgos enriquecen la literatura con nueva evidencia que vincula la eficiencia de los mensajes disuasorios al «plazo» en que se manifiesta el daño a la salud del cual advierten. Agregamos así justificación para que futuros estudios repliquen experimentos focalizados como el de Hoek *et al.* (2015), empleando disuasorios de corto plazo.

Por otro lado, identificamos la dinámica del mercado de «suelos» al brindar evidencia de sustitución entre formatos por parte de fumadores jóvenes. Mostramos que un aumento del precio de la cajetilla parece incentivar un cambio hacia el consumo de «suelos». De esta manera, justificamos (y promovemos) la investigación de disuasorios que impacten el formato «suelos», cuyo mercado informal no había sido estudiado hasta ahora.

En esta línea, exhortamos a que esas nuevas investigaciones utilicen muestras con mayor heterogeneidad entre los participantes (sobre todo con individuos de diferentes NSE, o regiones del país), que brinden mayor potencia estadística e inferencias generalizables. También recomendamos utilizar metodologías que solventen las limitaciones que un entorno virtual genera. Consideramos, por ejemplo, que pueden obtenerse resultados más precisos con un experimento de campo que involucre la inclusión de disuasorios en los cigarrillos ofrecidos en una bodega durante una ventana temporal razonable. En tal caso, se podría apreciar los efectos ante un consumo dinámico³⁶ y físico/presencial, en muestras generalizables (que pueden incluir a adultos) y con variedad de marcas o presentaciones de cigarrillos. Un diseño así permitiría estudiar, incluso desde una perspectiva psicológica, el efecto de «fumar un mensaje» disuasorio en la probabilidad de dejar de fumar.

Esta nueva corriente de investigaciones puede contribuir al objetivo práctico más importante de nuestro trabajo: la acumulación de evidencia suficiente para justificar la inclusión de mensajes disuasorios efectivos como instrumento de política pública. Los gobiernos sufren la carga fiscal que generan los problemas de salud producidos por el tabaquismo. En el caso peruano, como ya mencionamos, se estima una pérdida anual al erario nacional de aproximadamente S/ 2500 millones (Bardach *et al.*, 2016). Nuestros resultados parecen validar la aplicación de una nueva medida de política: los mensajes disuasorios de corto

³⁶ Es decir, ante una «familiarización» o «adaptación» debido a la exposición constante y repetida al experimento y sus tratamientos.

plazo en los *sticks* de cigarrillos, ya que estos reducirían en mayor medida el consumo de tabaco –cuando menos en un subgrupo de jóvenes con alto sesgo al presente– y, por ende, los costos sociales derivados del tabaquismo. Esperamos que esta nueva corriente de investigaciones continúe hasta identificar una combinación de instrumentos eficientes que, desde una aproximación experimental y conductual (*behavioral*), complementen las políticas tributarias y fiscalizadoras actuales. Tenemos la esperanza de que estos nuevos instrumentos sean los que guíen a la sociedad hacia una mayor reducción del tabaquismo, necesaria para garantizar un mejor nivel de vida a las generaciones venideras.

Referencias

- Alkhatib, M., Holt, R., & Bedi, R. (2005). Smoking and tooth discolouration: Findings from a national cross-sectional study. *BMC Public Health*, *5*(27). doi:10.1186/1471-2458-5-27
- Andreoni, J., & Sprenger, C. (2012). Risk preferences are not time preferences. *American Economic Review*, *102*(7), 3357-3376. doi:10.1257/aer.102.7.3357
- Angrist, J., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press. doi:10.2307/j.ctvc4j72
- Bardach, A., Caporale, J., Alcaraz, A., Augustovski, F., Huayanay-Falconi, L., Loza-Munarriz, C., ... Pichón-Riviere, A. (2016). Carga de enfermedad por tabaquismo e impacto potencial del incremento de precios de cigarrillos en el Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, *33*(4). doi:10.17843/rpmesp.2016.334.2548
- Baumeister, R. (2017). Addiction, cigarette smoking, and voluntary control of action: Do cigarette smokers lose their free will? *Addictive Behaviors Reports*, *5*, 67-84. doi:10.1016/j.abrep.2017.01.003
- Bazzini, C., Rossetti, V., Civello, D., Sassone, F., Vezzoli, V., Persani, L., ... Garavaglia, M. L. (2013). Short and long term effects of cigarette smoke exposure on glutathione homeostasis in human bronchial epithelial cells. *Cellular Physiology and Biochemistry*, *32*(7), 129-145. doi:10.1159/000356633
- Bellemare, C., Bissonnette, L., & Kroger, S. (2014). *Statistical power of within and between-subjects designs in economic experiments*. IZA Discussion Papers 8583. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/104704/1/dp8583.pdf>
- Ben Lakhdar, C., Deplancke, A., Le Fec, F., Massin, S., Piermatteo, A., & Vaillant, N. (2020). Protocol for creating new warnings on cigarette packs and evaluating their efficacy in a randomised experimental setting. *BMJ Open*, *10*(6). doi:10.1136/bmjopen-2019-036166
- Beverland, I., Cohen, G., Heal, M., Carder, M., Yap, C., Robertson, C., ... Agius, R. (2012). A comparison of short-term and long-term air pollution exposure associations with mortality in two cohorts in Scotland. *Environmental Health Perspectives*, *120*(9), 1280-1285. doi:10.1289/ehp.1104509

- Brown, J., Zhu, M., Moran, M., Hoe, C., Frejas, F., & Cohen, J. (2021). «It has candy. You need to press on it»: Young adults' perceptions of flavoured cigarettes in the Philippines. *Tobacco Control*, 30(3), 293-298. <http://dx.doi.org/10.1136/tobacco-control-2019-055524>
- Cameron, C., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge University Press. eBook ISBN-10-0-511-12581-X
- CDC. (2014). *Las consecuencias del tabaquismo en la salud: 50 años de progreso*. Informe de la Dirección General de Servicios de Salud de los EE. UU. <https://stacks.cdc.gov/view/cdc/77896>
- Charness, G. (2012). Experimental methods: Between-subject and within-subject design. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 81(1), 1-8. doi:10.1016/j.jebo.2011.08.009
- Colat. (2014). *Perú: Tributación sobre productos del tabaco. Panorama general y propuesta de reforma*. Comisión Nacional Permanente de Lucha Antitabáquica. <https://docplayer.es/51610254>
- De los Ríos, C. (2019). *Acelerando la fiscalidad efectiva al tabaco en Perú: hacia una política sostenible*. Serie Documentos de Base del Proyecto «Impuestos al Tabaco en América Latina». Estudio País N.º 4/2019. Instituto de Estudios Peruanos. https://tobacconomics.org/uploads/misc/2019/10/EP4_IEP_2019.pdf
- Drovandi, A., Teague, P.-A., Glass, B., & Malu-Aduli, B. (2019). Australian university student perceptions of health messages on cigarette sticks. *Health Communication*, 35(4), 456-464. doi:10.1080/10410236.2019.1567442
- Fakir, A., Karim, A., Billah Mubde, M., Aziz, M., & Ahmad, A. (2020). Can visual nudges reduce smoking tobacco expenditure? Evidence from a clustered randomized controlled trial in rural Bangladesh. *Journal of Smoking Cessation*, 15(3), 163-170. doi:10.1017/jsc.2020
- Gallopel-Morvan, K., Droulers, O., & Pantin-Sohier. (2019). Dissuasive cigarettes: Which cues are the most effective at deterring young people from smoking? *Public Health*, 174, 22-30. doi:10.1016/j.puhe.2019.05.034
- González-Rosada, M., & Ramos-Carbajales, A. (2016). Implications of raising cigarette excise taxes in Peru. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 40(4), 250-255. <https://iris.paho.org/handle/10665.2/31307>
- Greenhalgh, E., Stillman, S., & Ford, C. (2016). Theories about smoking and quitting. En M. Scollo & M. Winstanley (Eds.). *Tobacco in Australia: Facts and issues* (cap. 7: «Smoking cessation»). Cancer Council Victoria. <https://www.tobaccoinaustralia.org.au/chapter-7-cessation/7-13-methods-services-and-products-for-quitting-co>
- Hoek, J., Gendall, P., Eckert, C., & Louviere, J. (2015). Dissuasive cigarette sticks: The next step in standardised («plain») packaging? *Tobacco Control*, 25(6), 699-705. <https://www.jstor.org/stable/44653256>
- Irvine, I., & Nguyen, H. (2021). Shock and awe or incentive-compatible harm reduction? Graphic health warnings on tobacco packages. *Harm Reduction Journal*, 18(43). doi:10.1186/s12954-021-00487-3

- Karadoğan, D., Onal, O., & Kanbay, Y. (2018). Prevalence and determinants of smoking status among university students: Artvin Coruh University sample. *PLoS ONE*, *13*(12). e0200671. doi:10.1371/journal.pone.0200671
- Linetzky, B., Mejía, R., Ferrante, D., De Maio, F., & Diez Roux, A. (2012). Socioeconomic status and tobacco consumption among adolescents: A multilevel analysis of Argentina's Global Youth Tobacco Survey. *Nicotine & Tobacco Research*, *14*(9), 1092-1099. doi:10.1093/ntr/nts004
- Lorant, V., Soto Rojas, V., Robert, P.-O., Kinnunen, J., Kuipers, M., Moor, I., ... Kunst, A. (2017). Social network and inequalities in smoking amongst school-aged adolescents in six European countries. *International Journal of Public Health*, *62*(1), 53-62. doi:10.1007/s00038-016-0830-z
- Lund, I., & Scheffels, J. (2018). Adolescent perceptions of dissuasive sticks: A web survey among 16-20 year olds in Norway. *BMC Public Health*, *18*, 974. doi:10.1186/s12889-018-5847-1
- Mallma, P., Carcamo, C., & Kaufman, J. (2020). The impact of anti-tobacco legislation on birth weight in Peru. *Global Health Research and Policy*, *5*(11). doi:10.1186/s41256-020-00136-5
- Mbatchou, B., Atangana, H., & Kuaban, C. (2015). Prevalence and determinants of cigarette smoking among college students: A cross sectional study in Douala, Cameroon. *Archives of Public Health*, *73*(47). doi:10.1186/s13690-015-0100-1
- Moodie, C., Gendall, P., Hoek, J., MacKintosh, A. M., Best, C., & Murray, S. (2019). The response of young adult smokers and nonsmokers in the United Kingdom to dissuasive cigarettes: An online survey. *Nicotine & Tobacco Research*, *21*(2), 227-233. doi:10.1093/ntr/ntx261
- Moodie, C., O'Donnell, R., Fleming, J., Purves, R., McKell, J., & Dobbie, F. (2020). Extending health messaging to the consumption experience: A focus group study exploring smokers' perceptions of health warnings on cigarettes. *Addiction Research & Theory*, *28*(4), 328-334. doi:10.1080/16066359.2019.1653861
- Novoa-Gómez, M. M., Barreto, I., & Silva, L. M. (2012). Cigarette smoking and cultural practices in university contexts. *Revista Latinoamericana de Psicología*, *44*(1), 97-110. ISSN 0120-0534.
- O'Loughlin, J., Karp, I., Koulis, T., Paradis, G., & DiFranza, J. (2009). Determinants of first puff and daily cigarette smoking in adolescents. *American Journal of Epidemiology*, *170*(5), 585-597. doi:10.1093/aje/kwp179
- OMS. (2008). *Informe OMS sobre la epidemia mundial de tabaquismo, 2008: plan de medidas MPOWER*. Organización Mundial de la Salud. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/43897>
- OPS. (2012). *Encuesta mundial de tabaquismo en adultos. Informe Argentina*. Organización Panamericana de la Salud. <https://www.paho.org/hq/dmdocuments/2013/EMTA-informe-final.pdf>

- OPS. (2016). *Informe sobre el control del tabaco en la región de las Américas. A 10 años del Convenio Marco de la Organización Mundial de la Salud para el Control del Tabaco*. Organización Panamericana de la Salud. <https://iris.paho.org/handle/10665.2/28380>
- Paraje, G., & Araya, D. (2017). *Estudio sobre hábitos de consumo de cigarrillos en el Gran Santiago*. Escuela de Negocios – Universidad Adolfo Ibáñez. <http://www.chilelibrede tabaco.cl/wp-content/uploads/2017/12/Informe-Final-Consumo-de-Cigarrillos.pdf>
- Romer, D., Ferguson, S., Strasser, A., Evans, A., Tompkins, M. K., Macisco, J., ... Ellen, P. (2018). Effects of pictorial warning labels for cigarettes and quit-efficacy on emotional responses, smoking satisfaction, and cigarette consumption. *Annals of Behavioral Medicine*, 52(1), 53-64. doi:10.1007/s12160-017-9916-y
- Seinfeld, J., & Galarza, F. (2014). Understanding underage drinking in Peru: Determinants of its frequency and intensity. *Economía*, 37(73), 47-74. <https://revistas.pucp.edu.pe/index.php/economia/article/view/10084>
- Shaw, M., Mitchell, R., & Dorling, D. (2000). Time for a smoke? One cigarette reduces your life by 11 minutes. *BMJ Public Health*, 320(7226), 53. PMID: 10617536.
- Suranovic, S., Goldfarb, R., & Leonard, T. (1999). An economic theory of cigarette addiction. *Journal of Health Economics*, 18(1), 1-29. doi:10.1016/s0167-6296(98)00037-x
- Valdivia, M. (2020). *¿Debemos sostener el aumento de los impuestos a los cigarrillos? Aportes de nueva evidencia en Perú*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <http://grade.org.pe/proactt/>
- Wang, M., Rieger, M. O., & Hens, T. (2015). How time preferences differ: Evidence from 53 countries. *Journal of Economic Psychology*, 52(C), 115-135. doi:10.1016/j.joep.2015.12.001
- West, R. (2017). Tobacco smoking: Health impact, prevalence, correlates and interventions. *Psychology & Health*, 32(8), 1018-1036. doi:10.1080/08870446.2017.1325890

Anexo 1

Detalle de los controles incluidos

Factores de riesgo	
Nivel de estrés	Escala Likert: 0 = «Muy bajo o bajo», 1 = «Alto o muy alto».
Entorno social	Escala Likert: 0 = «Ninguno fuma», 1 = «Algunos fuman», 2 = «La mayoría/todos fuman».
Preferencia por alcohol	Variable <i>dummy</i> : Consumo regularmente (al menos 1 vez cada 14 días) = 1; No consumo = 0.
Características del participante	
Mujer	Variable <i>dummy</i> . Mujer = 1; Hombre = 0.
Estado de salud	Escala Likert: 0 = «Muy malo o malo», 1 = «Bueno o muy bueno».
Características del experimento	
Entendimiento	Variable normalizada para la muestra del número de respuestas de entendimiento correctas.
Tiempo	Variable normalizada del tiempo del participante en el experimento.

Nota. Se codificaron en categorías las respuestas de los participantes.
Elaboración propia, 2021.

Anexo 2 Descripción de los instrumentos del sesgo al presente

Breve descripción del modelo intertemporal con descuento cuasi hiperbólico

$$U^T(x_1, \dots, x_T) = x_1 + \beta \sum_{t=2}^T \delta^{t-1} x_t$$

Donde β mide el grado de sesgo hacia el presente. Si el β es menor de 1, el sesgo existe y su grado es inversamente proporcional a este factor.

Primer cuestionario³⁷

El participante tendrá que elegir los valores que lo hagan indiferente entre dos alternativas:

1. Por favor, considere A y B

Descripción	
A	Recibir S/ 100 hoy.
B	Recibir S/ X el próximo año.

X tiene que ser como mínimo S/ ___ para que me dé igual.

2. Por favor, considere A y B

Descripción	
A	Recibir S/ 100 hoy.
B	Recibir S/ X en 10 años.

X tiene que ser como mínimo S/ ___ para que me dé igual.

Fuente: Wang *et al.* (2015). Elaboración propia, 2021.

³⁷ Se demuestra mayor presencia de sesgo al presente en un individuo si $\beta = \frac{100}{\delta F_{1año}}$ es alto. $\delta = \frac{F_{10años}}{F_{1año}}$ y $F_{10años}$, $F_{1año}$ son variables obtenidas por el cuestionario.

Breve descripción del modelo intertemporal con descuento cuasi hiperbólico ajustado por riesgo

$$\theta = (1 + r) * \frac{p_2}{p_1}$$

La elección intertemporal entre dos decisiones depende no solo de la tasa de descuento, sino también del riesgo relativo entre las opciones (en este caso, p_1 y p_2). En la notación, θ representa la tasa de descuento bruta ajustada al riesgo relativo.

Segundo cuestionario³⁸

Para esta parte, considere que tiene una dotación de 100 soles por cada fila y que la fecha actual, marcada con un círculo rojo en el calendario de la izquierda, es el 7 de enero.

Existen dos opciones de inversión (inversión A e inversión B), cada una con fecha y probabilidad de retorno distinta. Con base en lo anterior, usted deberá completar cada fila con el monto que asignaría a la inversión A. Recuerde que cada fila completa 100 soles: $B = 100 - A$.

Enero		En cada fila distribuir 100 soles entre: Inversión A (1 semana desde hoy) y Inversión B (4 semanas desde hoy)										
Lu	Ma	Mi	Ju	Vi	Sa	Do	Fecha A: 14 de enero, 2021	Fecha B: 4 de febrero, 2021				
				1	2	3	Probabilidad de retorno: 40%	Probabilidad de retorno: 50%				
4	5	6	7	8	9	10	N.º	Soles	A: Retorno x S/	N.º	Soles	B: Retorno x S/
11	12	13	14	15	16	17	1	---Soles	S/ 0,20	1	---Soles	S/ 0,20
18	19	20	21	22	23	24	2	---Soles	S/ 0,19	2	---Soles	S/ 0,20
25	26	27	28	29	30	31	3	---Soles	S/ 0,18	3	---Soles	S/ 0,20
Febrero							4	---Soles	S/ 0,17	4	---Soles	S/ 0,20
Lu	Ma	Mi	Ju	Vi	Sa	Do	5	---Soles	S/ 0,16	5	---Soles	S/ 0,20
1	2	3	4	5	6	7	6	---Soles	S/ 0,15	6	---Soles	S/ 0,20
8	9	10	11	12	13	14						
15	16	17	18	19	20	21						
22	23	24	25	26	27	28						

Realice el mismo ejercicio en la siguiente figura. Nótese que el plazo de la inversión B ha cambiado (en el cuestionario anterior es un plazo de 28 días y en el siguiente, de 56 días).

³⁸ El nivel del sesgo al presente se mide a través del cálculo de los pagos de los individuos ajustados por la tasa de descuento implícita del instrumento.

¿Pueden las advertencias sanitarias reducir el consumo de cigarrillos «sueltos»? Una aproximación experimental desde el sesgo al presente

Enero						
Lu	Ma	Mi	Ju	Vi	Sa	Do
				1	2	3
4	5	6	7	8	9	10
11	12	13	14	15	16	17
18	19	20	21	22	23	24
25	26	27	28	29	30	31

Marzo						
Lu	Ma	Mi	Ju	Vi	Sa	Do
1	2	3	4	5	6	7
8	9	10	11	12	13	14
15	16	17	18	19	20	21
22	23	24	25	26	27	28
29	30	31				

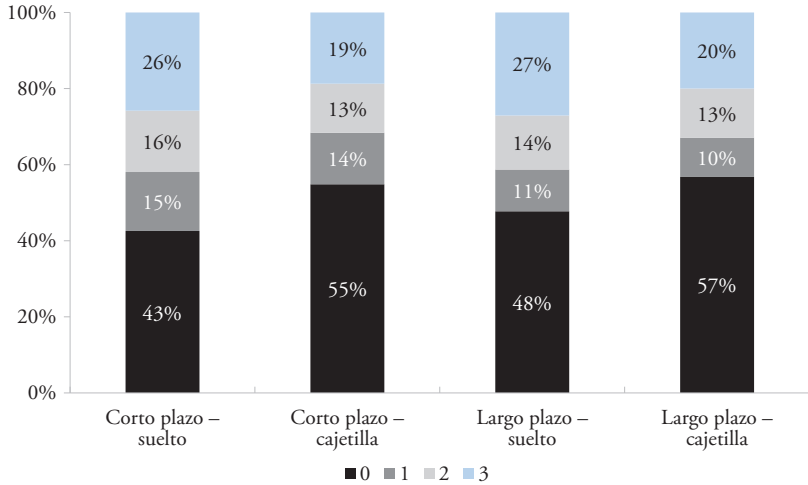
En cada fila distribuir 100 soles entre:					
Inversión A (1 semana desde hoy) y			Inversión B (8 semanas desde hoy)		
Fecha A: 14 de enero, 2021			Fecha B: 4 de marzo, 2021		
Probabilidad de retorno: 40%			Probabilidad de retorno: 50%		
N.º	Soles	A: Retorno x S/	N.º	Soles	B: Retorno x S/
1	---Soles	S/ 0,20	1	---Soles	S/ 0,20
2	---Soles	S/ 0,19	2	---Soles	S/ 0,20
3	---Soles	S/ 0,18	3	---Soles	S/ 0,20
4	---Soles	S/ 0,17	4	---Soles	S/ 0,20
5	---Soles	S/ 0,16	5	---Soles	S/ 0,20
6	---Soles	S/ 0,15	6	---Soles	S/ 0,20

Asegúrese de que cada columna complete 100 tokens: A+B tokens = 100

Fuente: Andreoni y Sprenger (2012). Elaboración propia, 2021.

Anexo 3 Descripción gráfica de la fuente de información

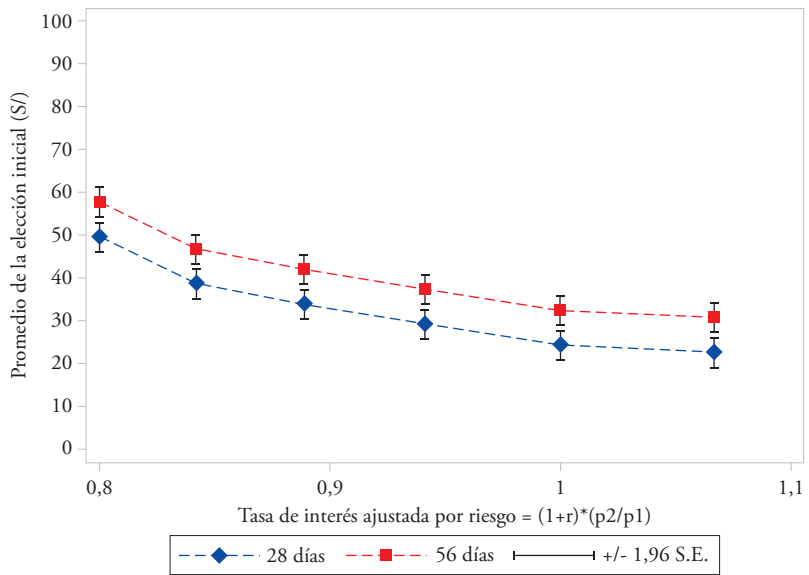
Promedio del número de rondas con cese de consumo, según tratamiento (porcentaje)



Fuente: sesiones experimentales Elab2UP. Elaboración propia, 2021.

¿Pueden las advertencias sanitarias reducir el consumo de cigarrillos «suelos»? Una aproximación experimental desde el sesgo al presente

Distribución de los pagos a la fecha más cercana, según cuestionario (soles asociados al pago A)



Fuente: sesiones experimentales Elab2UP. Elaboración propia, 2021.

Determinantes del tipo de cambio en un modelo de equilibrio general: una estimación para la economía peruana¹

Violeta Cortéz Dios
Danilo Gallardo Morveli

1. Introducción

La paridad descubierta de tasas de interés (UIP por sus siglas en inglés) reconoce que la igualación de los retornos de activos en dos países, cuando expresados en la misma moneda (paridad cubierta), puede no ocurrir ante una movilidad internacional de capitales imperfecta; y, por ello, postula que el diferencial de tasas de interés en dos países refleja la variación del tipo de cambio entre sus monedas. De la UIP se desprende que debería ocurrir una depreciación nominal de la moneda local cuando la tasa de interés local es mayor que la extranjera. Sin embargo, varios estudios empíricos muestran que, al menos en el corto plazo, la relación entre la depreciación nominal y el diferencial de tasas es estadísticamente no significativa o negativa. A este último caso, de países con altas tasas de interés cuyas monedas están apreciándose, se lo denomina el rompecabezas (*puzzle*) de la UIP y es un hecho frecuente cuya existencia está demostrada empíricamente y ha sido explicada por estudios como los de Froot y Thaler (1990), Lewis (1994), Chinn y Meredith (2005), Ismailov y Rossi (2018), Lothian y Wu (2011), Guender (2014), Bacchetta y Van Wincoop (2006) o Mylonidis y Semertzidou (2010).

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en noviembre de 2021. Los autores agradecen al profesor Marco Ortiz por su valiosa asesoría durante el desarrollo de este trabajo.

Ello representa una situación problemática para los hacedores de política, pues la UIP postula una relación clave para predecir el comportamiento de una variable tan importante como es el tipo de cambio. Ensayar una predicción alternativa es todo un reto, debido a la complejidad de modelar la dinámica del tipo de cambio, ilustrada en trabajos como el de Meese y Rogoff (1983), quienes encuentran que un paseo aleatorio predice mejor la dinámica del tipo de cambio (dólar-libra y dólar-yen) en el corto plazo que una serie de modelos estructurales; o el de Lyons (2001), quien encuentra que las principales variables macroeconómicas tienen un débil poder explicativo de la determinación del tipo de cambio. El problema surge porque, al trabajar con modelos que asumen el cumplimiento de la UIP, cualquier recomendación provendrá de un marco teórico empíricamente débil. Esto se traduce en recomendaciones potencialmente erradas que pueden conllevar que la política monetaria pierda la capacidad de continuar cumpliendo con su rol estabilizador de la economía.

En vista de que los modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (DSGE por sus siglas en inglés) son una herramienta muy utilizada por las autoridades monetarias tanto de economías desarrolladas como emergentes, muchos investigadores los utilizan como marco de referencia para proponer nuevas especificaciones que les permitan replicar de mejor manera lo observado en la realidad. Entre las principales bondades de los modelos DSGE se encuentran la robustez a la crítica de Lucas y el modelamiento explícito de los mecanismos de transmisión, lo que hace posible la evaluación de reglas de política en cuanto a su efecto sobre el bienestar y la realización de pronósticos condicionales o, incluso, a veces reales (Blanchard, 2008).

En ese sentido, para nuestra investigación nos inspiramos en especificaciones de otros autores dando cuenta de desvíos de la UIP, con el propósito de introducir las en un modelo neokeynesiano para una economía pequeña y abierta con rigideces de precios a lo Calvo, basándonos en lo desarrollado por Gali y Monacelli (2005). Y seleccionamos tres versiones de UIP modificada para poder determinar bajo cuál de estas se logra un ajuste con los datos de la economía peruana, mejor que bajo la UIP estándar, durante el período 2002-2019. Las tres versiones analizadas de UIP modificada son: (i) una que incluye una prima por riesgo al adquirir activos foráneos, desarrollada por Christiano, Trabandt y Walentin (2011); (ii) una en la que la prima por riesgo es determinada de manera endógena dependiendo de la exposición cambiaria de unos intermediarios financieros, cuya composición de portafolio viene dada por las órdenes de compra de activos locales y foráneos de los agentes, desarrollada por Montoro y Ortiz (2021); y (iii) la UIP del modelo

de proyección trimestral (MPT) del BCRP, en la que se rompe el supuesto de que todos los agentes tienen expectativas racionales sobre el comportamiento del tipo de cambio, para permitir que una fracción fija de los agentes tenga una perspectiva «*backward looking*»² sobre el comportamiento esperado del tipo de cambio, desarrollada en Winkelried (2013). Por lo cual, la hipótesis de la presente investigación es que, cuando se utilicen las UIP modificadas, el modelo logrará adaptarse al comportamiento del tipo de cambio en la economía peruana mejor que la versión estándar.

Respecto a la metodología, para estimar los cuatro modelos (uno con la UIP estándar y tres con UIP modificadas) empleamos técnicas bayesianas por dos motivos principales: porque la inferencia partiendo de probabilidades previas (*priors*) posibilita incluir información adicional que complementa los datos; y porque la econometría bayesiana cuenta con una estrategia muy sólida y bien definida para realizar una comparación entre modelos, lo cual es el propósito de nuestro trabajo.

Nuestra investigación apunta a generar valor agregado en la literatura sobre el modelamiento del tipo de cambio, al brindar un respaldo empírico a las especificaciones explicativas de desviaciones de la UIP estándar. También busca explicar bajo qué versión de UIP el modelo propuesto explica mejor el comportamiento del tipo de cambio en el Perú, a fin de ofrecer un marco de referencia sobre la versión que debería ser empleada en modelos para la toma y evaluación de decisiones de política.

2. Revisión de la literatura especializada

2.1 Literatura sobre la UIP estándar

Lothian y Wu (2011) construyen una serie de tiempo anual para el tipo de cambio dólar americano – libra esterlina desde 1791 hasta 1999, y para el de franco francés – libra esterlina entre 1802 y 1999, así como para las tasas de interés de corto plazo de Inglaterra entre 1800 y 1999. Utilizando esta información, evalúan la validez de la UIP y encuentran en sus estimaciones una relación positiva entre la depreciación nominal y el diferencial de tasas de interés a lo largo del período analizado, excepto durante la década de 1980.

El estudio de Chinn y Meredith (2005) demuestra que, para el corto plazo, el diferencial de tasas de interés de bonos del gobierno no predice los movimientos del tipo de cambio respecto al dólar americano, utilizando para ello el

² Asumen que el tipo de cambio del próximo período será el mismo que en el período anterior.

rendimiento de los bonos de Alemania, Japón, Reino Unido, Italia y Canadá. A fin de contrastar empíricamente lo propuesto, el estudio define la UIP en función de los diferenciales esperados de tasas de interés, en tanto considera que el inversionista toma en cuenta la estructura de las tasas por plazos. Dado que la depreciación esperada no es observada directamente, asumen que los agentes no se equivocan al formar las expectativas sobre el tipo de cambio. Los resultados reflejan que la UIP estándar no es útil en el corto plazo, ya que, al estimar la ecuación, los coeficientes estimados tienen el signo incorrecto, son negativos y diferentes de la unidad, además de registrar un ajustado bajo. Asimismo, al evaluar esta misma ecuación en un plazo de cinco años, se halló un coeficiente asociado a la depreciación esperada significativo que no difiere de la unidad, lo cual indica que la UIP permite el equilibrio de mediano o largo plazo en el mercado de capitales.

Mylonidis y Semertzidou (2010) ponen a prueba la UIP estándar estimándola cuatro veces mediante el método de los momentos generalizado (MMG) con datos mensuales de los tipos de cambio nominales del dólar canadiense, el dólar australiano, la libra inglesa y el yen japonés respecto al dólar americano entre 1980 y 2008. Encuentran que en ninguno de los cuatro casos se cumple la hipótesis de la UIP, pues la relación entre el diferencial de tasas y la depreciación nominal es negativa al utilizar los datos japoneses, y estadísticamente no significativa para los casos de las monedas de Canadá, Australia y Reino Unido. Apoyados en sus hallazgos, los autores concluyen que la ecuación de la UIP no tiene validez empírica, pero que esto no implica necesariamente la existencia del *puzzle* de la UIP (apreciaciones nominales cuando las tasas domésticas son altas), ya que existen casos en los que simplemente no existe una relación entre el tipo de cambio y el retorno de los activos.

2.2 Literatura sobre modificaciones a la UIP

Para el caso de Sudáfrica, Steinbach, Mathuloe y Smit (2009) desarrollan un modelo en el que existe un término estocástico que representa el diferencial entre la tasa de política que controla el banco central y el retorno de los bonos, tanto en el país doméstico como en el foráneo. Este término puede ser entendido como un choque positivo de la prima por riesgo a la tenencia de activos y, a su vez, como un choque negativo de demanda. La presencia de estos componentes genera que, al derivar la UIP, esta incluya una prima por riesgo estocástica que será igual a la diferencia entre el *shock* de demanda local y el extranjero. Posteriormente, Alpanda, Kotzé y Woglom (2010) parten del mismo modelo, pero ya no consideran que la prima por riesgo de los activos

domésticos respecto a los foráneos es la diferencia de choques de demanda, sino que es una función de la posición de activos netos externos del país y de un componente exógeno. Una ventaja de esta variación es que, en el momento de realizar la estimación utilizando métodos bayesianos, permite emplear la depreciación del tipo de cambio como una variable observable, lo que evita que el modelo resultante se comporte como uno de economía cerrada en el que se otorga un rol muy pequeño a las desviaciones de la UIP como fuentes de generación de ciclos.

Por otro lado, Christiano *et al.* (2011) desarrollan un modelo en el que los hogares pueden ahorrar en bonos del país doméstico y del país foráneo, pero la tasa de interés que pagan estos últimos es corregida por un factor de riesgo relativo. Esta modificación al modelo neokeynesiano estándar genera que, al obtener la UIP, la depreciación del tipo de cambio esté multiplicada por el factor de riesgo del país. Este último evoluciona según el nivel de los activos externos netos (a fin de asegurar la estacionariedad del modelo al hacer que el estado estacionario sea independiente de las condiciones iniciales), y depende de la diferencia entre las tasas de interés y de un choque que puede ser interpretado como un incremento inesperado de la prima por riesgo país. Bajo la UIP estándar, cuando hay una caída de la tasa de interés de los bonos domésticos relativa a la de los bonos extranjeros, se generaría una apreciación nominal esperada porque los inversionistas deciden vender sus activos locales para adquirir los extranjeros. Sin embargo, los datos para Suecia utilizados por dichos autores muestran que una política monetaria expansiva (caída de la tasa de interés doméstica) ocasiona inicialmente una depreciación nominal esperada. La intuición detrás es que, cuando la tasa de interés baja, se reduce el riesgo de la economía y eso conlleva que los inversionistas decidan conservar sus bonos locales e, incluso, adquirir más de estos, lo que se traduce en una caída del tipo de cambio. Al hacer que el factor de riesgo dependa de la diferencia entre las tasas de interés, se logra capturar este fenómeno.

Montoro y Ortiz (2021) desarrollan un modelo en el que los hogares solo pueden adquirir de manera directa bonos domésticos. En consecuencia, para obtener el portafolio deseado, deben recurrir a intermediarios financieros que les vendan bonos extranjeros. Estos intermediarios (*dealers*), que emplean sus propios recursos para absorber las posiciones de portafolio de las familias de las dos economías, maximizan el retorno real de su portafolio, y la posición abierta que cada uno de estos absorberá es endógena, pues será derivada a partir de la demanda por bonos domésticos de los hogares, de la demanda de los hogares foráneos, y de la intervención cambiaria del banco central (que este modelo

toma en cuenta). Dado que los *dealers* pondrán un precio para cada posición que absorban y que el intercambio entre todos los agentes ocurre de manera simultánea, la ecuación óptima del portafolio puede utilizarse para determinar el tipo de cambio al que los *dealers* reflejarán la posición del resto de los agentes. Entonces, la UIP obtenida a partir de la agregación de los intermediarios financieros incluye una prima por riesgo que depende de su coeficiente de aversión al riesgo, de la varianza condicional de la depreciación del tipo de cambio y de la posición abierta absorbida por el conjunto de todos los *dealers*.

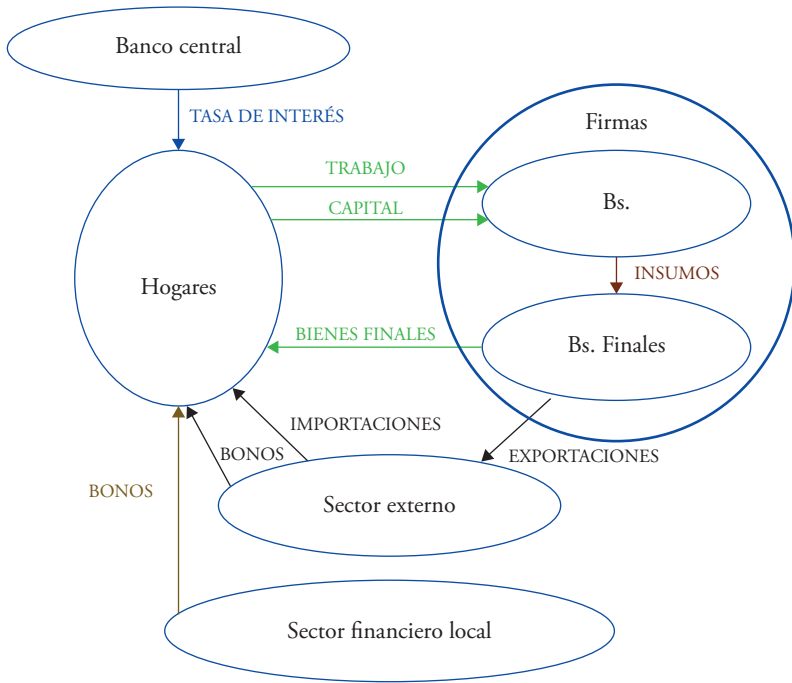
En el MPT del BCRP, descrito en Winkelried (2013), se asume que existe una proporción fija de agentes que tienen un enfoque ingenuo en su perspectiva sobre el tipo de cambio esperado, pues esperan que su valor en el próximo período sea igual al valor del período anterior más un error (paseo aleatorio). Esto genera que el tipo de cambio esperado de la economía se establezca como el promedio ponderado entre el pronóstico de los agentes que sí tienen expectativas racionales en el comportamiento de esta variable y el de los agentes ingenuos. El motivo por el cual se realiza esta modificación es que se busca aislar al tipo de cambio de los efectos de las fluctuaciones en el entorno económico y, de esta forma, reducir su volatilidad, por lo que se está logrando el efecto real de la intervención cambiaria del banco central sin necesidad de modelarla explícitamente. Así, en la UIP obtenida, la depreciación nominal esperada termina dependiendo no solo del diferencial de tasas, sino también de la depreciación del presente período.

3. Marco analítico y metodología

3.1 Marco analítico

Para determinar bajo qué tipo de UIP se han comportado los datos de la economía peruana entre 2002 y 2019, nos basamos en la versión del modelo neokeynesiano para una economía pequeña y abierta, propuesta por Galí y Monacelli (2005), a la cual le realizamos modificaciones que sustituyen la UIP estándar por las trabajadas por Christiano *et. al.* (2011), por Montoro y Ortiz (2021) y por Winkelried (2013). En la figura 1, se observa la estructura del modelo empleado.

Figura 1
Estructura general de los modelos



Elaboración propia.

Los hogares ofrecen su trabajo y alquilan su capital a las firmas de bienes intermedios, las cuales, haciendo uso de estos factores, producen insumos que luego venden a las firmas de bienes finales al costo marginal, pues se asume que este mercado es de competencia perfecta. Los productores finales transforman los insumos en bienes finales diferenciados que pueden ser utilizados tanto para consumo como para inversión. La diferenciación genera que este mercado tenga una estructura de competencia monopolística, donde cada productor fija el precio de sus bienes finales, pero con la restricción de que en cada período solo una proporción aleatoria $1 - \theta$ de estos productores puede fijar un nuevo precio, como es descrito en Calvo (1983). Estos bienes finales son vendidos tanto a los hogares locales como a los foráneos mediante exportaciones. También existen importadores que venden bienes producidos foráneamente a los hogares domésticos, pero, al igual que los productores nacionales, enfrentan

rigideces de precios. Las familias tienen acceso al mercado financiero local y al extranjero, aunque en el caso del modelo con la UIP de Montoro y Ortiz (2021), los bonos extranjeros solo pueden ser adquiridos de manera indirecta a través de los *FX dealers*. Finalmente, el banco central puede influenciar las decisiones de los hogares mediante su política monetaria, para lo cual cuenta como instrumento a la tasa de interés que pagan los bonos domésticos.

3.1.1 *El modelo base*

El modelo cuenta con cinco agentes que son los hogares, las firmas productoras de bienes intermedios, las firmas productoras de bienes finales, los importadores y el banco central.

Los hogares

La economía se encuentra habitada por un hogar representativo que maximiza la siguiente función de utilidad intertemporal:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \theta_{t+1} U(C_t, N_t)$$

donde N_t es el trabajo y C_t es el índice de consumo, el cual está compuesto por el consumo de bienes domésticos $C_{H,t}$ y el consumo de bienes foráneos $C_{M,t}$ y toma la siguiente forma:

$$C_t = \left[\eta^{\frac{1}{\tau}} C_{H,t}^{\frac{\tau-1}{\tau}} + (1-\eta)^{\frac{1}{\tau}} C_{M,t}^{\frac{\tau-1}{\tau}} \right]^{\frac{\tau-1}{\tau}}$$

Asimismo, los hogares pueden invertir en bienes domésticos $Z_{H,t}$ y bienes foráneos $Z_{M,t}$, por lo que la inversión Z_t viene dada por:

$$Z_t = \left[\eta^{\frac{1}{\tau}} Z_{H,t}^{\frac{\tau-1}{\tau}} + (1-\eta)^{\frac{1}{\tau}} Z_{M,t}^{\frac{\tau-1}{\tau}} \right]^{\frac{\tau-1}{\tau}}$$

Del problema de minimización de gasto resulta que las demandas óptimas vienen dadas por:

$$C_{H,t} = \eta \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\tau} C_t$$

$$C_{M,t} = (1-\eta) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\tau} C_t$$

$$Z_{H,t} = \eta \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\tau} Z_t$$

$$Z_{M,t} = (1 - \eta) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\tau} Z_t$$

A partir de estas demandas, se puede demostrar que el IPC tiene la siguiente forma:

$$P_t = [\eta P_{H,t}^{1-\tau} + (1 - \eta) P_{M,t}^{1-\tau}]^{\frac{1}{1-\tau}}$$

Como el mismo bien puede ser utilizado para consumir o para invertir, se cumple que la producción para el mercado local $Y_{H,t}$ es:

$$Y_{H,t} = C_{H,t} + Z_{H,t}$$

por lo que la canasta combinada de bienes de consumo y de inversión doméstica es:

$$Y_{H,t} = \left[\int_0^1 Y_{H,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}(j) dj \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

Minimizando la función de gasto, se obtiene la demanda por la variedad j del bien final.

$$Y_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} Y_{H,t}$$

El hogar decide su consumo total, cuánto trabajo ofertará y cuánto invertirá para adquirir el capital que posteriormente alquilará a las firmas. Respecto al sector financiero, los hogares pueden adquirir tanto bonos domésticos como bonos foráneos. Finalmente, para asegurar la estacionariedad del modelo, siguiendo a Mendoza (1991) y Schmitt-Grohé y Uribe (2003), se asume que el factor de descuento β es endógeno y decreciente respecto al nivel de consumo actual, de tal manera que se crea un efecto impaciencia, pues, si el consumo sube, cae el factor de descuento y entonces disminuye la utilidad del consumo futuro.

La restricción presupuestaria en términos reales viene dada por:

$$W_t N_t + R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + S_t R_{t-1}^* \frac{B_{t-1}^*}{P_t} + R_t^K K_t + \Gamma_t = C_t + Z_t + \frac{B_t}{P_t} + S_t \frac{B_t^*}{P_t}$$

Los hogares también enfrentan como restricción la ley de movimiento del capital:

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

dónde el término final representa la existencia de costos de ajuste del capital.

Asumimos que la forma funcional de la utilidad es la misma que en Mendoza (1991), y para el factor de descuento endógeno seguimos a Schmitt-Grohé y Uribe (2003) tomando su misma forma funcional y asumiendo que los hogares no internalizan el efecto del consumo y del trabajo en el factor de descuento, por lo que dicho factor termina estando en función del promedio de los niveles per cápita de las siguientes variables.

$$U(C_t, N_t) = \frac{(C_t - \omega^{-1}N_t^\omega)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

$$\theta_{t+1} = \beta_t \theta_t$$

$$\beta_t = (1 + \tilde{C}_t - \omega^{-1}\tilde{N}_t^\omega)^{-\psi}$$

Tras realizar la maximización de utilidad intertemporal, se obtiene la siguiente oferta de trabajo:

$$W_t = N_t^{\omega-1}$$

Respecto a las condiciones de primer orden asociadas a la elección de activos financieros, se obtiene que la ecuación de Euler viene dada por:

$$(C_t - \omega^{-1}N_t^\omega)^{-\gamma} = \beta_t R_t E_t (C_{t+1} - \omega^{-1}N_{t+1}^\omega)^{-\gamma} \frac{P_t}{P_{t+1}}$$

$$(C_t - \omega^{-1}N_t^\omega)^{-\gamma} = \beta_t R_t^* E_t (C_{t+1} - \omega^{-1}N_{t+1}^\omega)^{-\gamma} \frac{S_{t+1}}{S_t} \frac{P_t}{P_{t+1}}$$

A partir de estas dos expresiones, podemos derivar la UIP:

$$E_t \frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{R_t}{R_t^*}$$

Finalmente, la ecuación resultante de la elección óptima de capital para el próximo período es:

$$(C_t - \omega^{-1}N_t^\psi)^{-\gamma} = [1 + \mu(K_{t+1} - K_t)] \\ = \beta_t E_t (C_{t+1} - \omega^{-1}N_{t+1}^\psi)^{-\gamma} [R_{t+1}^K + 1 - \delta + \mu(K_{t+2} - K_{t+1})]$$

Estas ecuaciones resumen el comportamiento de los hogares.

Las firmas intermedias

Las firmas intermedias operan en un mercado competitivo y sin rigideces nominales. La firma representativa demanda tanto capital como trabajo de los hogares y cuenta con la siguiente tecnología de producción:

$$Y_t^{int} = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}$$

Asimismo, la productividad total de factores sigue el siguiente proceso autorregresivo:

$$\log(A_t) = \rho_a \log(A_{t-1}) + \varepsilon_t^g$$

donde $\varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_a^2)$ es un choque tecnológico.

Solucionando el problema de maximización de beneficios, se obtienen las demandas por capital y trabajo.

$$N_t = (1 - \alpha) \frac{CMg_t}{P_t} \frac{Y_t^{int}}{W_t}$$

$$K_t = \alpha \frac{CMg_t}{P_t} \frac{Y_t^{int}}{R_t^K}$$

A partir de estas demandas y la función de producción, se obtiene una expresión para el costo marginal real, dada por:

$$CMg_t^r = \frac{1}{\alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha}} [A_t^{-1} W_t^{1-\alpha} R_t^{K^\alpha}]$$

Además, dado que una unidad de bien intermedio se puede convertir en una unidad de bien final, se debe cumplir que:

$$Y_t^{int} = Y_{H,t} + X_t$$

donde $Y_{H,t}$ es la demanda doméstica por el bien final y X_t son las exportaciones.

Las firmas productoras de bienes finales

Hay un continuo de j empresas que transforman cada unidad de bien intermedio en un bien final diferenciado, por lo que en este mercado se observa competencia monopolística. Sin embargo, como en Calvo (1983), enfrentan rigideces de precios, de tal forma que cada período solo una proporción aleatoria de las firmas pueden fijar un nuevo precio. Cada empresa opera tanto en el mercado local como en el extranjero mediante exportaciones, por lo que fijan un precio independiente para cada uno de los mercados, de tal forma que maximice sus beneficios sujetos a satisfacer la demanda que enfrentan.

Siguiendo a Benigno y Woodford (2005), se definen las variables auxiliares V_t^{N*} y V_t^{D*} tal que:

$$\frac{P_{*,t}(j)}{P_{*,t}} = \frac{V_t^{N*}}{V_t^{D*}}$$

donde $P_{*,t}(j)$ es el precio que fija la empresa j y $P_{*,t}$ es el nivel de precios.

Entonces, la curva de Phillips para los precios del mercado local viene dada por las siguientes tres ecuaciones:

$$V_t^{NH} = \mu U_{c,t} Y_{H,t} CMg_t^H + \theta_H \beta_t E_t \pi_{H,t+1}^\epsilon V_{t+1}^{NH}$$

$$V_t^{DH} = U_{c,t} Y_{H,t} + \theta_H \beta_t E_t \pi_{H,t+1}^{\epsilon-1} V_{t+1}^{DH}$$

$$\pi_{H,t}^{1-\epsilon} = \theta_H + (1 - \theta_H) \left(\frac{V_t^{NH}}{V_t^{DH}} \right)^{1-\epsilon} \pi_{H,t}^{1-\epsilon}$$

donde $U_{c,t}$ es la utilidad marginal del consumo, μ es el *mark-up* óptimo en un esquema de precios flexibles y θ_H es el parámetro de Calvo para el mercado local.

De igual forma, la curva de Phillips para los precios de las exportaciones viene dada por:

$$V_t^{NX} = \mu^* U_{c,t} X_t CMg_t^X + \theta_X \beta_t E_t \pi_{X,t+1}^{\epsilon^*} V_{t+1}^{NX}$$

$$V_t^{DX} = U_{c,t} X_t + \theta_X \beta_t E_t \pi_{X,t+1}^{\epsilon^*} V_{t+1}^{DX}$$

$$\pi_{X,t}^{1-\epsilon^*} = \theta_X + (1 - \theta_X) \left(\frac{V_t^{NX}}{V_t^{DX}} \right)^{1-\epsilon^*} \pi_{X,t}^{1-\epsilon^*}$$

Banco central

La política monetaria sigue una regla de Taylor en la que se utiliza la tasa de interés nominal para que la inflación de los bienes producidos domésticamente alcance un determinado nivel objetivo. Además, el banco central busca que la tasa de interés mantenga cierta estabilidad, como refleja la siguiente ecuación:

$$\left(\frac{R_t}{\bar{R}}\right) = (R_{t-1})^{\theta_R} \left[\left(\frac{\pi_{H,t}}{\bar{\pi}}\right)^{\theta_\pi}\right]^{1-\theta_R} mon_t$$

donde mon_t representa un choque de política monetaria y viene dado por:

$$\log(mon_t) = \rho_m \log(mon_{t-1}) + \varepsilon_t^{mon}$$

$$\text{y } \varepsilon_t^{mon} \sim N(0, \sigma_m^2).$$

Los importadores

Los hogares demandan bienes importados tanto para consumir como para invertir, por lo que se cumple:

$$M_t = C_{M,t} + Z_{M,t}$$

Al igual que los productores de bienes domésticos, los importadores enfrentan rigideces de precios, por lo que los precios de las importaciones tienen una curva de Phillips que viene dada por:

$$V_t^{NM} = \mu U_{c,t} M_t C M G_t^M + \theta_M \beta_t E_t \pi_{M,t+1}^\varepsilon V_{t+1}^{NM}$$

$$V_t^{DM} = U_{c,t} M_t + \theta_M \beta_t E_t \pi_{M,t+1}^{\varepsilon-1} V_{t+1}^{DM}$$

$$\pi_{M,t}^{1-\varepsilon} = \theta_M + (1 - \theta_M) \left(\frac{V_t^{NM}}{V_t^{DM}}\right)^{1-\varepsilon} \pi_{M,t}^{1-\varepsilon}$$

Equilibrio externo

La balanza comercial de la economía viene dada por:

$$TB_t = S_t \frac{P_{X,t}}{P_t} + \frac{P_{H,t}}{P_t} Y_{H,t} - C_t - Z_t$$

y, por definición, la cuenta corriente (asumiendo que ningún agente externo demanda bonos de la economía local) es:

$$CA_t = S_t \frac{B_t^*}{P_t} - S_t \frac{B_{t-1}^*}{P_t}$$

Agregando las restricciones de todos los agentes de la economía, se obtiene la restricción agregada, que es:

$$CA_t = TB_t + S_t (R_{t-1}^* - 1) \frac{B_{t-1}^*}{P_t}$$

Economía foránea

Las variables de la economía externa no se ven afectadas por las de la economía doméstica. Entonces, el consumo foráneo viene dado por:

$$C_t^* = \bar{C}^*$$

La tasa de interés externa sigue el siguiente proceso autorregresivo:

$$\log\left(\frac{R_t^*}{\bar{R}}\right) = \rho_i \log\left(\frac{R_{t-1}^*}{\bar{R}}\right) + \varepsilon_t^i$$

donde $\varepsilon_t^i \sim N(0, \sigma_i^2)$ es un choque de tasa de interés externa.

De igual forma, la inflación foránea sigue el siguiente proceso autorregresivo:

$$\log(\pi_t^*) = \rho_{\pi^*} \log(\pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{\pi^*}$$

donde $\varepsilon_t^{\pi^*} \sim N(0, \sigma_{\pi^*}^2)$ es un choque de inflación externa.

3.1.2 El modelo con la UIP de Christiano et al. (2011)

Al igual que en el modelo base, el hogar puede ahorrar adquiriendo bonos domésticos y foráneos, pero ahora la tasa de interés que pagan los últimos se encuentra sometida a un ajuste por el riesgo relativo Φ_t . Entonces la restricción presupuestaria de los agentes pasa a ser:

$$W_t N_t + R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + S_t \Phi_{t-1} R_{t-1}^* \frac{B_{t-1}^*}{P_t} + R_t^K K_t + \Gamma_t = C_t + Z_t + \frac{B_t}{P_t} + S_t \frac{B_t^*}{P_t}$$

ya la UIP asociada a esta nueva restricción toma la siguiente forma:

$$\Phi_t E_t \frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{R_t}{R_t^*}$$

Asimismo, el ajuste por riesgo de la economía local relativa a la foránea viene dado por:

$$\Phi_t = \exp(-\phi_b(B_t^* - \bar{B}^*) - \phi_s(R_t^* - R_t))$$

Se observa que una menor tasa de interés doméstica genera que el factor de riesgo relativo caiga.

3.1.3 *El modelo con la UIP de Montoro y Ortiz (2021)*

Bajo este modelo, el hogar puede ahorrar en bonos domésticos, pero solo puede adquirir bonos foráneos a través de un *FX dealer* que maximiza el retorno de su portafolio, el cual viene dado por la siguiente función:

$$E_t \left\{ -\frac{1}{\varpi} \exp\left(-\varpi \frac{\widetilde{R}_{t+1}^*}{R_t} d_{t+1}^* \right) \right\}$$

donde d^* son los bonos foráneos que posee de cada intermediario financiero y \widetilde{R}^* es el retorno del *carry trade* del portafolio.

Resolviendo este problema y agregando a todos los *FX dealers*, se obtiene la siguiente UIP modificada:

$$\log(S_t) = E_t \log(S_{t+1}) + \log(R_t^*) - \log(R_t) - \frac{\varpi}{m} \sigma_{dep}^2 D_t^*$$

Esta ecuación muestra que, como la composición del portafolio de estos intermediarios viene dada por las órdenes de compra que reciben de los hogares, van a cobrar una prima por riesgo que los compense por tomar niveles de activos locales o extranjeros distintos a los que quisieran.

3.1.4 *El modelo con la UIP de Winkelried (2013)*

En este caso, se asume que ya no todos los agentes tienen expectativas racionales en su creencia de cómo se comportará el tipo de cambio, sino que una proporción fija tendrá una perspectiva ingenua o «*backward looking*». Entonces, la esperanza del tipo de cambio para el próximo período es el promedio ponderado entre los pronósticos de agentes plenamente racionales y de agentes ingenuos, como se indica a continuación:

$$S_{t+1}^e = \left(E_t S_{t+1}^{1-\rho_{dep}} \right) (S_{t-1})^{\rho_{dep}}$$

Al reemplazar esta ecuación en la UIP estándar, obtenemos la siguiente versión modificada de ella:

$$\frac{E_t dep_{t+1}}{dep_t} = \frac{R_t}{R_t^*}$$

donde $dep_t = \frac{S_t}{S_{t-1}}$ es la depreciación nominal.

3.2 Metodología

3.2.1 Estimación

Siguiendo a Del Negro y Schorfheide (2010) y a Blake y Mumtaz (2012), la estimación bayesiana de un modelo de equilibrio general (DSGE) comprende los siguientes pasos. En primer lugar, la solución de los modelos DSGE puede representarse de la siguiente manera³:

$$s_t = \Phi_1(\theta)s_{t-1} + \Phi_\epsilon(\theta)\epsilon_t$$

donde s_t son las variables de estado del modelo; ϵ_t son los choques; y Φ_1 y Φ_ϵ son matrices de coeficientes que están en función del vector θ compuesto por los parámetros del modelo. Esta expresión es denominada «ecuación de transición».

La ecuación de medición, que relaciona las variables observadas con las variables de estado, toma la siguiente forma general:

$$y_t^{obs} = \Psi_0(\theta) + \Psi_1(\theta)_t + \Psi_2(\theta)s_t$$

En conjunto, las ecuaciones de transición y medición forman la representación espacio-estado del modelo DSGE y, si los choques siguen una distribución normal, puede emplearse el filtro de Kalman para obtener una función de verosimilitud; es decir, una distribución de las variables observadas condicionadas al vector de parámetros θ que va a permitir aplicar técnicas bayesianas⁴.

El teorema de Bayes simplificado nos indica que es posible obtener una distribución posterior conjunta y condicionada a los datos para los parámetros del modelo, a partir de una función de verosimilitud y de dis-

³ Para obtener la solución del modelo, se pueden utilizar técnicas como la propuesta por Sims (2002).

⁴ En el anexo 1, se describe la obtención de la función de verosimilitud a partir de una representación espacio-estado utilizando el filtro de Kalman.

tribuciones *prior* para los parámetros, como indica la siguiente relación de proporcionalidad:

$$p(\theta/y_t^{obs}) \propto p(y_t^{obs}/\theta)p(\theta)$$

Una vez que obtenida la distribución posterior conjunta y condicionada, esta puede ser integrada para obtener las distribuciones marginales y condicionadas de cada uno de los parámetros considerados en θ . Sin embargo, dados la relación no lineal entre los parámetros del modelo y los coeficientes de las matrices de las ecuaciones de transición y de medición, estas no forman parte de las familias de distribuciones conocidas, por lo que será necesario simularlas usando algoritmos MCMC (Markov Chain Monte Carlo) para obtener distribuciones empíricas. El algoritmo de simulación más empleado y utilizado en este trabajo es el *random walk* Metropolis-Hastings, cuyo procedimiento se explica en el anexo 2.

3.2.2 Datos

Para estimar los cuatro modelos propuestos (UIP estándar y tres con UIP modificadas), utilizamos series de tiempo trimestrales de datos peruanos obtenidas del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) para el período comprendido entre el primer trimestre de 2002 y el cuarto trimestre de 2019. Se toma como año final 2019 para evitar que los resultados estén influenciados por la crisis durante la pandemia de COVID-19. Se tomó la serie del PBI real a precios de 2007, del IPC de Lima Metropolitana, de la tasa de interés interbancaria promedio en moneda nacional y del tipo de cambio interbancario promedio del período.

Para expresar los datos en términos de las variables de los modelos, seguimos las recomendaciones de Pfeifer (2013). En primer lugar, filtramos el logaritmo del PBI real⁵ y la tasa de interés utilizando el «*one-sided HP filter*» para obtener una serie de desviaciones porcentuales de la tendencia de largo plazo. Luego, relacionamos estas con las respectivas variables de los modelos restándoles su valor de estado estacionario. Para obtener las series de inflación y depreciación nominal, aplicamos logaritmos y primeras diferencias al IPC y al tipo de cambio nominal y, posteriormente, les restamos la media. Y relacionamos las cuatro series obtenidas con las variables de los modelos mediante la siguiente ecuación de medición:

$$y_t^{obs} = y_t - \bar{y}$$

⁵ La serie del PBI fue previamente desestacionalizada utilizando el método X-12.

Donde y_t^{obs} corresponde a las cuatro series de tiempo empleadas; y_t son las variables PBI, inflación, tasa de interés y depreciación nominal del modelo (en logaritmos); e \bar{y} representa el estado estacionario de las referidas variables.

La evolución de las cuatro series obtenidas del BCRP, a partir de las cuales se realiza la estimación, es presentada en los anexos 4, 5, 6 y 7.

3.2.3 Priors

Para realizar la estimación, se calibraron los parámetros mostrados en la tabla 1. De modo que fijamos la depreciación del capital δ en 0,025 para tener una depreciación anual del 10%; la participación del capital α en 0,33; el parámetro que mide el *home-bias* de la economía local η en 0,4⁶; la elasticidad de sustitución entre los bienes finales diferenciados ϵ en 6, para obtener un *mark-up* por encima del costo marginal del 20%; y el parámetro asociado a los costos de ajuste del portafolio κ en 0,000742⁷. También fijamos el coeficiente de aversión al riesgo γ en 2, y la aversión al riesgo de los *FX dealers* ($\bar{\omega}$) incluida en la UIP modificada de Montoro y Ortiz (2021) en 500. Asimismo, al igual que en la UIP modificada de Christiano *et al.* (2011), calibramos en 0,1 el efecto de los activos externos netos sobre la prima por riesgo ϕ_B . Los parámetros de la economía foránea también son fijados en su totalidad, pues para la estimación solo incluimos datos peruanos.

⁶ Como en Castillo *et al.* (2013).

⁷ Este valor es el propuesto por Schmitt-Grohé y Uribe (2003).

Tabla 1
Parámetros calibrados

Parámetro	Símbolo	Valor
Economía local		
Aversión al riesgo	γ	2,00
<i>Home bias</i>	η	0,40
Costos de ajuste del capital	μ	0,28
Elasticidad de sustitución entre variedades de bienes finales	ϵ	6,00
Participación del capital	α	0,33
Depreciación del capital	δ	0,025
Elasticidad de los NFA en la UIP de Christiano <i>et al.</i> (2011)	ϕ_B	0,10
Aversión al riesgo de los <i>FX dealers</i>	$\bar{\omega}$	500
Elasticidad de sustitución entre bienes locales y foráneos	τ	2,00
Inversa de la elasticidad del trabajo	ω	1,455
Economía foránea		
<i>Home bias</i> del país foráneo	η^*	0,60
Elasticidad de sustitución entre variedades de bienes finales del país foráneo	ϵ^*	6,00
Elasticidad de sustitución entre bienes locales y foráneos del país foráneo	τ^*	2,00
Nivel de consumo en el país foráneo	\bar{C}	1,00

Fuentes: Castillo *et al.* (2013), Christiano *et al.* (2011), Schmitt-Grobé y Uribe (2003). Elaboración propia, 2021.

Respecto a los parámetros por estimar, la tabla 2 indica las distribuciones *prior* que se asignan a cada parámetro, así como sus medias y desviaciones estándar. Siguiendo a Castillo, Montoro y Tuesta (2013), empleamos distribuciones *gamma* para introducir restricciones de no negatividad y distribuciones beta para parámetros que solo pueden tomar valores entre 0 y 1.

Tabla 2
Priors

Parámetro	Símbolo	Distribución	Media	Desv. est.
Parámetro de calvo para precios locales	θ^H	Beta	0,50	0,10
Parámetro de calvo para las exportaciones	θ^X	Beta	0,50	0,10
Parámetro de calvo para las importaciones	θ^M	Beta	0,50	0,10
Coefficiente de la inflación en la regla de Taylor	θ^π	Normal	1,50	0,20
Coefficiente de suavizamiento de la tasa de interés en la regla de Taylor	θ^R	Beta	0,50	0,20
Elasticidad del diferencial de tasas en la UIP de Christiano <i>et al.</i> (2011)	ϕ_R	Gamma	1,25	0,10
Volatilidad de la depreciación nominal de la UIP de Montoro y Ortiz (2021)	σ^{dep}	InvGamma	0,01	0,20
Proporción de agentes ingenuos para la UIP del MPT	ρ_{dep}	Beta	0,50	0,20
Persistencia del choque tecnológico	ρ_a	Beta	0,50	0,20
Persistencia del choque de tasa externa	ρ_{R^*}	Beta	0,50	0,20
Persistencia del choque de inflación externa	ρ_{π^*}	Beta	0,50	0,20
Persistencia del choque monetario	ρ_m	Beta	0,50	0,20
Desviación estándar del choque tecnológico	σ_a	InvGamma	0,01	0,25
Desviación estándar del choque de tasa externa	σ_{R^*}	InvGamma	0,01	0,25
Desviación estándar del choque de inflación externa	σ_{π^*}	InvGamma	0,01	0,25
Desviación estándar del choque monetario	σ_m	InvGamma	0,01	0,25

Elaboración propia, 2021.

Asignamos a los coeficientes autorregresivos AR (1) de todos los choques una distribución beta con media 0,5 y desvío 0,2, y a las desviaciones estándar de los choques, una distribución *gamma* inversa con media 0,01 y desvío de 0,25.

Respecto a los parámetros de Calvo asociados a las rigideces de precios, les asignamos una media *prior* de 0,5, de tal forma que las firmas podrían modificar sus precios cada dos trimestres en promedio. Asimismo, se asume una desviación estándar *prior* de 0,1 para todos los parámetros.

Para los parámetros de la regla de Taylor, asumimos un coeficiente asociado a la inflación θ_π con una distribución normal con media 1,5 y desviación estándar de 0,2, y un parámetro de suavizamiento de la tasa de

interés θ_R , que se comporta de acuerdo con una distribución beta con media 0,5 y desvío de 0,2.

En cuanto a los parámetros asociados a cada una de las versiones modificadas de UIP evaluadas, para la elasticidad del diferencial de tasas de interés (ϕ_R) asumimos como *prior* una distribución *gamma* con media 1,25 y desviación estándar 0,1, como en Christiano *et al.* (2011). Para la proporción de agentes ingenuos de la economía (ρ_{dep}), asumimos una distribución beta con media 0,5 y desviación 0,2, como en Winkelried (2013). Y para la volatilidad de la depreciación nominal asociada a la versión propuesta por Montoro y Ortiz (2021), asumimos una distribución inversa *gamma* con media 0,01 y desviación estándar 0,2.

3.2.4 Simulación del posterior y comparación entre modelos

Como se ha mencionado, utilizamos el algoritmo *random walk* Metropolis-Hastings para simular las distribuciones posterior marginales y condicionadas de cada uno de los parámetros estimados. Los resultados se obtuvieron a partir de 250 000 simulaciones, de las cuales fueron eliminadas el 50% de las iniciales para evitar que sus valores afecten la simulación. Se aplicaron factores de escala a la matriz de varianzas y covarianzas del error del paseo aleatorio para asegurar una ratio de aceptación de entre 25% y 30%.

Para realizar la comparación entre los cuatro modelos estimados, fue necesario calcular la verosimilitud marginal de cada uno de los «*i*» modelos, que por definición viene dada por:

$$p(y_t^{obs}/M_i) = \int p(y_t^{obs}/\theta_i, M_i)p(\theta_i/M_i)\partial\theta_i$$

Dado que dicha verosimilitud marginal no pudo ser calculada analíticamente porque no es posible integrar distribuciones cuya función de densidad es desconocida, tuvimos que estimarla utilizando la técnica de la media armónica modificada desarrollada en Geweke (1999) a partir de la estrategia de Gelfand y Dey (1994)⁸.

Una vez estimadas las cuatro verosimilitudes marginales correspondientes a cada uno de los modelos, procedimos a compararlos usando los *posterior odds ratios*, que toman la siguiente forma:

⁸ En el anexo 4, se describe el procedimiento para calcular la verosimilitud marginal a partir de las simulaciones obtenidas del algoritmo Metropolis-Hastings siguiendo el método de la media armónica modificada.

$$PO_{ij} = \frac{p(y_t^{obs}/M_i)P(M_i)}{p(y_t^{obs}/M_j)P(M_j)}$$

donde $P(M_i)$ y $P(M_j)$ son los *priors* sobre qué tan probable se cree que los modelos i y j sean los correctos antes de procesar los datos. En el presente trabajo, asumimos que los cuatro modelos tienen la misma probabilidad *prior* de ser los correctos, por lo cual los *posterior odds ratios* son equivalentes a *Bayes factors* expresados como ratios de las verosimilitudes marginales.

4. Análisis de resultados

En esta sección, analizamos los resultados de la siguiente manera: primero, examinamos las distribuciones posteriores (*posterior*) estimadas para los parámetros; luego, realizamos la comparación entre modelos determinando cuál de los cuatro tiene un comportamiento más acorde con los datos de la economía peruana; y, finalmente, presentamos las funciones impulso-respuesta de los cuatro modelos tomando los parámetros estimados.

4.1 Valores *posterior* de los parámetros

La tabla 3 muestra la media posterior y los intervalos de mayor densidad con probabilidad de 95% (*95% highest posterior density interval*) de cada uno de los parámetros estimados en los cuatro modelos propuestos. Nuestro análisis de estos resultados es el siguiente:

Tabla 3
Distribuciones *posterior*

Parámetro	UIP Estrándar			UIP Christiano <i>et al.</i> (2011)			UIP Montoro y Ortiz (2020)			UIP Winkelried (2013)		
	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
	Media	5%	95%	Media	5%	95%	Media	5%	95%	Media	5%	95%
θ^H	0,410	0,336	0,481	0,380	0,298	0,462	0,325	0,226	0,413	0,689	0,599	0,772
θ^X	0,324	0,158	0,513	0,567	0,445	0,677	0,719	0,610	0,826	0,581	0,357	0,783
θ^M	0,635	0,570	0,700	0,510	0,385	0,646	0,220	0,123	0,325	0,919	0,887	0,953
θ^R	1,272	1,160	1,408	1,530	1,135	1,899	1,860	1,557	2,186	1,694	1,470	1,947
θ^R	0,044	0,041	0,094	0,056	0,006	0,119	0,110	0,013	0,224	0,285	0,147	0,420
ρ_a	0,750	0,637	0,857	0,610	0,451	0,833	0,525	0,342	0,690	0,980	0,957	0,998
ρ_m	0,045	0,005	0,092	0,046	0,004	0,101	0,112	0,016	0,220	0,959	0,922	0,994
ρ_{R^*}	0,862	0,757	0,958	0,864	0,703	0,997	0,924	0,854	0,987	0,925	0,870	0,980
$\rho_{R^{**}}$	0,337	0,214	0,455	0,246	0,057	0,487	0,824	0,624	0,977	0,374	0,265	0,475
ϕ_R	-	-	-	1,369	1,166	1,571	-	-	-	-	-	-
σ^{dep}	-	-	-	-	-	-	0,003	0,002	0,004	-	-	-
ρ_{dep}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,333	0,066	0,600
σ_a	0,008	0,013	0,007	0,010	0,010	0,016	0,007	0,014	0,006	0,009	0,009	0,017
σ_m	0,006	0,012	0,005	0,009	0,007	0,015	0,008	0,003	0,006	0,002	0,009	0,004
σ_{R^*}	0,016	0,013	0,019	0,023	0,016	0,031	0,025	0,019	0,030	0,011	0,009	0,014
$\sigma_{R^{**}}$	0,007	0,004	0,011	0,087	0,038	0,150	0,106	0,064	0,159	0,004	0,002	0,006
Marg.dens.	832,877			833,790			835,323			841,000		

Elaboración propia, 2021.

4.1.1 *Parámetros de la UIP*

Los modelos estimados con parámetros especiales son el 2, el 3 y el 4. Respecto al parámetro de ajuste del riesgo-país, presente únicamente en la UIP de Christiano *et al.* (2011), este toma una media posterior de 1,37, mayor que la previa (*prior*) de 1,25. Por tanto, los datos indican que la relación entre el diferencial de tasas de interés y el riesgo país es, en el caso peruano, ligeramente mayor que la planteada por dichos autores.

La media posterior de la volatilidad de la depreciación nominal, presente en la UIP de Montoro y Ortiz (2021), toma un valor de 0,3% menor que el *prior* de 1%. Los datos indican así que esta variable es bastante estable en el Perú, en línea con el objetivo reducir la volatilidad del tipo de cambio que tiene la intervención cambiaria realizada por el BCRP.

Y la proporción de agentes ingenuos, presente en la UIP del MPT, pasa de una media *prior* de 0,5 a una posterior de 0,33. Los datos peruanos revelan así que alrededor del 33% de los agentes no siguen expectativas racionales y tienen un componente «*backward looking*» en su perspectiva sobre el comportamiento del tipo de cambio nominal.

4.1.2 *Rigidez de precios*

Respecto al parámetro de Calvo para el mercado local, se observa que la media posterior toma valores de entre 0,3 y 0,4 en los primeros tres modelos; lo que indica que los precios domésticos son modificados, en promedio, cada trimestre y medio. Sin embargo, para el modelo 4 la media posterior toma un valor de 0,69, lo que implica que las firmas enfrentan mayores rigideces que en los otros tres modelos, pues en promedio actualizan sus precios cada tres trimestres.

Al analizar el parámetro de Calvo para las exportaciones, se observa que en el modelo 1 los datos corrigen a la baja la media, pues se ubica en 0,3; indicando que los exportadores modifican sus precios en promedio cada trimestre y medio. En el caso de los modelos 2 y 4, el valor de la media del parámetro es incrementado ligeramente al alcanzar valores de 0,57 y 0,58 respectivamente, indicando que dichos precios serían modificados en promedio cada 2,3 trimestres. Y, en el caso del modelo 3, los datos corrigen al alza la media *prior*, pues la posterior toma un valor de 0,72; es decir, los precios de exportación, en promedio, solo serían cambiados cada tres trimestres aproximadamente.

Sobre los resultados obtenidos respecto al parámetro de Calvo para las importaciones, se obtuvo que en el modelo 3 la media posterior cae a 0,22 (en

promedio, los precios cambian cada 1,3 trimestres), indicando que la rigidez en este caso es bastante baja. En el caso del modelo 2, la media posterior de 0,51 se mantiene prácticamente igual a la media *prior* e indica que los importadores cambian sus precios cada dos trimestres. En el modelo 1, la media posterior del parámetro toma el valor de 0,64, indicando que los precios de importación se actualizan, en promedio, cada 2,7 trimestres. Y, en el modelo 4, el valor del parámetro es muy corregido al alza por los datos, ubicándose en 0,92, lo que prácticamente indica que los cambios en los precios de importación se dan solo una vez al año.

4.1.3 Regla de Taylor

Al aplicar la regla de Taylor, asignamos al coeficiente de inflación una desviación estándar *prior* relativamente alta (1,5) para permitir que su distribución posterior sea corregida por la información de los datos. En este sentido, la tabla 3 muestra que con el modelo UIP estándar se corrige a la baja dicha media a una media posterior de 1,27, que no se desvía mucho de esta la media posterior obtenida con el modelo 2 (1,53), y que las medias posteriores obtenidas con los modelos 3 y 4 son de 1,86 y 1,69 respectivamente. Estos últimos valores son coherentes con los cercanos a 2,0 obtenidos por Castillo *et al.* (2013), lo cual refleja una respuesta bastante activa del BCRP para mantener la estabilidad monetaria.

Otro hallazgo importante es que, bajo los primeros tres modelos, los datos contradicen la creencia de que el BCRP da mucha importancia al suavizamiento del movimiento de la tasa de interés. En esos tres casos, el coeficiente asociado θ_R pasa de una media *prior* de 0,5 a una posterior de 0,1 o menos. Y, si bien es mayor el valor de la media posterior obtenida con el cuarto modelo de UIP MPT (0,29), este se mantiene por debajo de la propuesta media *prior*. Por tanto, los datos indican que, ante desviaciones de la inflación de su tasa objetivo durante el período de tiempo analizado, la autoridad monetaria peruana hizo variar el instrumento de su tasa de interés tan ampliamente como juzgó necesario para cumplir con su objetivo de estabilidad de precios.

4.1.4 Choques

Respecto al choque de productividad, la tabla 3 muestra, respecto al parámetro AR (1) cuya asignada media *prior* es de 0,5, que los datos corrigen el choque al alza en los modelos 1, 2 y 4 y lo aumentan ligeramente en el modelo 3; indicando así que este tipo de choque fue persistente durante el período analizado. En cuanto al choque monetario, este ha sido muy poco

persistente según los modelos 1, 2 y 3, a juzgar por los respectivos coeficientes AR (1) de 0,1 o menos; pero en el modelo 4 ese parámetro toma un valor muy cercano a 1. Sobre el choque de tasa de interés externa, este es bastante persistente en los cuatro modelos con parámetros de alrededor de 0,9. Y el choque de inflación externa resulta poco persistente en los modelos 1, 2 y 4, a diferencia de en el modelo 3, donde la media posterior del coeficiente AR (1) toma un valor de 0,82.

En cuanto a la volatilidad de los choques, los cuatro modelos coinciden en dar una desviación estándar baja de 0,1, o menos, a todos los choques.

4.2 Comparación entre modelos

Como se observa al final de la tabla 3, el modelo con la mayor log-verosimilitud marginal es el 4; es decir, el que utiliza la UIP del MPT del BCRP asumiendo que una proporción exógena de los hogares no siguen expectativas racionales en su creencia sobre el comportamiento del tipo de cambio. La tabla 4 presenta para cada modelo el *Bayes factor* (tomando como referencia el que utiliza la UIP estándar), la log-verosimilitud marginal y la *posterior model probability* que indica, basada en los datos, cuál sería la probabilidad de que el modelo sea el correcto asumiendo que el grupo de modelos evaluados es exhaustivo.

Tabla 4
Comparación entre modelos

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<i>Log marginal density</i>	832,88	833,79	835,32	841,00
<i>Bayes ratio</i>	1,00	2,49	11,54	3371,12
<i>Posterior model probability</i>	0,0003	0,0007	0,0034	0,9956

Elaboración propia, 2021

Para realizar la comparación entre modelos utilizando el *Bayes factor*, seguimos a Kass y Raftery (1995), quienes afirman que: si el *Bayes factor* se encuentra entre 1 y 3,2, la evidencia de que un modelo tiene un mejor desempeño que otro solo vale para una mención; si se encuentra entre 3,2 y 10, la evidencia es sustancial; si está entre 10 y 100, la evidencia es fuerte; y, si es mayor de 100, la evidencia es decisiva. Entonces, si bien se observa que las *posterior model probability* de los tres modelos con UIP modificadas son mayores que la del modelo con UIP estándar, la evidencia de que existe un mejor desempeño en explicar los datos solo es decisiva para el modelo 4;

mientras que para el 3 es fuerte y para el 2 no es sólida. De lo cual se puede concluir que las UIP de Montoro y Ortiz (2021) y del MPT permiten que un modelo nekeynesiano explique mejor los datos de la economía peruana entre 2002 y 2019, mientras que los resultados con la versión de Christiano *et al.* (2011) también son buenos resultados, pero la evidencia a su favor no es tan contundente.

Habiéndose determinado así que los tres modelos con UIP modificadas tienen un mejor desempeño que el de versión estándar, calculamos los *Bayes factors* cruzados entre esos tres modelos para determinar si hay evidencia suficiente respecto a cuál de ellos explica mejor los datos peruanos. En la tabla 5, que muestra el *Bayes factor* obtenido de dividir la verosimilitud marginal del modelo indicado en la fila entre la del modelo indicado en la columna, se observa que dicha evidencia es sustancial para el modelo 3 y que es decisiva a favor del modelo 4 respecto a los modelos 2 y 3. Concluimos entonces que la comparación entre esas tres UIP modificadas indica que la del MPT, descrita en Winkelried (2013), es la que permite que el modelo coincida mejor con los datos peruanos entre 2002 y 2019.

Tabla 5
Bayes factors cruzados

	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Modelo 2	1,00	4,63	1352,89
Modelo 3	0,22	1,00	292,07
Modelo 4	0,0007	0,0034	1,0000

Elaboración propia, 2021.

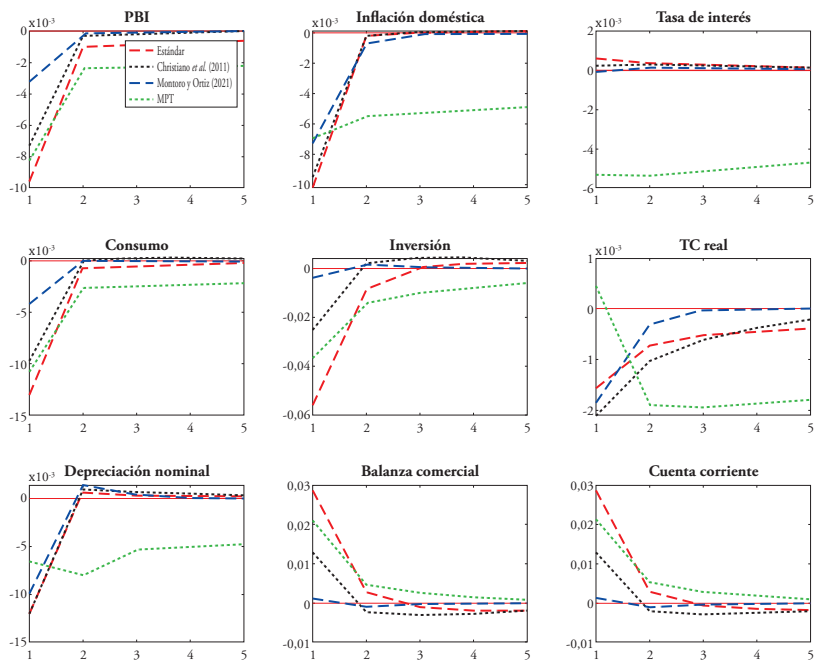
4.3 Funciones impulso-respuesta

Para analizar las diferencias entre las dinámicas de los cuatro modelos sirven las figuras 2 y 3, que presentan las funciones impulso-respuesta. Estas utilizan la media posterior de los parámetros estimados y los valores calibrados, para los parámetros no estimados, ante choques de política monetaria y de tasa de interés externa respectivamente.

En la figura 2, se observa que, ante un choque de política monetaria, en los cuatro modelos se registra el esperado efecto contractivo del PBI y el consumo, además de la caída de los precios de los bienes producidos domésticamente. Sin embargo, a consecuencia del coeficiente cercano a 1 estimado para el

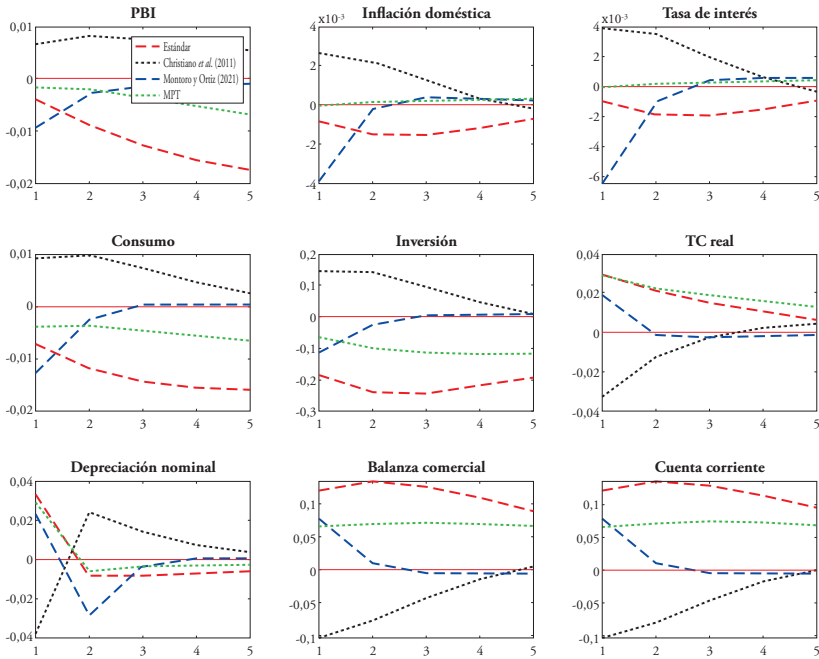
modelo 4, dicho choque es mucho más persistente en este modelo que en los otros tres. Por otro lado, se observa una apreciación nominal en los cuatro modelos, acompañada de una caída del tipo de cambio real en los modelos 1, 2 y 3. Pero en el modelo 4 ocurre una pequeña subida inicial del tipo de cambio real, explicada por la menor volatilidad del tipo de cambio nominal generada por las expectativas *backward looking* respecto a su comportamiento que tienen algunos de los agentes incluidos en tal modelo. Por ello, poco después de la aparición del choque, el efecto de la caída de los precios locales prevalece sobre el de la apreciación nominal y conlleva el incremento del valor del tipo de cambio real.

Figura 2
Función impulso-respuesta ante un choque monetario



Elaboración propia, 2021.

Figura 3
Función impulso-respuesta ante un choque de tasa de interés externa



Elaboración propia, 2021.

Como se observa en la figura 3, un choque positivo de tasa de interés externa tiene un efecto contractivo en la economía doméstica según los modelos 1, 3 y 4, a consecuencia de la fuga de capitales en búsqueda de un mayor rendimiento de los activos extranjeros; ello, a su vez, genera una depreciación nominal y un incremento del tipo de cambio real. Sin embargo, el modelo 2 tiene una dinámica totalmente opuesta, debido a que el efecto de la mayor percepción de riesgo ante la mayor tasa de interés de los activos foráneos neutraliza la mayor demanda que deberían tener por haber mejorado su rendimiento, generándose así un ingreso de capitales a la economía local que tiene un efecto expansivo en el PBI, el consumo y la inversión, acompañado por una apreciación nominal y la caída del tipo de cambio real.

5. Conclusiones

En este trabajo, hemos planteado y estimado un modelo nekeynesiano para una economía pequeña y abierta con cuatro versiones de la paridad descubierta de tasas de interés (UIP), empleando técnicas bayesianas. Las cuatro versiones que hemos analizado comparativamente son la UIP estándar y tres con UIP modificadas desarrolladas, respectivamente, por Christiano *et al.* (2011), por Montoro y Ortiz (2021) y por Winkelried (2013) con base en modelo de proyección trimestral (MPT) del BCRP.

El principal resultado obtenido verifica nuestra hipótesis, de que las tres UIP modificadas permiten que dicho modelo tenga un desempeño mejor que la versión estándar en el momento de explicar la evolución de los datos de la economía peruana, entre el primer trimestre de 2002 y el cuarto trimestre de 2019. Esta conclusión, válida para ese largo período de tiempo, aporta a lo previamente encontrado por diversas investigaciones empíricas, respecto a la incapacidad explicativa de la UIP estándar en el corto plazo. Sin embargo, cabe mencionar que la evidencia a favor de nuestra conclusión no es tan contundente para el caso de la UIP propuesta por Christiano *et al.* (2011), como sí lo es para las otras dos UIP modificadas.

En conjunto, el modelo con mejor desempeño explicativo es el que utiliza la UIP del MPT del BCRP desarrollada en Winkelried (2013), la cual asume que una proporción exógena de los agentes no tienen expectativas racionales en su perspectiva sobre el comportamiento del tipo de cambio. Este supuesto genera que la volatilidad de esta variable se vea reducida, al tener en cuenta la existencia de agentes con una perspectiva ingenua o «*backward looking*» sobre la evolución del tipo de cambio nominal. Esta menor variabilidad del tipo de cambio generada por el modelo se condice con lo que se observa en la realidad peruana, pues el BCRP interviene en el mercado cambiario para conseguir dicho objetivo.

Respecto a las recomendaciones e ideas para futuras investigaciones, el modelo empleado en la presente investigación es simplificado y podría ser extendido para incluir otras fricciones comunes en la literatura especializada, como hábitos de consumo o rigidez de salarios; ello para mejorar su desempeño explicativo de los datos. Adicionalmente, sería conveniente que investigaciones futuras incluyan en sus modelos dos aspectos característicos de la economía peruana que no hemos modelado en el presente estudio, como son la dolarización y la intervención cambiaria del BCRP. Otro punto relevante es que la UIP del MPT, la cual permitió que el modelo tenga el mejor desempeño, no tiene un origen microfundamentado como sí lo tienen las otras dos UIP modificadas analizadas en este trabajo.

Finalmente, las conclusiones del presente trabajo aportan a la literatura de dos maneras: (i) brindan un respaldo empírico a los ejercicios teóricos de algunos autores por generar desviaciones de la UIP que mejoren su desempeño y (ii) pasan a formar parte de la no muy extensa colección de trabajos que estiman modelos DSGE usando técnicas bayesianas en el Perú.

Referencias

- Alpanda, S., Kotzé, K., & Woglom, G. (2010). The role of the exchange rate in a new Keynesian DSGE model for the South African economy. *South African Journal of Economics*, 78(2), 170-191. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2010.01239.x>
- Bacchetta, P., & Van Wincoop, E. (2006). Can information heterogeneity explain the exchange rate determination puzzle? *American Economic Review*, 96(3), 552-576. <https://doi.org/10.1257/aer.96.3.552>
- Benigno, P., & Woodford, M. (2005). Inflation stabilization and welfare: The case of a distorted steady state. *Journal of the European Economic Association*, 3(6), 1185-1236. <https://doi.org/10.1162/154247605775012914>
- Blake, A., & Mumtaz, H. (2012). *Applied Bayesian econometrics for central bankers*. CCBS Technical Handbook, 4. Bank of England Centre for Central Banking Studies. http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/sgpe_bayesian/Blake_Mumtaz_techbook4.pdf
- Blanchard, O. (2008). *The state of macro*. NBER Working Paper 14259. <https://www.nber.org/papers/w14259>
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Castillo, P., Montoro, C., & Tuesta, V. (2013). An estimated stochastic general equilibrium model with partial dollarization: A Bayesian approach. *Open Economies Review*, 24(2), 217-265. <https://doi.org/10.1007/s11079-012-9239-3>
- Chinn, M., & Meredith, G. (2005). *Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era*. NBER Working Paper 11077. <https://www.nber.org/papers/w11077>
- Christiano, L. J., Trabandt, M., & Walentin, K. (2011). Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), 1999-2041. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2011.09.005>
- Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2010). Bayesian macroeconometrics. En J. Geweke, G. Koop & H. van Dijk (Eds.). *Oxford handbook of Bayesian econometrics* (pp. 293-389). Oxford University Press. https://faculty.wcas.northwestern.edu/.../del_negro_schorfheide.pdf
- Froot, K. A., & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179-192. <https://doi.org/10.1257/jep.4.3.179>
- Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>

- Gelfand, A., & Dey, D. K. (1994). Bayesian model choice: Asymptotics and exact calculations. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 56(3), 501-514. <https://www.jstor.org/stable/2346123>
- Geweke, J. (1999). Using simulation methods for Bayesian econometric models: Inference, development and communication. *Econometric Reviews*, 18(1), 1-73. <https://doi.org/10.1080/07474939908800433>
- Guender, A. V. (2014). Monetary policy and the uncovered interest rate parity puzzle: Theory and empirical results for Oceania. *Economic Record*, 90(289), 207-219. <https://doi.org/10.1111/1475-4932.12097>
- Ismailov, A., & Rossi, B. (2018). Uncertainty and deviations from uncovered interest rate parity. *Journal of International Money and Finance*, 88(C), 242-259. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.07.012>
- Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773-795. doi:10.1080/01621459.1995.10476572
- Koop, G. (2003). *Bayesian econometrics*. John Wiley & Sons Ltd. <https://kupdf.net/download/koop-bayesian-econometrics-2003>
- Lewis, K. (1994). *Puzzles in international financial markets*. NBER Working Paper 4951. <https://www.nber.org/papers/w4951>
- Lothian, J. R., & Wu, L. (2011). Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance*, 30(3), 448-473. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.01.005>
- Lyons, R. (2001). *The microstructure approach to exchange rates*. MIT Press. doi:10.7551/mitpress/4602.001.0001
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](https://doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X)
- Mendoza, E. (1991). Real business cycles in a small open economy. *American Economic Review*, 81(4), 797-818. <https://www.sas.upenn.edu/~egme/pp/mendoza1991.pdf>
- Montoro, C., & Ortiz, M. (2021). *The portfolio channel of capital flows and foreign exchange intervention in a small open economy*. https://faculty.wcas.northwestern.edu/.../Ortiz_Montero_revised.pdf
- Mylonidis, N., & Semertzidou, M. (2010). Uncovered interest parity puzzle: Does it really exist? *Applied Economics Letters*, 17(10), 1023-1026. <https://doi.org/10.1080/00036840902762696>
- Pfeifer, J. (2013). *A guide to specifying observation equations for the estimation of DSGE models*. Working Paper. University of Mannheim. https://sites.google.com/site/pfeiferecon/Pfeifer_2013_Observation_Equations.pdf
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00056-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00056-9)
- Sims, C. (2002). Solving linear rational expectations models. *Computational Economics*, 20(1-2). <http://sims.princeton.edu/yftp/gensys/LINRE3A.pdf>

- Steinbach, M. R., Mathuloe, P. T., & Smit, B. W. (2009). An open economy New Keynesian DSGE model of the South African economy. *South African Journal of Economics*, 77(2), 207-227. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2009.01212.x>
- Winkelried, D. (2013). Modelo de proyección trimestral del BCRP: actualización y novedades. *Revista Estudios Económicos*, 60(26), 9-60. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/26/ree-26-winkelried.pdf>

ANEXOS

Anexo 1

El filtro de Kalman para obtener la función de verosimilitud

Siguiendo a Blake y Mumtaz (2012), si la solución de un modelo DSGE tiene la siguiente forma:

$$s_t = \Phi_1(\theta)s_{t-1} + g\epsilon_t$$

su representación estado-espacio será la siguiente:

$$s_t = \Phi_1(\theta)s_{t-1} + \tilde{\epsilon}_t$$

$$y_t^{obs} = Hs_t$$

donde $\tilde{\epsilon}_t \sim N(0, \sigma_{\tilde{\epsilon}}^2)$ y $\sigma_{\tilde{\epsilon}}^2 = g\sigma_{\epsilon}^2g'$.

A partir de esta forma, puede obtenerse una función de verosimilitud aplicando el filtro de Kalman, que parte de un vector de valores iniciales para las variables de estado y su respectiva matriz de varianza.

- (1) Definimos una predicción para la variable de estado $s_{t/t-1}$ usando la ecuación de transición y su varianza estimada $p_{t/t-1}$:

$$s_{t/t-1} = \Phi_1 s_{t-1/t-1}$$

$$p_{t/t-1} = \Phi_1 p_{t-1/t-1} \Phi_1' + \sigma_{\tilde{\epsilon}}^2$$

- (2) Calculamos el error de predicción η_t y su varianza f_t :

$$\eta_t = y_t^{obs} - Hs_{t/t-1}$$

$$f_t = Hp_{t/t-1}H'$$

- (3) Aplicamos las ecuaciones de actualización:

$$s_{t/t} = s_{t/t-1} + K\eta_t$$

$$p_{t/t} = p_{t/t-1} - KHp_{t/t-1}$$

donde K es denominada la ganancia de Kalman y viene dada por: $K = p_{t/t-1}H'f_t^{-1}$.

Finalmente, la log-verosimilitud vendrá dada por:

$$L_t = -\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(|f_t|) - \frac{1}{2} (\eta_t * f_t^{-1} * \eta_t')$$

Anexo 2
 Algoritmo *random-walk* Metropolis-Hastings

Aquí explicamos el algoritmo aplicado para simular las distribuciones marginales y condicionadas de cada uno de los parámetros estimados, siguiendo a Blake y Mumtaz (2012).

- a) En primer lugar, se maximiza el log posterior utilizando un optimizador numérico⁹, siendo que el log posterior viene dado por la suma del log verosimilitud y el log *prior* para obtener la moda posterior que será denominada θ^{max} y la matriz de covarianzas asociada denominada Σ^{max} .
- b) Luego, se define un vector θ^{old} conteniendo los valores iniciales de los parámetros y se asume que estos son iguales al modo posterior; es decir, $\theta^{old} = \theta^{max}$. La densidad candidata es formada siguiendo un paseo aleatorio de la siguiente manera:

$$\theta^{new} = \theta^{old} + e$$

donde $e \sim N(0, c\Sigma^{max})$ y c es un factor de escala que sirve para controlar la ratio de aceptación.

- c) Definimos α como la probabilidad de aceptar el valor simulado, que tiene la siguiente forma:

$$\alpha = \min[\exp(\text{posteriorNEW} - \text{posteriorOLD}), 1]$$

Cabe señalar que *posterior NEW* y *posterior OLD* vienen dados por la suma del log verosimilitud y el log *prior* evaluados en θ^{new} y θ^{old} , respectivamente.

- d) Por último, se genera de manera aleatoria una $u \sim U(0,1)$, de tal manera que si $\alpha > u$, se acepta el valor simulado y $\theta^{old} = \theta^{new}$. En caso contrario, se rechaza el valor simulado.
- e) La cantidad de veces que deben repetirse los pasos del 2 al 4 es el número de simulaciones MH. Se debe definir una proporción *burn-in* de simulaciones iniciales que serán eliminadas para evitar que los valores iniciales afecten a la distribución simulada.

⁹ Para este trabajo se utilizó el optimizador *csmmwel* desarrollado por Christopher Sims.

Anexo 3 Cálculo de la verosimilitud marginal

Para calcular la verosimilitud marginal, se utiliza la estrategia de la media armónica modificada, propuesta por Geweke (1999) y que es descrita aquí siguiendo a Blake y Mumtaz (2012) y a Koop (2003).

Gelfand y Dey (1994) demuestran que la inversa de la verosimilitud marginal puede ser calculada a partir de la siguiente expresión, que es conveniente cuando se utiliza el algoritmo Metropolis-Hastings:

$$\frac{1}{p(y_t^{obs}/M_i)} = E\left[\frac{f(\theta)}{F(y_t^{obs}/\theta)P(\theta)} / y_t^{obs}\right]$$

Donde $F(y_t^{obs}/\theta)$ es la función de verosimilitud, $P(\theta)$ es la distribución *prior*, y $f(\theta)$ es cualquier función de densidad con soporte Ξ definida dentro de la región del *posterior*.

Geweke (1999) sugiere que la distribución elegida sea truncada con la finalidad de que $f(\theta)$ tenga un límite superior. De hecho, recomienda utilizar la distribución normal truncada, por lo que:

$$f(\theta) = \frac{1}{p(2\pi)^{\frac{k}{2}}} |\hat{\Sigma}|^{-\frac{1}{2}} \exp(-0,5(\theta_j - \hat{\theta})\hat{\Sigma}^{-1}(\theta_j - \hat{\theta})') \times I(\theta_j \in \Xi)$$

Donde $\hat{\theta}$ es la media del posterior, $\hat{\Sigma}$ es la matriz de varianzas y covarianzas del posterior, y k es el número de parámetros. Además, $I(\theta_j \in \Xi)$ toma el valor de 1 si:

$$[(\theta_j - \hat{\theta})\hat{\Sigma}^{-1}(\theta_j - \hat{\theta})'] \leq \chi_{1-p}^2(k)$$

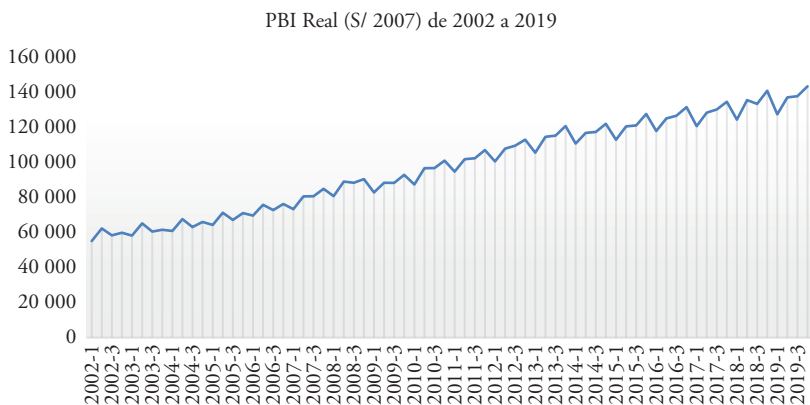
Donde $\chi_{1-p}^2(k)$ es la inversa de la función de densidad acumulada chi cuadrado con k grados de libertad y probabilidad p ; por lo que termina siendo el valor que excede el 1- p % de los *draws* de una distribución chi cuadrado con k grados de libertad.

Con esta función y con el posterior calculado durante el algoritmo Metropolis-Hastings, se puede aproximar la verosimilitud marginal de la siguiente forma:

$$\frac{1}{rep} \sum_{j=1}^{rep} \frac{f(\theta_j)}{F(y_t^{obs}/\theta_j)P(\theta_j)}$$

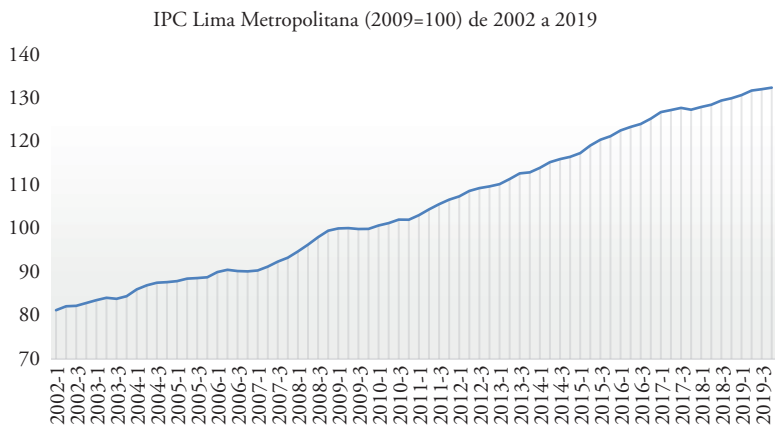
Dónde *rep* es el número de simulaciones que se hizo durante el algoritmo Metropolis-Hastings para simular las distribuciones posterior marginales y condicionadas.

Anexo 4 Evolución del PBI real del Perú de 2002 a 2019 (S/ 2007)



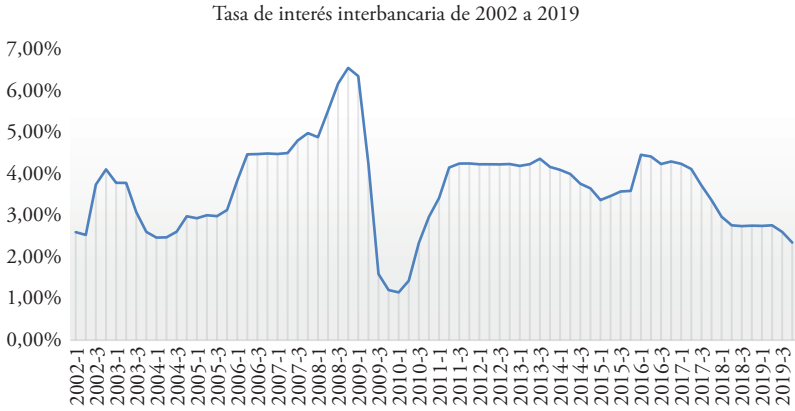
Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

Anexo 5 Evolución del IPC de Lima Metropolitana de 2002 a 2019 (2009=100)



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

Anexo 6 Evolución de la tasa de interés interbancaria promedio del Perú de 2002 a 2019



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

Anexo 7 Tipo de cambio nominal (S/ por US\$) de 2002 a 2019



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

Desvíos de la tasa de interés interbancaria respecto a la tasa de interés de referencia: un estudio aplicado al Perú durante el período 2008-2016¹

Aníbal Fernando Torres Gonzales
Bruno Sebastián Valladares Meneses

Introducción

La política monetaria mantiene vigente su muy importante rol macroeconómico, complementando sus herramientas básicas con nuevas según la evolución económica nacional e internacional. Como se sabe, la autoridad monetaria peruana es el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), una institución autónoma desde 1993, cuyo principal objetivo es controlar la inflación. Con tal fin, el BCRP implementa desde 2002 un esquema de metas de inflación (MEI), buscando mantenerla entre un 1% y un 3% anual (Castillo, Pérez, & Tuesta, 2011).

Ese estudio enfatiza dos funciones auxiliares del BCRP. Una para asegurar un adecuado grado de liquidez en el sistema financiero, mediante instrumentos de control como la tasa de encaje, la tasa de referencia y algunas operaciones de mercado abierto. La otra función busca reducir la vulnerabilidad de los agentes económicos ante la dolarización, mediante intervenciones en el mercado cambiario que establezcan el tipo de cambio nominal (Contreras, León,

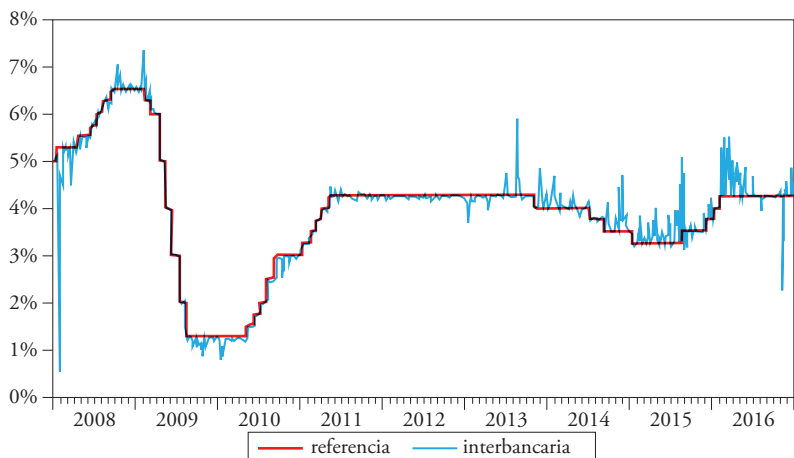
¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2021. Los autores agradecen en especial al asesor de este trabajo, profesor Jair Montes, así como a los miembros del jurado, profesores Carlos Parodi y Marco Ortiz, por sus valiosos aportes y sugerencias. También a nuestros padres, por sus invaluable comentarios que ayudaron a terminar de materializar este esfuerzo, y a Diana Cueva, por su continuo apoyo a lo largo de esta investigación.

& Quispe, 2009). Por ello, para realizar una política expansiva o restrictiva consistente con la meta de inflación, el BCRP usa como principal herramienta su tasa de interés de referencia (o tasa de referencia de la política monetaria), que tiene un impacto directo en las tasas de corto plazo a través de las tasas de interés interbancaria y bancarias.

Antes de 2002, el instrumento operativo del BCRP era una meta cuantitativa respecto a las cuentas corrientes de los bancos en la autoridad monetaria (Lupú & Pozo, 2011). A partir del esquema MEI, la meta operativa del BCRP es la tasa interbancaria, con base en el nivel de su tasa de referencia. Lo cual supone que las tasas de interés activas y pasivas en la economía nacional se mueven en función de la tasa de interés interbancaria, y esta, en función de la tasa de referencia fijada por el BCRP (Rodríguez, 2009).

Por ello, es importante conocer si el traspaso de la tasa de referencia sobre esas otras tasas ocurre de manera completa o imperfectamente, y conocer por qué y bajo qué circunstancias no se cumple totalmente. De hecho, los datos de frecuencia diaria en las estadísticas accesibles del BCRP permiten identificar desviaciones de la tasa interbancaria respecto a la de referencia, especialmente durante los años 2008-2016, y en ese último año se registró la mayor cantidad de fluctuaciones diarias (figura 1).

Figura 1
Evolución de la tasa de interés interbancaria y de la tasa de interés de referencia en el Perú, período 2008-2016



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

Lo anterior justifica que la presente investigación busque explicar las causas de las distorsiones en la transmisión de la tasa de interés de referencia hacia la tasa de interés interbancaria; es decir, del instrumento hacia la meta operativa del BCRP para asegurar el equilibrio del sistema financiero. Así, nuestra pregunta de investigación es: ¿cuál o cuáles son los principales determinantes que ocasionaron desvíos en la tasa de interés interbancaria respecto a la tasa de interés de referencia durante el período 2008-2016?

El análisis del efecto de la tasa de referencia comprende dos etapas. La primera analiza el impacto de los movimientos de la tasa de referencia sobre la tasa de interés interbancaria, y engloba el cobro por operaciones entre entidades financieras bancarias. La segunda analiza el impacto de los cambios en la tasa interbancaria sobre las tasas nominales bancarias de corto plazo y su repercusión sobre las tasas de largo plazo. Cuando el BCRP quiere que el nivel de la tasa de interés interbancaria se alinee con la tasa de referencia, ejecuta operaciones de mercado abierto (OMA) que inyectan o esterilizan liquidez en el sistema financiero y así generan un impacto regulador en la tasa interbancaria.

El BCRP también especifica, en su Circular N.º 0011-2020, que el cumplimiento de los requerimientos de encaje debe realizarse mensualmente y que el plazo para presentar la información al respecto es de 10 días hábiles. Para cumplir con estos requerimientos, los bancos deben almacenar dinero ya sea en la cuenta corriente que tienen en el BCRP o en bóveda. Si bien cada banco puede manejar a discreción el cumplimiento del requerimiento de encaje, a fin de mes debe cumplir con un porcentaje específico acumulado del total de obligaciones sujetas a encaje del régimen general (TOSE). Y, si bien esa proporción puede ser almacenada tanto en dicha cuenta corriente como en bóveda, existe una regla bancaria que precisa que el mínimo asignado a tal cuenta corriente equivale al 0,75% del TOSE.

Pero los datos del BCRP revelan algo muy interesante: que las cuentas corrientes de cada entidad financiera ascienden a niveles superlativos los primeros días del mes. Este hecho nos sirvió para especificar nuestra hipótesis de trabajo, al hacernos intuir que, en vista de que los requerimientos de encaje son revisados mensualmente, la estrategia de los bancos comerciales sería asegurarse de que cumplen con el requerimiento mensual promedio almacenando la mayor cantidad de dinero posible en los primeros días de cada mes, tanto en dicha cuenta corriente como en bóveda, para luego relajar los niveles de ambos el resto del mes sin la preocupación de incumplir con el requerimiento mensual promedio a fin de mes.

Por tanto, la hipótesis de la presente investigación consiste en que la estrategia de los bancos comerciales, de asegurarse el cumplimiento de los requerimientos de encaje en los 10 primeros días calendario del mes, es uno de los determinantes de los desvíos en la tasa interbancaria respecto de la de referencia durante el período 2008-2016.

Para verificar nuestra hipótesis, primero identificamos qué variables presentan mayor volatilidad y valores extremos, examinando su mediana, desviación estándar y valores máximo y mínimo. Los certificados de depósito y el nivel de cuenta corriente en el BCRP, la liquidez en el sistema bancario, y las operaciones de reporte, son las variables que presentan mayor variabilidad. Asimismo, la media de la tasa interbancaria en soles y la media de la tasa de referencia permitieron detectar que efectivamente hay desvíos entre estas durante el período de estudio considerado.

Luego, utilizando la causalidad de Granger, determinamos la causalidad de los distintos regresores considerados en nuestra metodología sobre la tasa de interés interbancaria y la de referencia. Específicamente, encontramos que regresores como intervención del BCRP en el mercado *spot*, liquidez de la banca, índice VIX, aceleración del tipo de cambio, *swaps* cambiarios y nivel total de cuenta corriente del BCRP, sí poseen un carácter explicativo sobre la tasa de interés interbancaria a un nivel de significancia del 10%, mas no sobre la tasa de referencia. Mientras que esta última es explicada por el regresor día de la reunión de política monetaria (cuando el BCRP fija la tasa de referencia) y por la esterilización de liquidez.

Por último, mediante el método de cointegración, comprobamos la existencia de una relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y la tasa de referencia del BCRP, cuyos desvíos y respectivos determinantes detectamos aplicando el modelo de corrección de errores (MCE). Así, al cabo de demostrar que el residuo rezagado un período captura el efecto *feedback* en la regresión con la tasa interbancaria, distribuimos en cinco grupos las principales variables para demostrar cuáles sí son determinantes de los desvíos de la tasa interbancaria respecto a la de referencia: efectos calendario, operaciones de mercado abierto del BCRP, indicadores cambiarios, indicadores de liquidez e incertidumbre. Cabe resaltar que los resultados de estas regresiones revelan que, en varias ocasiones, el BCRP modera sus medidas de inyección o esterilización de liquidez, para contrarrestar movimientos bruscos del tipo de cambio nominal en aras de la estabilidad de la moneda nacional.

1. Revisión de literatura especializada

1.1 Tasa de política monetaria

El BCRP aplica política monetaria bajo el esquema de MEI, que precisa la meta de mantener la inflación en un rango del 1% al 3% anual, según las expectativas de los agentes. Lahura (2017) menciona que, para cumplir con dicha meta, el BCRP toma decisiones mensualmente sobre el nivel de la tasa de referencia. Esta es denominada así porque, al regir las operaciones interbancarias realizadas por el BCRP, señala el nivel que deben tener las tasas de interés en el mercado para ser consistentes con la estabilidad de precios y, por ende, el nivel de la tasa real que incide en la brecha del producto. Mediante una regla de Taylor, el BCRP considera todos esos factores, además de la oferta y demanda agregada, para definir el nivel de la tasa de referencia.

Por ello, a la tasa de referencia también se la conoce como tasa de política monetaria. Esta es la herramienta principal de política monetaria, para economías tanto emergentes como desarrolladas, pues representa el canal de transmisión más importante para que los bancos centrales puedan controlar la inflación y regular monetariamente el comportamiento de una economía abierta. Al respecto, Freixas, Martin y Skeie (2011) señalan, en su estudio para economías emergentes influidas por la tasa de la FED, que los respectivos bancos centrales usan la tasa de interés de referencia como herramienta operativa para regular el precio de las operaciones crediticias de corto plazo entre entidades bancarias.

Así, si la economía está sobrecalentándose, los bancos centrales deben aumentar dicha tasa de política para encarecer el crédito y reducir el consumo o la inversión, a fin de desacelerar un crecimiento brusco o poco sostenible. En caso contrario, cuando hay que estimular el crecimiento económico, los bancos centrales deben reducir su tasa de referencia a fin de estimular el crédito, el consumo y la inversión; sin descuidar la tasa inflacionaria.

En suma, a partir de la tasa de interés de referencia se busca generar un efecto traspaso (*pass-through*) entre la tasa interbancaria y las tasas bancarias (activas y pasivas).

1.2 Tasa de interés interbancaria

Bringas y Tuesta (1998) definen la tasa de interés interbancaria como el precio de los préstamos entre entidades bancarias. Estos préstamos son de corto plazo mayormente, por lo que la tasa suele cambiar a diario. Y este mercado interbancario tiene mucho que ver con la necesidad de los bancos comerciales

de hacerse préstamos entre ellos para cumplir con los requerimientos de encaje impuestos por el banco central mensualmente.

Esto, dada la ya mencionada estrategia de los bancos para cumplir con dichos requerimientos, conlleva que, en los primeros 10 días de cada mes, aumente la demanda de fondos líquidos entre bancos y se genere así un incremento de la tasa de interés interbancaria respecto a la de referencia. Al cabo de esos primeros días en que los bancos se aseguran el cumplimiento de los requerimientos de encaje, bajan la demanda de fondos líquidos y la tasa de interés interbancaria. Este ciclo se reproduce durante todos los meses del año.

Evidentemente, esas fluctuaciones de la tasa interbancaria influyen en las tasas bancarias. Se genera así un impacto en la tasa de interés nominal, primero en las tasas de corto plazo ofrecidas por los bancos, y de estas hacia las tasas de largo plazo para los activos de la economía nacional (Lahura, 2017).

1.3 Desvíos de la tasa de interés interbancaria respecto a la de referencia

Según Contreras *et al.* (2009), uno de esos desvíos ocurrió a raíz de un importante influjo de capitales de corto plazo al mercado peruano de activos en soles habido en enero de 2008. Esta gran entrada de moneda extranjera incrementó la liquidez del sistema financiero, generando una presión a la baja de la tasa de interés interbancaria respecto a la de referencia.

Freixas *et al.* (2011), en su estudio sobre los beneficios de las bajas tasas de referencia para la redistribución eficiente de la liquidez en el mercado interbancario en Estados Unidos, aportan al entendimiento de la acción de los bancos centrales ante *shocks* de liquidez que causan desvíos significativos de la tasa interbancaria respecto a la de referencia. Estos autores distinguen dos tipos de *shocks* de liquidez sobre el mercado financiero: distributivos y agregados; y concluyen que un fallo al determinar el nivel de la tasa de referencia óptimo, según el tipo de *shock* de liquidez, podría causar una corrida de bancos.

En un estudio sobre la diferencia entre la tasa de política monetaria del Banco Central Europeo (BCE) y la tasa interbancaria europea en el período 2004-2006, Linzert y Schmidt (2007) encuentran que el déficit de liquidez en el mercado interbancario europeo fue el principal factor explicativo del *spread* entre ambas tasas. Y que a esa escasez de liquidez se sumó la incertidumbre de los bancos respecto al rumbo de la política de liquidez del BCE, de modo que ambos factores condujeron a significativos movimientos de la tasa de interés interbancaria a niveles distintos de la de referencia. Mientras que no hallaron estadísticamente significativo el efecto de las expectativas respecto a la tasa de

referencia sobre dicho *spread*. Cabe resaltar la importancia del factor liquidez evidenciada por dicho estudio, ya que la regulación del BCRP se asemeja a la del BCE en tanto ambas se valen de encajes obligatorios y consideran las cuentas de la banca comercial en los respectivos bancos centrales.

Respecto a los requerimientos de encaje, Carrera y Vega (2012) demostraron que sus cambios tienen efectos similares a los de cambios en la tasa de referencia, y similares repercusiones sobre la inflación y brecha del producto. Por ello, cuando ambas herramientas se aplican concertadamente, evitan grandes cambios en la tasa de referencia que amplifiquen consecuencias no esperadas. Cuando no, puede distorsionarse la transmisión de política monetaria y generarse marcadas diferencias entre la tasa interbancaria y la de referencia.

Carrera y Córdor (2011) consideran que incrementos en las tasas de encaje son medidas de política monetaria contractiva, porque elevan las tasas de interés activas y pasivas al reducir la liquidez del sistema financiero; lo cual frena presiones inflacionarias enfriando la actividad económica de los agentes.

Y Vega y Chávez (2017) explican que el impacto de cambios en la tasa de encaje puede transmitirse por medio de dos canales: el canal de crédito, según el efecto de esos cambios en la cantidad de fondos prestables en el mercado interbancario; y el canal de liquidez, según el efecto de dichos cambios en el balance entre la posición de liquidez por parte de los bancos y las necesidades de liquidez por parte de sus clientes.

Respecto a las intervenciones cambiarias, Morán (2018) explica que sus principales objetivos son acumular reservas preventivamente para que el BCRP pueda proveer liquidez en situaciones específicas; y reducir la volatilidad del tipo de cambio para evitar efectos negativos de hoja de balance en los agentes económicos.

En el Perú, según Mendoza (2017), el régimen cambiario no es ni fijo ni flexible, pues sigue un esquema de flotación «sucia». Cuando el tipo de cambio baja, el BCRP tiende a comprar dólares, y a venderlos cuando el tipo de cambio sube. Dicho autor analiza el período 2003-2016 e identifica dos fases marcadas por el ciclo de precios de los *commodities*: en la primera, de auge (2003-2012), el tipo de cambio nominal cayó (apreciación) hasta un 27%; y subió (depreciación) en un 40% en la segunda fase (2012-2016).

La teoría de Robert Mundell enseña que en una economía abierta no es posible tener al mismo tiempo libre movilidad internacional de capitales, tipo de cambio fijo y política monetaria independiente. Por ello, a fin de ganar grados de libertad en la regulación tanto monetaria como del tipo de cambio en aras del equilibrio externo de cada economía abierta, la mayoría de

los bancos centrales del mundo –el BCRP incluido– aplican algún esquema de intervención en el mercado cambiario; con mayor motivo en los casos de pequeñas economías dolarizadas como es la peruana. Así, el BCRP puede regular el tipo de cambio en forma anticíclica, comprando dólares para desacelerar la apreciación del tipo de cambio ante fuertes ingresos de divisas, y vendiéndolos en el escenario opuesto. Ambos movimientos se reflejan en la posición de cambio del BCRP y en el nivel de las reservas internacionales netas.

En cuanto a la relación entre el tipo de cambio y la tasa de referencia, Mendoza (2017) señala que, cuando la tasa de interés de corto plazo es fijada, la intervención en el mercado cambiario tiene que ser necesariamente esterilizada. Y los *swaps* cambiarios no generan diferencias significativas entre la tasa de interbancaria y la de referencia (Morán, 2017).

Otra variable relevante para el análisis de los determinantes de los desvíos entre la tasa interbancaria y la tasa de referencia es el efecto calendario. Bringas y Tuesta (1998) manifiestan que, en los primeros días de cada mes, los bancos se aseguran el cumplimiento de los requerimientos de encaje almacenando estos fondos en sus reservas y en la cuenta corriente que cada uno tiene en el BCRP. Lo cual implica que, en esos primeros días, el nivel de tales cuentas corrientes aumenta mucho respecto al que registran el resto del mismo mes.

En consecuencia, es probable que el ciclo mensual de almacenamiento de los fondos para cumplir con los requerimientos de encaje, a un alto nivel a inicios del mes y a un nivel bajo el resto del mes, y el consiguiente impacto de cada nivel sobre la liquidez en el sistema financiero, sea uno de los determinantes de los desvíos de la tasa interbancaria respecto a la tasa de referencia. Esto explica la ya mencionada hipótesis de la presente investigación.

2. Marco analítico

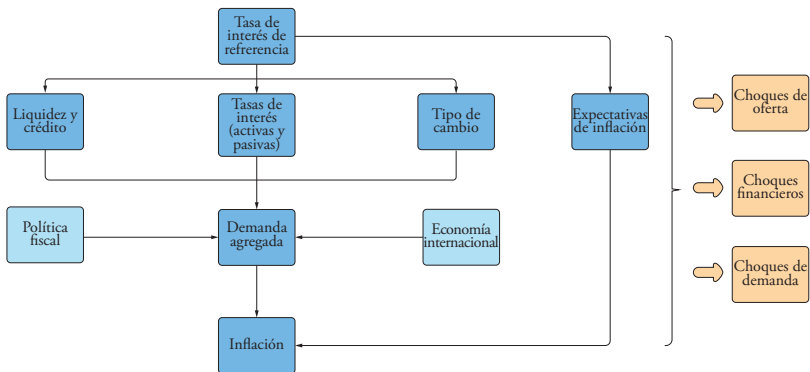
Para evaluar nuestra hipótesis de trabajo, examinamos econométricamente la relación entre la tasa de interés interbancaria respecto a la tasa de referencia, sus posibles desvíos y las variables independientes que los explican, durante el período de estudio 2008-2016. Para ello, tenemos en cuenta los cuatro canales de transmisión de la política monetaria considerados por Castillo *et al.* (2011): expectativas de inflación, tasas de interés activas y pasivas, tipo de cambio, y liquidez y crédito (figura 2).

Respecto al primer canal, el BCRP busca que la credibilidad y predictibilidad de su manejo monetario ancle las expectativas de los agentes económicos, a fin de evitar presiones inflacionarias. Para el segundo canal, el BCRP utiliza su herramienta operativa por excelencia (Dancourt, 2012): la tasa de referen-

cia, moviéndola con la idea de generar los mismos movimientos en la tasa de interés interbancaria y en las tasas activas y pasivas de los bancos; es decir, un *pass-through* entre tasas lo más completo posible.

Respecto al tercer canal, es importante que la intervención cambiaria tenga en cuenta el diferencial entre las tasas de interés nacional e internacional enfatizado por el modelo de Mundell-Fleming; ya que, por ejemplo, puede generarse fuga de capitales cuando la búsqueda de depreciar el tipo de cambio va asociada a una considerable disminución de la tasa de interés de referencia relativa a la internacional. Y el canal de liquidez y crédito implica que los bancos magnifican el impacto de la decisión del banco central; por ejemplo, si esta es muy contractiva, podría producirse un *credit crunch*².

Figura 2
Canales de transmisión de la política monetaria del BCRP



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

Nuestra evaluación econométrica está inspirada en la desarrollada por Ahumada *et al.* (2009), quienes examinan, para el caso chileno, los posibles desvíos en la tasa de interés interbancaria respecto a la de referencia y su relación con la liquidez del sistema financiero, considerando *a priori* que tales desvíos pueden estar explicados por distintas variables simultáneamente. Por esta razón, realizan estimaciones de series de tiempo que revelan persistentes relaciones entre variables durante el período que analizan, a fin de identificar

² Este fenómeno sucede cuando los bancos, ante perspectivas pesimistas sobre la economía, pierden apetito de riesgo y contraen mucho el crédito generando una crisis financiera que agrava el pesimismo económico.

los causales del *spread* entre aquellas tasas, independientemente de las características individuales de las entidades bancarias.

Luego, utilizan el método de cointegración para probar la existencia de una relación a largo plazo entre ambas tasas. Conforme a dicho método, primero comprueban si efectivamente las series son estacionarias o no, aplicando las pruebas de raíz unitaria de Dick-Fuller aumentado (DFA) y Phillips-Perrón (PP). Sus resultados les indicaron que las series no son estacionarias, por lo que evaluaron el término de perturbación y comprobaron que este sí es estacionario, en señal de la existencia de una relación a largo plazo entre la tasa de interés interbancaria y la tasa de referencia.

A partir de ello, dichos autores aplicaron el modelo de corrección de errores (MCE) considerando la siguiente ecuación:

$$\Delta ir_t = \alpha_0(ir_{t-1} - mpr_{t-1}) + \alpha_1 \Delta mpr_{t-1} + \alpha_2 \Delta ir_{t-1} + \delta' X + \varepsilon_t$$

donde ir_t es la tasa de interés interbancaria; mpr_t es la tasa de política monetaria o de referencia; α_0 es la ponderación de las desviaciones de la tasa interbancaria al cierre de cada día; y el vector X incorpora variables como operaciones monetarias, requerimientos de capital regulatorio, depósitos de inversionistas, *shocks* en la tasa de referencia y efectos calendario e incertidumbre en el sistema financiero.

Es decir, ese vector X comprende operaciones monetarias tanto discrecionales como no discrecionales. Para la variable efecto calendario, considera tres fechas adecuadas al caso chileno: el día de la reunión de política monetaria, los días que deben cubrirse los requerimientos de encaje legal, y el día del pago del impuesto al valor agregado. Su variable *shocks* en la tasa de referencia mide la variación entre esta y aquella implícitamente esperada en contratos a plazos celebrados dos semanas (o 14 días) antes de la reunión de política monetaria. Y la variable incertidumbre en el sistema financiero es medida mediante el Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index (VIX) y el *spread* Libor-OIS.

Entre los resultados obtenidos por Ahumada *et al.* (2009) con esa estrategia econométrica aplicada al caso chileno, resaltamos los tres más relevantes para nuestro estudio del caso peruano: (i) que la tasa interbancaria no presenta mucha volatilidad en los días próximos a la reunión de política monetaria (cuando se fija la tasa de referencia), pero sí lo hace en los últimos días del período para cumplir con los requerimientos de encaje; (ii) que las medidas de inyección o esterilización de liquidez (mediante OMA) explican significa-

tivamente los cambios en la tasa interbancaria, especialmente las de inyección cuando hay iliquidez en el sistema financiero; y (iii) que, en vista de (i) y (ii), el efecto calendario y el efecto de las OMA resultan ambos como principales variables significativas en el MCE.

El resultado (i) es congruente con el encontrado por Gaspar, Pérez-Quirós y Rodríguez (2004) para el caso español, donde hay mucha dispersión de la tasa interbancaria hacia el final del período de mantenimiento de reservas por encaje. Y el resultado (ii) está en línea con Linzert y Schmidt (2007), quienes hallan que la política de liquidez del BCE es determinante para explicar el *spread* entre la tasa de interés diaria del euro y la tasa de referencia fijada por el BCE, en especial si es aplicada flexiblemente para reducir la volatilidad del *spread* induciendo a los bancos a adelantar sus tenencias de reservas por encaje.

En conjunto, esas evaluaciones empíricas aplicadas a otros países muestran como principales determinantes de los desvíos, de la tasa interbancaria respecto a la de referencia, a la posición de liquidez en el sistema bancario; y a los requerimientos de encaje, en términos no solo de su nivel sino también del efecto calendario asociado a las fechas clave dentro del período para su cumplimiento. En cambio, el efecto de la variable incertidumbre en el sistema financiero no resulta significativo en el caso chileno analizado por Ahumada *et al.* (2009).

Al analizar el caso peruano, es relevante incluir en nuestro marco analítico el factor intervención cambiaria, debido a la vigencia de un régimen de flotación «sucia», pero avalado por Blanchard, Dell’Ariccia y Mauro (2010), por el cual el BCRP interviene en el mercado cambiario comprando y vendiendo dólares en el mercado cambiario *spot* y a través de la emisión de valores indexados al tipo de cambio.

Para la autoridad monetaria, los *swaps* cambiarios son instrumentos financieros derivados, en los que una de las partes del contrato se compromete a pagar una tasa variable en soles, determinada por la capitalización del índice acumulado *overnight* (ION); mientras que la otra parte se compromete a pagar una tasa de interés fija y la variación del tipo de cambio interbancario promedio (TC) (BCRP, 2014). Estos *swaps* cambiarios afectan el tipo de cambio *spot* al generar un flujo cambiario, alteran el mercado *forward* al tratarse de un derivado y, en principio, no afectan al mercado monetario, pues no ocurre un intercambio con moneda nacional ni al inicio ni al cierre del contrato.

Sin embargo, las medidas de intervención cambiaria y de liquidez pueden limitarse mutuamente. Por ejemplo, la desviación de la tasa interbancaria sobre la de referencia puede deberse a una falta de liquidez en el sistema financiero (como se ha visto antes), que motive al banco central a inyectar moneda nacio-

nal a fin de regular el *spread* de tasas (interbancaria y de referencia). Pero, si tal desviación ocurre en un escenario de depreciación de la moneda nacional, la inyección de liquidez podría ser aprovechada por los agentes económicos para demandar más moneda extranjera, y esto aceleraría la depreciación. Ante ello, el BCRP suele optar por realizar inyecciones limitadas de liquidez en moneda nacional, sacrificando así parcialmente la regulación de dicho *spread* de tasas, a fin de contener la tendencia del tipo de cambio nominal.

El *scatter plot* entre la aceleración del tipo de cambio y el *spread* de tasas (anexo 1) muestra muy poca dispersión (de una décima o menos) y que, en términos comparativos, el tipo de cambio es más sensible cuando el desvío entre tasas es mínimo o inexistente, que dicho *spread* ante una aceleración del tipo de cambio.

3. Metodología

3.1 Estadística descriptiva

En primer lugar, realizamos un detallado análisis descriptivo de las variables por utilizar en las regresiones, examinando sus respectivos parámetros estadísticos básicos: mediana, desviación estándar, valores máximos, mínimos y promedio. Esto permite identificar las variables que presentan mayor volatilidad (justificándola a la luz de los estudios consultados), y así predecir los posibles determinantes de desvíos de la tasa interbancaria respecto a la de referencia.

3.2 Causalidad de Granger

Luego aplicamos la prueba (test) de Granger (1969), a fin de comprobar la causalidad, sobre la tasa interbancaria, de los distintos regresores por incluir en nuestras estimaciones. La significancia de cada regresor, mostrada por esta prueba, indica si puede ser considerado como variable explicativa relevante en el MCE para el siguiente paso metodológico.

3.3 Cointegración y modelo de corrección de errores

Aquí conviene recordar que la hipótesis de nuestro trabajo atribuye el desvío de la tasa interbancaria respecto a la de referencia a un factor existente en el corto plazo, como es el cumplimiento de los requerimientos de encaje por parte de los bancos comerciales durante los 10 primeros días del mes. Esto nos exige explicar qué otras variables necesitan ajustarse en el corto plazo para posibilitar la desaparición o reducción del *spread* entre la tasa interbancaria y la de referencia en el largo plazo. Razón por la cual recurrimos al método de

cointegración y al MCE, con el propósito de encontrar las variables significativas que deben ajustarse para lograr que la dinámica de la tasa interbancaria tienda hacia la tasa de referencia en el largo plazo.

3.4 Discusión de las variables y su forma de medición

Nuestras variables dependientes son tanto la tasa interbancaria como la de referencia, medidas en puntos porcentuales. Y nuestras variables independientes son los rezagos de dichas tasas, así como también un conjunto de regresores distribuidos en cinco grupos independientes entre sí: efectos calendario, operaciones de mercado abierto (OMA) del BCRP, indicadores cambiarios, indicadores de liquidez, e incertidumbre.

Efectos calendario:

- *MP_Day*: *dummy* del día de la reunión de política monetaria del BCRP para cada mes.
- *CC_Day*: *dummy* de los 10 primeros días del mes en los que se eleva el nivel de la cuenta corriente de los bancos comerciales en el BCRP.

OMA del BCRP:

- *Repo*: nivel diario de operaciones de reporte del BCRP, actuando como *proxy* de OMA de inyección de liquidez, medido en millones de soles.
- *CDBCRP*: nivel diario de certificados de depósitos del BCRP, actuando como *proxy* de OMA de esterilización de liquidez, medido en millones de soles.

Indicadores cambiarios:

- *Swaps*: nivel diario de *swaps* cambiarios colocados por el BCRP para controlar el tipo de cambio, medido en millones de soles.
- *Spot*: intervención diaria del BCRP mediante inyección de moneda extranjera para controlar la volatilidad del tipo de cambio, medido en millones de soles.
- *Speed_e*: aceleración diaria del tipo de cambio nominal.

Indicadores de liquidez:

- *Liquidez*: nivel diario de liquidez del sistema bancario, medido en millones de soles.
- *CC*: nivel diario de la cuenta corriente total del BCRP, medido en millones de soles.

Incertidumbre:

- *VIX*: índice diario de volatilidad que mide el riesgo para inversionistas extranjeros.

3.5 Análisis de la base de datos

Dentro del período de estudio (2008-2016), en la base oficial de datos del BCRP existen más de 3240 observaciones para la tasa de interés de referencia y la tasa interbancaria. Este período comprende más del 70% de las desviaciones de la tasa interbancaria respecto a la de referencia, desde que los respectivos datos diarios son reportados en dicha base oficial. Particularmente, en el año 2016 se presenta, en términos absolutos, la suma de desvíos más alta (47,2 puntos porcentuales) con una media diaria de desvíos de 0,2 puntos porcentuales en valor absoluto.

3.6 Método de medición econométrica

Sometemos las variables de interés existentes en la base de datos del BCRP a las pruebas de Dick-Fuller aumentado y de Phillips-Perrón para comprobar la existencia de raíz unitaria. Luego, aplicamos la metodología de Engle-Granger para estimar tanto la relación entre las tasas (interbancaria y de referencia) a largo plazo, como las variables que deben ajustarse para que esa relación se complete. Realizamos esto en dos etapas:

Primero, determinamos si efectivamente existe una relación a largo plazo entre la tasa interbancaria y la de referencia, y si se puede afirmar con certeza estadística que no se trata de una relación espuria. Es decir,

$$interbank_t = \beta_1 reference_t + \varepsilon_t$$

Una vez confirmada la existencia de dicha relación de largo plazo, formulamos el siguiente MCE:

$$\begin{aligned} \Delta interbank_t = & \alpha_0(interbank_{t-1} - reference_{t-1}) + \alpha_1 \Delta reference_{t-1} \\ & + \alpha_2 \Delta reference_t + \alpha_3 \Delta interbank_{t-1} + \alpha_4 Z + \mu_t \end{aligned}$$

Esta ecuación captura la dinámica de las tasas interbancaria y de referencia, considerando como variables explicativas sus respectivos rezagos y las variables comprendidas en el vector Z , distribuidas en cinco grupos de regresores: efectos calendario, OMA del BCRP, indicadores cambiarios, indicadores de liquidez, e incertidumbre.

Ello permite encontrar los coeficientes de ajuste para las variables independientes colocadas como regresores. Los cuales, si son estadísticamente significativos, identifican el aumento o disminución que debe haber en la respectiva variable independiente para que las variables dependientes puedan ajustarse y alcanzar un equilibrio estable de largo plazo.

4. Análisis de resultados

4.1 Discusión de descriptores estadísticos

En la tabla 1, se observa que el promedio y la mediana de la tasa interbancaria son similares a los de la tasa de referencia, y que ambas variables presentan la menor desviación estándar (1,27 y 1,24, respectivamente) entre todas las variables en la tabla. Sin embargo, sus respectivos niveles máximo y mínimo indican que existe cierta dispersión en los valores de cada tasa.

Esa volatilidad es explicable, dado que el BCRP decide respecto a sus OMA diariamente, según el nivel de tasa interbancaria respecto a la de referencia. Y también dado que la liquidez del sistema bancario y el nivel de su cuenta corriente en el BCRP varían en el corto plazo según los incentivos que tengan el BCRP y los bancos comerciales en asegurar el cumplimiento mensual de los requerimientos de encaje o, por ejemplo, la estabilidad del tipo de cambio nominal.

Tabla 1
Valores estadísticos de las variables de interés en el Perú, período 2008-2016

Variables	Promedio	Mediana	D. E.	Máximo	Mínimo
Tasa de referencia	3,90	4,25	1,24	6,50	1,25
Tasa de interés interbancaria	3,93	4,21	1,27	7,33	0,50
Operaciones de reporte	1202,44	0,00	1903,76	10 053,10	0,00
Certificados de depósito del BCRP	14 602,54	16 090,20	7680,92	29 767,60	0,00
<i>Swaps</i> cambiarios	23,63	0,00	66,94	512,45	0,00
Intervención en el mercado <i>spot</i>	263,22	256,40	137,80	2993,00	0,00
Aceleración del tipo de cambio	0,00	0,00	0,00	0,02	-0,03
Liquidez en el sistema bancario	8645,98	8474,00	5055,03	27 050,00	50,00
Nivel de cuenta corriente	4658,91	3404,62	4209,14	24 494,23	32,55
VIX	21,05	17,94	10,00	80,86	0,00

Fuentes: BCRP, Yahoo Finance. Elaboración propia, 2021.

4.2 Causalidad de Granger

Como se ha dicho antes, aplicamos la prueba de causalidad de Granger para comprobar la significancia estadística de los regresores sobre las variables dependientes, tasa interbancaria y tasa de referencia, cada tasa por separado.

Tabla 2
Causalidad de Granger sobre la tasa interbancaria

Hipótesis nula	F-Estadístico	P-valor
Referencia no causa a Interbancaria	172,07***	0
MP_Day no causa a Interbancaria	0,06008*	0,09417
CC_Day no causa a Interbancaria	5,43217***	0,00440
Repo no causa a Interbancaria	1,72064**	0,01792
CDBCRP no causa a Interbancaria	0,08313*	0,09202
Swaps no causa a Interbancaria	1,84206**	0,01587
Speed_e no causa a Interbancaria	1,91792**	0,01471
Spot no causa a Interbancaria	0,26126*	0,07701
Liquidez no causa a Interbancaria	0,28351*	0,07532
CC no causa a Interbancaria	1,05872**	0,03471
VIX no causa a Interbancaria	0,09369*	0,09106

Nota. *, ** y *** indican significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente.
Elaboración propia, 2021.

Respecto a la tasa interbancaria, la tabla 2 muestra que todos los regresores son significativos estadísticamente, y que son significativos al 10% los siguientes regresores: día de la reunión de política monetaria en que es fijada la tasa de referencia (MP_Day), intervención del BCRP en el mercado *spot* (Spot), liquidez de la banca (Liquidez) y VIX. Mientras que son significativos al 5% los regresores *swaps* cambiarios (Swaps), aceleración del tipo de cambio (Speed_e) y nivel total de la cuenta corriente del BCRP (CC); y al 1% lo son los restantes regresores en la tabla.

Tabla 3
Causalidad de Granger sobre la tasa de referencia

Hipótesis nula	F-Estadístico	P-valor
MP_Day no causa a Referencia	2,65142*	0,0708
CC_Day no causa a Referencia	1,4438	0,2362
Repo no causa a Referencia	1,3204	0,2672
CDBCRP no causa a Referencia	2,7783*	0,0623
Swaps no causa a Referencia	0,1111	0,8948
Speed_e no causa a Referencia	1,3827	0,2411
Spot no causa a Referencia	1,2320	0,2919
Liquidez no causa a Referencia	0,0858	0,9178
CC no causa a Referencia	2,2804	0,1025
VIX no causa a Referencia	1,4418	0,2367

Nota. *, ** y *** representan significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente.
Elaboración propia, 2021.

En cambio, respecto a la tasa de referencia, la tabla 3 muestra que solamente dos regresores resultan significativos, al 1% cada uno: día de la reunión de política monetaria (PM_Day) y certificados de depósitos del BCRP (CDB-CRP), este último tomado como regresor *proxy* de las OMA de esterilización de liquidez. Es probable que la causalidad de los certificados de depósito sobre la tasa de referencia sea intertemporal (Granger, 1969); razón por la cual es difícil determinar un efecto causal puro en este caso.

Así, los resultados presentados indican que todos los regresores sí poseen carácter explicativo sobre la tasa interbancaria, aunque solo un par sobre la tasa de referencia. Pero es muy revelador lo obtenido para la tasa interbancaria, porque el desvío, cuando ocurre, es en la tasa interbancaria respecto a la de referencia. Además, Lütkepohl (1982) señala que la manera más eficiente de obtener una estimación consistente, con coeficientes para las variables explicativas de interés estadísticamente significativos, es colocar todos los regresores posibles en la especificación econométrica.

Por ello, nosotros optamos por colocar todos los regresores dentro de la especificación econométrica para analizar la relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y la de referencia, así como los ajustes que deben darse sobre algunas variables en el corto plazo para lograr dicha relación, cuyos resultados presentamos a continuación.

4.3 Cointegración y modelo de corrección de errores (MCE)

El primer paso fue aplicar las pruebas de raíz unitaria de Dick-Fuller aumentado (D-FA) y Phillips-Perron (P-P) a los datos obtenidos del BCRP sobre la tasa interbancaria y la tasa de referencia, para comprobar la estacionariedad de dichos datos. Los respectivos resultados presentados en la tabla 4 retienen la hipótesis nula de raíz unitaria, comprobándose así que las series de la tasa interbancaria y de la tasa de referencia son no estacionarias cada una.

Tabla 4
Pruebas de raíz unitaria: tasa de referencia y tasa interbancaria

Variable (tasa)	Dick-Fuller aumentado		Phillips-Perron	
	intercepto	intercepto y tendencia	intercepto	intercepto y tendencia
	p-valor	p-valor	p-valor	p-valor
Referencia	0,0656	0,2369	0,6738	0,9256
Interbancaria	0,3483	0,6846	0,1817	0,4612

Elaboración propia, 2021.

El paso siguiente consistió en aplicar un diferencial a cada serie y someterlas así a las mismas pruebas de raíz unitaria (D-FA y P-P), para determinar el orden de integración de la tasa interbancaria y de la tasa de referencia. Ello, porque Montero (2013) menciona que, para fortalecer la afirmación de que ambas series pueden cointegrar, es necesario probar que son integradas del mismo orden.

Tabla 5
Pruebas de raíz unitaria: diferencial tasa de referencia y tasa interbancaria

Variable	Dick-Fuller aumentado		Phillips-Perron	
	intercepto	intercepto y tendencia	intercepto	intercepto y tendencia
	T-estadístico	T-estadístico	T-estadístico	T-estadístico
d_referencia	-4,246847	-4,294161	-48,42697	-48,43671
d_interbancaria	-27,41992	-27,4224	-58,21906	-58,28682

Elaboración propia, 2021.

Como se observa en la tabla 5, al diferenciar las series una vez, estas se convierten en estacionarias. Lo cual, según la teoría de raíz unitaria, permite determinar que ambas series son integradas de primer orden y, por tanto,

pueden ser cointegradas. Y también abre paso a la aplicación del MCE, para detectar qué variables deben ajustarse a fin de lograr que la relación de corto plazo entre las tasas interbancaria y de referencia tienda hacia la de largo plazo.

En consecuencia, emprendimos la primera etapa del método Engle-Granger, consistente en estimar económicamente la relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y la tasa de referencia del BCRP, modelada según la siguiente ecuación:

$$interbank_t = \beta_1 reference_t + \varepsilon_t$$

Los resultados de la regresión, mostrados en la tabla 6, comprueban que existe una relación de largo plazo positiva y altamente significativa (al 1%) entre la tasa interbancaria y la tasa de referencia.

Tabla 6
Regresión de largo plazo entre tasa interbancaria y tasa de referencia

Variable	Coficiente	T-estadístico
referencia	1,005058***	239,5854

Nota. *** significancia al 1%.
Elaboración propia, 2021.

Ahora bien, para afirmar que las series de la tasa interbancaria y de la tasa de referencia cointegran, también es necesario probar que el residuo de la regresión de largo plazo entre ambas es estacionario. Parece serlo, pues la media de esta relación de largo plazo tiende a cero, como se observa en el anexo 2. Pero, para poder afirmar con certeza que dicho residuo es estacionario, lo sometimos a las pruebas de raíz unitaria D-FA y P-P, cuyos resultados, presentados en la tabla 7, comprueban que el residuo de esa regresión es estacionario, quedando así confirmada la existencia de cointegración entre la tasa interbancaria y la tasa de referencia.

Tabla 7
Prueba de raíz unitaria: residuo de la ecuación de largo plazo

Variable	Dick-Fuller aumentado		Phillips-Perron	
	intercepto	intercepto y tendencia	intercepto	intercepto y tendencia
	T-estadístico	T-estadístico	T-estadístico	T-estadístico
<i>residuoLP</i>	-12,76844	-13,52723	18,55224	-18,89428

Elaboración propia, 2021.

La confirmación de dicha cointegración nos permitió ejecutar el MCE (o segunda etapa de Engle-Granger), para capturar la dinámica de la relación entre la tasa interbancaria y la de referencia, buscando conocer tanto el ajuste de largo plazo entre ambas tasas (o efecto *feedback*), como el impacto de las variables explicativas, identificando así cuáles deben ajustarse en el corto plazo a fin de facilitar el mencionado ajuste de largo plazo.

Lo primero exigía probar la validez de las siguientes dos regresiones, comprobando si su residuo tiene una alta significancia estadística:

$$\Delta interbank_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \omega_t$$

$$\Delta reference_t = \delta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Los resultados en la tabla 8 determinan que el residuo rezagado en un período, regresor que captura el efecto *feedback* de largo plazo, es altamente significativo (al 95% de confianza) en la regresión respecto a la tasa interbancaria; mas no es significativo en la regresión respecto a la tasa de referencia.

Tabla 8
Regresión de la tasa interbancaria y tasa de referencia con el residuo rezagado

Variable	Tasa interbancaria		Tasa de referencia	
	Coficiente	T-estadístico	T-estadístico	T-estadístico
<i>residuoLP_{t-1}</i>	-0,235564***	17,17083	0,000411	0,094846

Nota. *** Residuo rezagado significativo al 5%.

Elaboración propia, 2021.

Comprobada así la validez de la regresión donde la tasa interbancaria es la variable dependiente, formulamos el MCE de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta interbank_t = & \alpha_0(interbank_{t-1} - reference_{t-1}) + \alpha_1 \Delta reference_{t-1} \\ & + \alpha_2 \Delta reference_t + \alpha_3 \Delta interbank_{t-1} + \alpha_4 Z + \mu \end{aligned}$$

Donde, como señalamos al presentar nuestra metodología, las variables explicativas son la diferencia entre ambas tasas rezagadas y un conjunto de variables comprendidas en el vector Z; el cual abarca cinco grupos de regresores con las distintas variables identificadas en nuestro marco analítico como posibles causantes de los desvíos evaluados en este trabajo: efectos calendario, operaciones de mercado abierto del BCRP, indicadores cambiarios, indicadores de liquidez e incertidumbre.

Tabla 9
 Estimación del modelo de corrección de errores con cinco grupos de regresores

Variables	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
<i>interbank_t-1</i>	-0,275985***	-0,2758551***	-0,273635***	-0,269223***	-0,27109***
<i>reference_t-1</i>	0,277566***	0,277289***	0,27504***	0,270621***	0,274319***
<i>Δreference</i>	0,790086***	0,78613***	0,789745***	0,778437***	0,775271***
<i>Δinterbank_t-1</i>	0,160044***	0,136756***	0,136263***	0,13226***	0,132782***
<i>Δreference_t-1</i>	-0,166604***	-0,148549***	-0,150478***	-0,142297***	-0,148268***
<u>Efectos calendario</u>					
<i>MP_Day</i>	-0,014258***	-0,005565***	-0,005902***	-0,002459***	-0,002284***
<i>CC_Day</i>	0,010136***	0,007246***	0,007742***	0,009541***	0,009903***
<u>OMA del BCRP</u>					
<i>Δrepo</i>	0,00417***	0,00417***	0,00415***	0,00527***	0,00529***
<i>Δrepo_t-1</i>	0,00149***	0,00149***	0,00146***	0,0012***	0,00124***
<i>Δrepo_t-2</i>	-0,00188***	-0,00188***	0,00105***	-0,00257***	-0,00024***
<i>Δrepo_t-3</i>	-0,00129***	-0,00129***	-0,00108***	-0,0625***	-0,00594***
<i>ΔCDBCRP</i>	0,00123	0,00123	0,00194	0,00408	0,00409
<i>ΔCDBCRP_t-1</i>	-0,00407	-0,00407	-0,00408	-0,00933	-0,00929
<i>ΔCDBCRP_t-2</i>	-0,00102	-0,00102	-0,00925	-0,00135	-0,00135
<i>ΔCDBCRP_t-3</i>			-0,00155	-0,000577	-0,000585
<u>Indicadores cambiarios</u>					
<i>Δswaps</i>			-0,0165	-0,0167	-0,0167
<i>Δswaps_t-1</i>			-0,0177	0,0471	0,047

$\Delta swaps_{t-2}$	-0,0093	-0,00963	-0,00962
$\Delta swaps_{t-3}$	-0,00556	-0,00613	-0,00615
$\Delta\%$ tipo de cambio	1,905557***	1,466566***	1,449283***
$\Delta\%$ tipo de cambio _{t-1}	1,831774***	1,60843***	1,607317***
$\Delta\%$ tipo de cambio _{t-2}	3,300215***	2,98915***	2,994235***
$\Delta\%$ tipo de cambio _{t-3}	1,251505***	1,120112***	1,12369***
$\Delta spot$	0,0114***	0,0265***	0,0238***
$\Delta spot_{t-1}$	-0,00767***	-0,0021***	-0,0025***
$\Delta spot_{t-2}$	0,00252***	0,00934***	0,00923***
$\Delta spot_{t-3}$	-0,00205***	-0,00134***	-0,000137***
Indicadores de liquidez			
$\Delta liquidez$		0,00344***	0,00341***
$\Delta liquidez_{t-1}$		0,00251***	0,00249***
$\Delta liquidez_{t-2}$		0,00919***	0,00917***
$\Delta liquidez_{t-3}$		0,00906***	0,00907***
$\Delta Cuenta Corriente$		-0,01119	-0,012
$\Delta Cuenta Corriente_{t-1}$		0,000382	0,00369
$\Delta Cuenta Corriente_{t-2}$		0,00297	0,00288
$\Delta Cuenta Corriente_{t-3}$		0,00719	0,00714
Incertidumbre			
VIX			-0,00679

Nota. *** significancia al 5%.
Elaboración propia, 2021.

Aplicamos el MCE estimando cinco regresiones con los mencionados cinco grupos de variables explicativas como respectivos regresores, a fin de obtener coeficientes eficientes e insesgados, respecto tanto a la dinámica de la relación entre ambas tasas, como a las variables que deban ajustarse a corto plazo para que la tasa interbancaria tienda hacia la tasa de referencia en el largo plazo. La tabla 9 presenta los resultados de estas estimaciones.

Acerca de la dinámica de $\Delta interbank_t$, que incluye una diferencia rezagada entre ambas tasas, resaltan dos resultados mostrados en la parte alta de la tabla 9. En primer lugar, la velocidad de convergencia del $\Delta interbank_t$ al $\Delta reference_t$ es aproximadamente 0,26-0,27, lo cual a grandes rasgos indica que un tercio del *spread* entre ambas tasas se reduce en un día. Segundo, el efecto corto plazo de los cambios en $\Delta reference_t$ sobre $\Delta interbank_t$ es altamente significativo y positivo, a un nivel (0,77-0,79) cercano al de un efecto uno a uno. Este hallazgo es consistente con la evidencia proporcionada por Offermanns y Nautz (2006) y por Angelini (2002).

La columna [1] de la tabla 9 presenta los resultados para los efectos calendario, especificados con dos fechas que permiten capturar la posible afectación a la posición de liquidez del sector bancario: *MP_Day* o día de la reunión de política monetaria (cuando es fijada la tasa de referencia); y *CC_Day*, que toma el valor de 1 para los primeros 10 días del mes en que se eleva el valor de la cuenta corriente (de los bancos en el BCRP), a fin de controlar por la mayor demanda de liquidez por parte de los bancos que buscan asegurarse el cumplimiento de los requerimientos de encaje en esos primeros días del mes.

Los respectivos resultados, que son significativos a un 95% de confianza, muestran que el $\Delta interbank_t$ sí varía significativamente en los primeros días del mes, al igual que en el mismo día de la reunión de política monetaria (0,01-0,09). En ese día, se desvía en -2 puntos porcentuales; y en el caso de los 10 primeros días, el desvío varía entre 0,9 y 1 punto porcentual. Ello confirma la hipótesis del presente trabajo, de que la práctica de los bancos comerciales para asegurarse el cumplimiento de los requerimientos de encaje en los 10 primeros días calendario del mes, es uno de los determinantes de los desvíos en la tasa interbancaria respecto a la de referencia durante el período 2008-2016.

Para las OMA del BCRP, los resultados presentan magnitudes y signos esperados (columna [2]). En el caso de las *repo*, el ajuste resulta ser significativo a un nivel de confianza del 95% y positivo, en términos de liquidez equivalente a 0,00529 miles de millones de soles (columna [5]), lo cual indica la necesidad de una mayor inyección de liquidez para que la tasa interbancaria pueda reducirse en mayor proporción. Mientras que, por el lado de los CDBCRP, *proxy* de esterilización de liquidez, el ajuste es no significativo.

Respecto a los indicadores cambiarios (columna [3]), el ajuste en los *swaps* no es significativo estadísticamente, por lo que no es posible afirmar que esta variable explica los desvíos entre tasas analizadas. En cambio, el ajuste de la variable que mide la aceleración del tipo de cambio es altamente significativo y positivo. Y también lo es el ajuste de la variación en la variable *spot*, por un valor equivalente a 0,0238 miles de millones de soles en términos de liquidez (columna [5]). Esto puede interpretarse como reflejando la necesidad de una mayor intervención del BCRP en el mercado cambiario *spot* en el corto plazo, para que la tasa interbancaria corrija su desvío respecto a la de referencia.

Al agregar en las columnas [4] y [5] el impacto sobre los indicadores de liquidez del sistema bancario, se comprueba que el ajuste de la variable liquidez (expresada como una variación de la liquidez y medida en miles de millones) es significativo y positivo equivalente a 0,00341 millones de soles. Mientras que el ajuste de la variable cuenta corriente se presenta como no significativo estadísticamente.

Por último, los resultados muestran que tampoco es significativo estadísticamente el ajuste de la variable VIX, representativa del riesgo para los agentes económicos-financieros dentro del mercado bancario peruano y que sirve de *proxy* de incertidumbre. Este resultado concuerda con el hallado para el caso chileno, antes citado.

En resumen, nuestros resultados identifican la importancia, para que la tasa interbancaria tienda hacia la tasa de referencia, del ajuste en el corto plazo de seis variables que correlacionan significativamente con los cambios en Δ *interbank*: el día de la reunión de política monetaria en que es fijada la tasa de referencia, el nivel de la cuenta corriente de los bancos en el BCRP durante los 10 primeros días del mes, la aceleración del tipo de cambio nominal, la intervención del BCRP en el mercado cambiario *spot*, y la liquidez inicial diaria en el sistema bancario durante el período analizado.

5. Conclusiones

Mediante este trabajo, hemos verificado nuestra hipótesis de investigación, al haber demostrado que uno de los determinantes de los desvíos en la tasa de interés interbancaria (en soles) respecto a la tasa de interés de referencia (en soles) ocurridos durante el período analizado (del 1/1/2008 al 31/12/2016), es la práctica de los bancos comerciales de asegurarse, en los 10 primeros días de cada mes, el cumplimiento del requerimiento de encaje mensual fijado por el BCRP. También hemos identificado las otras variables explicativas de tales desvíos que podrían ajustarse en el corto plazo, a fin de que la tasa

interbancaria tienda hacia la de referencia en línea con la relación de largo plazo entre ambas tasas.

Obtuvimos esos resultados aplicando la metodología Engle-Granger de cointegración y modelo de corrección de errores (MCE), al cabo de haber comprobado: (i) que, para el período analizado, las series de la tasa interbancaria y de la tasa de referencia son no estacionarias e integradas de primer orden; (ii) que esas dos series cointegran en el largo plazo; y (iii) que el residuo de la relación de largo plazo entre ambas tasas es estacionario, según las pruebas de Dick-Fuller aumentado y Phillips-Perron.

Nuestra regresión para el MCE especificó como variables independientes a la diferencia entre las dos tasas de interés rezagadas, y a las variables identificadas por nuestra aplicación del análisis de causalidad Granger, las cuales distribuimos en los cinco regresores siguientes: efectos calendario, operaciones de mercado abierto del BCRP, indicadores cambiarios, indicadores de liquidez e incertidumbre. Y como variable dependiente especificamos a la tasa interbancaria, luego de haber comprobado que sobre esta tienen significancia explicativa todos los mencionados regresores.

Con esa metodología, encontramos seis variables importantes en la explicación de los desvíos de la tasa interbancaria respecto a la tasa de referencia ocurridos en el Perú durante el período 2008-2016. Estas son el día de la reunión de política monetaria en que se fija la tasa de referencia, los 10 primeros días del mes a nivel de la cuenta corriente de los bancos en el BCRP, las *repo*, la aceleración del tipo de cambio, la intervención del BCRP en el mercado cambiario *spot* y la liquidez inicial diaria en el sistema bancario.

Con lo cual, además de la ya mencionada variable que corrobora la hipótesis del presente trabajo, hemos encontrado cinco variables importantes para la regulación monetaria del BCRP, porque su ajuste en el corto plazo contribuiría al ajuste de la tasa interbancaria en línea con su relación de largo plazo con la tasa de referencia.

En tal sentido, cabe resaltar que, según nuestros resultados, el BCRP a veces sacrifica parcialmente sus medidas de inyección o esterilización de liquidez y, por ende, el alineamiento de la tasa interbancaria respecto a la de referencia, en aras de desacelerar movimientos bruscos del tipo de cambio nominal a fin de salvaguardar la estabilidad de la moneda nacional frente al dólar. Específicamente, durante el período analizado (2008-2016), la aceleración del tipo de cambio y la intervención en el mercado cambiario *spot* debieron ajustarse en 1,45 puntos porcentuales y 0,0238 miles de millones de soles, respectivamente.

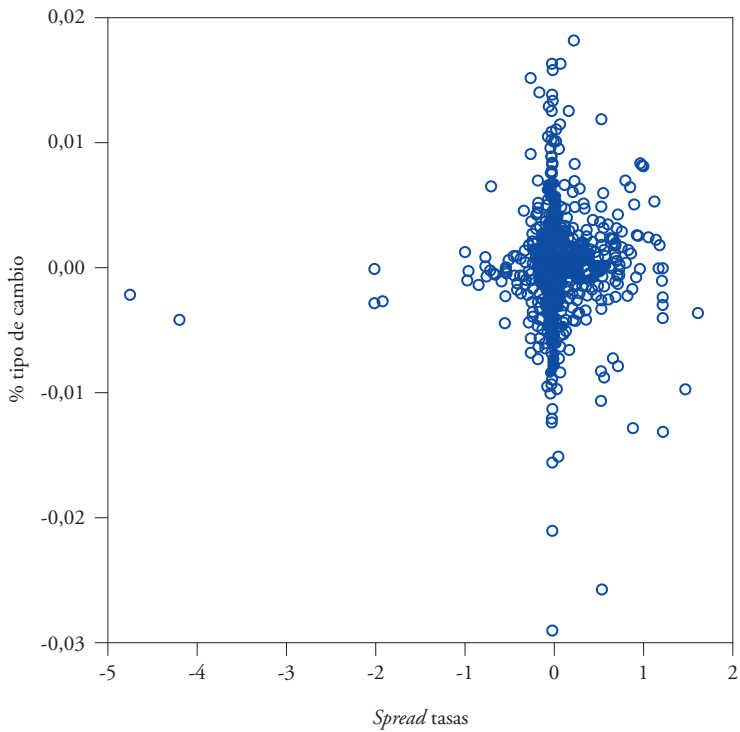
Referencias

- Ahumada, L., García, A., Opazo, L., & Selaive, J. (2009). *Interbank rate and the liquidity of the market*. Documento de Trabajo 516. Banco Central de Chile. <https://si2.bcentral.cl/.../documentos-trabajo/pdf/dtbc516>
- Angelini, P. (2002). *Liquidity and announcement effects in the euro area*. Temi di Discussioni del Servizi Studi 451. Banca d'Italia. https://www.bancaditalia.it/.../temi-discusione/.../tema_451_02.pdf
- BCRP. (2014). Introducción del *swap* cambiario como instrumento de intervención cambiaria. *Reporte de Estabilidad Financiera*, noviembre, 71-73. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/.../ref-noviembre-2014-recuadro-7.pdf>
- Blanchard, O., Dell'Ariccia, G., & Mauro, P. (2010). *Rethinking macroeconomic policy*. IMF Staff Position Note, SPN/10/03. <https://www.imf.org/.../pubs/.../2010/spn1003.PDF>
- Bringas, P., & Tuesta, V. (1998). Determinantes de la tasa de interés interbancaria y la importancia de la variabilidad para su estimación. *Revista Estudios Económicos*, 3, 1-15. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Estudios-Economicos/03>
- Carrera, C., & Córdor, R. (2011). Los encajes bancarios. Reseña internacional. *Revista Moneda*, 148, 30-33. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Moneda/.../Moneda-148-07.pdf>
- Carrera, C., & Vega, H. (2012). *Interbank market and macroprudential tools in a DSGE model*. Serie Documentos de Trabajo, DT 2012-014. Banco Central de Reserva del Perú / London School of Economics. <https://www.bcrp.gob.pe/.../documento-de-trabajo-14-2012.pdf>
- Castillo, P., Pérez, F., & Tuesta, V. (2011). Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú. *Revista Estudios Económicos*, 21, 41-63. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Estudios-Economicos/21>
- Contreras, A., León, D., & Quispe, Z. (2009). La crisis global 2007-2009 y la política monetaria del Banco Central de Reserva del Perú. *Revista Moneda*, 139, 23-33. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Moneda/.../Moneda-139-04.pdf>
- Dancourt, O. (2012). *Crédito bancario, tasa de interés de política y tasa de encaje en el Perú*. Serie Documentos de Trabajo 342. Departamento de Economía. Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://files.pucp.education/departamento/economia/DDD342.pdf>
- Freixas, X., Martin, A., & Skeie, D. (2011). Bank liquidity, interbank markets, and monetary policy. *The Review of Financial Studies*, 24(8), 2656-2692. <https://www.jstor.org/stable/20869320>
- Gaspar, V., Pérez-Quirós, G., & Rodríguez M. H. (2004). *Interest rate determination in the interbank market*. Documento de Trabajo 407. Banco de España. <https://www.bde.es/.../DocumentosTrabajo/04/Fic/dt0407e.pdf>

- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. doi:10.2307/1912791
- Lahura, E. (2017). El efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria: 2010-2017. *Revista Estudios Económicos*, 33, 9-27. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/.../Revista-Estudios-Economicos/33>
- Linzert, T., & Schmidt, S. (2007). *What explains the spread between the euro overnight rate and the ECB's policy rate?* ZEW Discussion Papers 07-076. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/24661/1/dp07076.pdf>
- Lupú, J., & Pozo, J. (2011). Dinámica del mercado interbancario en el Perú. En *Encuentro de Economistas XIX*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Encuentro-de-Economistas/.../ee-2011-d3-pozo-lupu.pdf>
- Lütkepohl, H. (1982). Non-causality due to omitted variables. *Journal of Econometrics*, 19(2-3), 367-378. doi: 10.1016/0304-4076(82)90011-2
- Mendoza, W. (2017). La macroeconomía de la flotación sucia en una economía primario-exportadora: el caso del Perú. *Economía*, 40(79), 105-132. Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://revistas.pucp.edu.pe/.../economia/articulo/.../19275/19420>
- Montero, R. (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. Universidad de Granada. <https://www.ugr.es/~montero/.../cointegracion.pdf>
- Morán, M. (2017). El *swap* cambiario del BCRP. ¿Qué es y cómo funciona? *Revista Moneda*, 170, 8-15. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Moneda/.../moneda-170-02.pdf>
- Morán, M. (2018). El rol de la intervención cambiaria en la reducción de los riesgos de la dolarización financiera. *Revista Moneda*, 175, 11-16. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Moneda/.../moneda-175-02.pdf>
- Offermanns, C., & Nautz, D. (2006). *The dynamic relationship between the euro overnight rate, the ECB's policy rate and the term spread*. Bundesbank Series 1 Discussion Paper 2006-01. doi:10.2139/ssrn.2785227
- Rodríguez, D. (2009). Efecto de las decisiones de política monetaria sobre las tasas de los bancos comerciales. *Revista Moneda*, 141, 25-29. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Moneda/.../Moneda-141-04.pdf>
- Vega, M., & Chávez, J. (2017). *Propagación de choques de encaje en el sistema bancario peruano*. Serie de Documentos de Trabajo, DT 2017-04. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../documento-de-trabajo-04-2017.pdf>

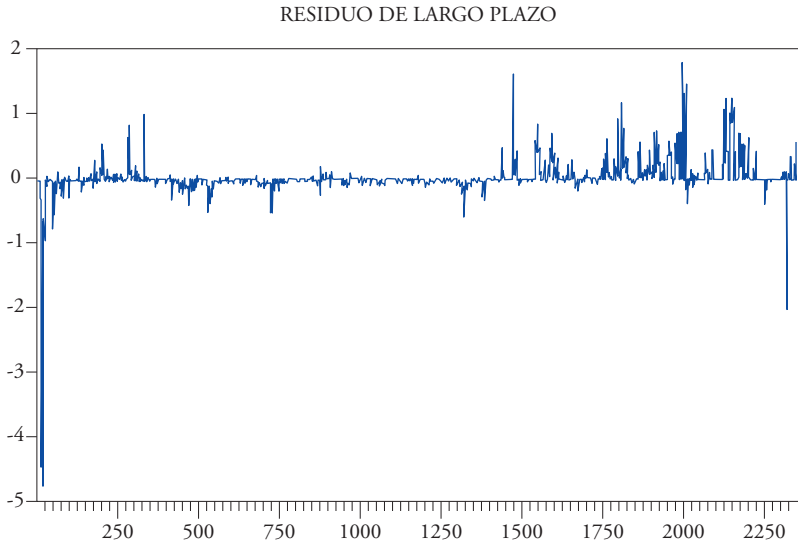
Anexo 1

Scatter plot entre la aceleración del tipo de cambio y el *spread* de tasas



Elaboración propia, 2021.

Anexo 2 Residuo de largo plazo entre la tasa interbancaria y la tasa de referencia



Elaboración propia, 2021.

Efecto de la inclusión financiera en las ventas netas de las mypes en el Perú¹

Jean Pool Nieto Córdova

Josselin Andrea Yauri Condor

Introducción

El Perú ha sido considerado como el segundo país con el mejor entorno favorable y propicio para la inclusión financiera, según el Microscopio Global 2019 de la revista *The Economist*. Pero la Encuesta Nacional de Empresas (ENE) 2015 (INEI, 2015a) revela que las principales restricciones al crecimiento de las empresas peruanas son la dificultad de obtener financiamiento y la demanda limitada. Este último factor está relacionado con el nivel de gasto de las personas, el cual depende, en cierta medida, de su acceso a productos financieros. Y ambos factores son vistos por más de un 20% de las mypes (que representaban un 94,7% del total de empresas el 2014) como las principales limitantes de su crecimiento empresarial (INEI, 2015b).

Ante ello y debido a la discontinuidad de datos completos para todos los tamaños de empresas, el objetivo de la presente investigación es evaluar el efecto de la inclusión financiera, tanto de mypes como de personas, sobre el nivel de ventas netas de las mypes en el Perú, mediante una estimación de corte transversal aplicada al año con los datos necesarios disponibles: 2014.

De las tres dimensiones principales de la inclusión financiera –acceso, uso y calidad–, nuestra medición se enfoca en la dimensión de uso. Y dado que la continuidad del uso del sistema financiero no se cumple regularmente

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2021. Los autores agradecen al profesor Sergio Servan por su valiosa asesoría durante la realización de la investigación.

en el caso peruano, consideramos que la inclusión financiera también ocurre cuando un individuo o empresa se reinserta a dicho sistema².

En el mercado peruano, el crédito y el ahorro son los servicios financieros más relevantes. Estos dos productos están relacionados con las principales restricciones al crecimiento empresarial: obtención de financiamiento y demanda limitada. La primera hace referencia a la falta de acceso y uso de créditos, mientras que la segunda puede deberse a una falta de liquidez de las personas para consumir. En ambos casos, el otorgamiento de créditos impulsaría el crecimiento empresarial al aliviar dichas restricciones. Por ello, nuestro estudio utiliza el uso de crédito como variable de medición de la inclusión financiera, tanto para las mypes como para las personas.

Nuestro marco analítico considera, a la luz de la literatura revisada, que el modelo de Banerjee y Duflo (2014) determina, para el caso de empresas, que la producción óptima depende del capital de trabajo y que las empresas con recursos propios limitados usarán el crédito para incrementar sus niveles de producción. En el caso de personas, la inclusión financiera incrementa su posibilidad de consumo como clientes de empresas que así se ven beneficiadas en su nivel de ventas netas.

Lo anterior justifica las dos hipótesis de nuestra investigación: (i) la inclusión financiera de mypes, medida por su uso de créditos para capital de trabajo, incrementa su nivel de ventas netas; y (ii) la inclusión financiera de personas, medida por su uso de créditos de consumo, incrementa el nivel de ventas netas de mypes.

La presente investigación contribuye a la literatura dedicada a evaluar la relevancia de la inclusión financiera como parte de las estrategias empresariales de las mypes para incrementar sus ventas netas. Y nuestros resultados refuerzan la importancia prioritaria de implementar políticas públicas que efectivamente promuevan la inclusión financiera de las mypes y personas en el Perú.

1. Revisión de literatura

Para una mejor comprensión de los efectos que evalúa nuestro trabajo, en esta sección analizamos las enseñanzas de los especialistas y normas en la materia, respecto a: (i) la definición de inclusión financiera; (ii) inclusión financiera de las empresas y sus ventas netas; y (iii) inclusión financiera de las personas y ventas netas de las empresas.

² El concepto usado se diferencia de los que consideran inclusión financiera solo cuando una persona o empresa hace uso de algún producto financiero por primera vez.

1.1 Inclusión financiera: definición

Tomamos como referencia la definición de inclusión financiera planteada en la Política Nacional de Inclusión Financiera del Perú, donde es entendida como el «acceso y uso de servicios financieros de calidad por parte de la población» (D. S. N.º 255-2019-EF, art. 2.3, p. 12). Esta definición contiene tres dimensiones: acceso, uso y calidad. Debido a que el acceso es la posibilidad de uso y la calidad es una dimensión compleja de medir, nos concentramos en la dimensión uso del servicio financiero, por parte de empresas y de personas, para evaluar los efectos de la inclusión financiera tomando como referencia el indicador propuesto por Blancher *et al.* (2019).

1.2 Inclusión financiera de las empresas y sus ventas netas

Beck *et al.* (2008) analizan que el subdesarrollo financiero y legal y la corrupción en un país son las principales limitantes del crecimiento de una empresa. Y se han encontrado resultados robustos de que la restricción financiera es la principal limitante del crecimiento empresarial (Ayyagari, Demirgüç-Kunt, & Maksimovic, 2008); y de que el impacto de esta restricción es mayor sobre las *mypes* (Beck & Demirguc-Kunt, 2006). Se deduce entonces que el crecimiento empresarial puede ser estimulado con políticas públicas que alivien tal restricción al promover la inclusión financiera de las empresas.

Esos estudios iniciales, aunque enfocados en la restricción financiera, indirectamente dieron pie para vislumbrar una relación positiva entre inclusión financiera y crecimiento empresarial. Pero no permiten precisar si las características de los sectores económicos influyen en esa relación y cada una de sus variables. Por ello, nuestro estudio analiza, en primer lugar, si los factores propios a cada industria impactan sobre la distribución del crédito; y, por ende, en la inclusión financiera. El informe de la evolución del sistema financiero peruano de la SBS (2019) revela que, del total de créditos a actividades empresariales, cerca del 50% se destina a los sectores comercio e industria manufacturera (25,2% y 20,1%, respectivamente); mientras que los sectores agricultura, transporte y minería tienen porcentajes menores del 10%³. Lo cual evidencia que la distribución del crédito no es homogénea sino diferenciada por industrias.

³ Estos porcentajes bajos podrían deberse a que las empresas de transporte y minería tienen un mayor acceso a los mercados de capitales.

En segundo lugar, las características de cada industria también impactan sobre el crecimiento de sus empresas. Lopes *et al.* (2017) evaluaron, para la región latinoamericana, la influencia de las características de empresas, industrias y países sobre la variabilidad del crecimiento empresarial, encontrando que un porcentaje alto de tal variabilidad (77%) se debe a diferencias entre industrias, y que cada una tiene sus limitaciones financieras particulares. Estas limitaciones pueden provenir de la regulación estatal (impuestos diferenciados, limitaciones de capital o de acceso a instrumentos financieros) o de las características propias a cada industria (liquidez, solvencia, estabilidad, nivel de activos fijos). Razón por la cual enfatizan que las políticas públicas en materia de acceso financiero son cruciales para el crecimiento no solo de empresas sino de cada industria en conjunto. En conclusión, las características de cada industria son cruciales para la inclusión financiera y el crecimiento de las empresas; motivo por el cual nuestro estudio las toma en cuenta al evaluar la relación de interés.

Algunos estudios empíricos recientes evalúan directamente la relación entre inclusión financiera y crecimiento empresarial. Uno de los primeros es el de Chauvet y Jacolin (2017), cuya principal conclusión es que la inclusión financiera contribuye al crecimiento de las ventas en países con distintos niveles de ingreso per cápita, aunque este efecto positivo es menor para los del nivel alto. Esos autores hacen un aporte metodológico al mostrar que los indicadores de inclusión financiera no deben construirse a nivel de empresa, porque existe mucha discrecionalidad por parte de las entidades financieras en el otorgamiento de créditos. Por esta razón, utilizan indicadores de inclusión financiera a nivel sector y país, que capturan la distribución del crédito independientemente de las características de cada empresa.

Léon (2020) demuestra, mediante un panel de datos, que un incremento en la disponibilidad de créditos estimula el crecimiento de las mypes; pero que solo los créditos de corto plazo tienen este efecto, porque los créditos de largo plazo no suelen otorgarse a mypes sino a prestatarios con antecedentes crediticios (exclusión financiera). Lo cual confirma que mayores niveles de inclusión financiera, reflejados en incrementos en la disponibilidad de créditos de corto plazo—como el crédito para capital de trabajo—, alivian las restricciones financieras de nuevos prestatarios y facilitan su crecimiento. Esta relación es reforzada por Lee, Wang y Ho (2020), quienes encuentran que la inclusión financiera, medida como el porcentaje de empresas que usa financiamiento bancario para capital de trabajo, impacta positivamente en el crecimiento de tales empresas.

A la luz de lo hallado por los estudios citados, la presente investigación evalúa en el corto plazo el efecto de la inclusión financiera sobre el nivel de ventas netas de las mypes, teniendo en cuenta la heterogénea distribución del crédito. Para ello, aplicamos una metodología de corte transversal, considerando las variables sugeridas por esos estudios para realizar la medición correcta del mencionado efecto de interés.

1.3 Inclusión financiera de las personas y ventas netas de las empresas

La inclusión financiera de las personas puede darse por medio del ahorro o del crédito. Ambos incrementan sus posibilidades de gasto, pero en diferentes plazos. Con el ahorro, las personas cuentan con un medio para incrementar sus ingresos a futuro o suavizar su consumo, así como para afrontar *shocks* inesperados o flujos de ingresos discontinuos (Cámara, Peña, & Tuesta, 2015). Es decir, el ahorro permite a las personas optimizar su consumo intertemporal y, con ello, su bienestar.

Con el crédito, las personas incrementan sus ingresos en el presente. Las personas pueden destinar esta mayor liquidez a consumir más bienes o servicios en el corto plazo, o a inversiones en capital humano u otros activos productivos que mejoren sus ingresos en el largo plazo (Schmied & Marr, 2016). En ambos casos, el crédito opera como un desembolso de las personas hacia las empresas en el corto plazo, independientemente del plazo en que las primeras usufructúan los beneficios de este.

Según un estudio realizado en el Perú por Cámara *et al.* (2015), la mayoría de los individuos acude a los bancos solo ante necesidades de crédito. Asimismo, según Jaramillo, Aparicio y Cevallos (2013), los hogares presentan mayor uso de los créditos de consumo e hipotecarios. Estas preferencias de las personas justifican la consideración del uso de crédito como indicador de su inclusión financiera.

La literatura especializada destaca uno de los principales beneficios de la inclusión financiera de personas: el incremento de su nivel de ingreso. Esta variable tiene un efecto positivo sobre el crecimiento de ciertas industrias, sobre todo de aquellas cuyas ventas están más relacionadas con el gasto por hogar. Un estudio en China realizado por Jie *et al.* (2020) muestra que la inclusión financiera aumenta el consumo de los hogares, debido a que estos cuentan con líneas de crédito y plataformas de compras *online* y pagos virtuales. Los sectores impactados positivamente por este efecto han sido principalmente restaurantes, tiendas de ropa, cuidado personal, servicios de atención médica y educativos, e industrias de entretenimiento. Y tal efecto es mayor para los hogares con bajos ingresos y menores niveles educativos.

En conjunto, la literatura especializada indica que la inclusión financiera de las personas favorece sus niveles de ingresos, y que este efecto positivo ocurre en el corto plazo en el caso del crédito; razón por la cual esta variable es incluida en nuestra estimación. Y también indica que los beneficios de dicha inclusión financiera se extienden a los sectores más vinculados con el consumo de los individuos: comercio, manufactura, servicios, turismo y transporte. Por ello, nuestra evaluación para el caso peruano espera que las empresas de esos sectores muestren mejores niveles de ventas netas ante un aumento de la proporción de personas incluidas financieramente.

2. Marco analítico y metodología

2.1 Marco analítico empresas

Este marco se basa en el modelo de Banerjee y Duflo (2014), que adecuamos al efecto de interés. Dicho modelo analiza los efectos del aumento de la oferta de crédito barato sobre la producción e ingresos de una empresa. Parte de una función de producción general $Q = f(I_1, \dots, I_n)$, cuyos insumos tiene una fuente de financiamiento. Los insumos $I = 1, \dots, m; m < n$ son financiados con capital de trabajo (k), obtenido en parte de préstamos a instituciones financieras⁴ o contratos con entidades estatales u ONG (k_s), y en parte de otros mercados (k_m)⁵. Los otros insumos ($n - m$) son financiados posiblemente por créditos comerciales⁶ (cuyos intereses están incluidos en los precios). Por lo tanto, la maximización de la firma es de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} & \text{Max } f(\cdot) - (I_1P_1 + I_2P_2 + \dots + I_nP_n) \\ \text{s.a. } & I_1P_1 + I_2P_2 + \dots + I_mP_m = k = k_s + k_m \end{aligned}$$

La solución al problema de maximización indica que $Q = f(k), f'(k) > 0$. Esta forma reducida indica que la producción óptima está determinada por el capital de trabajo. Por ello, si el aumento de la oferta de crédito lleva a un incremento en k , entonces el nivel de producción aumenta. Sin embargo, para determinar el nivel óptimo de k se requiere incluir el costo del financiamiento, dado por la tasa de interés promedio de las instituciones financieras, entidades estatales y ONG (r_s) y la tasa de interés del mercado (r_m). De esta

⁴ Bancos, empresas financieras, cajas municipales, cajas rurales, Edpyme, cooperativas de ahorro y crédito.

⁵ Mercado de capitales, préstamos informales, entre otros.

⁶ Un crédito comercial se refiere al acuerdo entre dos empresas para la adquisición de bienes sin pagar efectivo por adelantado.

interacción entre tasas y capital de trabajo se concluye que el impacto de un mayor acceso y uso crediticio afectará el k óptimo y, por ende, la producción según la situación de cada empresa.

Bajo el modelo solo existen dos situaciones posibles: (i) si una empresa tiene racionamiento de crédito, porque desea seguir endeudándose a la tasa de interés más baja, entonces un incremento de la oferta de crédito no necesariamente incrementará su nivel de capital de trabajo óptimo ni su producción, sino que generará una sustitución entre sus fuentes de financiamiento; (ii) si una empresa tiene una restricción crediticia, que no le permite alcanzar su k óptimo porque no puede conseguir más crédito, entonces deseará endeudarse incluso a una tasa de interés alta y entonces su producción aumentará ante un incremento de la oferta de crédito.

El citado modelo resalta dos hechos concatenados muy importantes para nuestra investigación. Primero, la producción de una empresa depende del capital de trabajo; por ende, cualquier variación en su nivel de capital de trabajo afectará el nivel de su producción y ventas. Segundo, el acceso y uso de un crédito de capital de trabajo impacta positivamente sobre la producción; en mayor grado cuando una empresa enfrenta una situación de restricción financiera.

En consecuencia, si nuestra evaluación identifica que el efecto de la inclusión financiera de las mypes sobre su nivel de ventas netas es positivo, podremos concluir que la mayoría de las empresas del estudio enfrentan un escenario de restricción crediticia, por el cual desean endeudarse incluso cuando el financiamiento es costoso. En cambio, las empresas que enfrentarán un escenario de racionamiento de crédito no necesariamente destinarán el crédito a fines productivos; cuyo impacto sobre producción y ventas no será significativo, por ende.

2.2 Marco analítico personas

Como se ha visto en la literatura especializada, el ingreso y gasto de las personas impacta sobre las empresas. Goldberg (2005) indica que la inclusión financiera de los hogares incrementa sus ingresos. Y Zhuang *et al.* (2009) muestran que el mayor nivel de ingreso de los hogares incentivará su consumo, y así este efecto termina reflejándose en las ventas netas de las empresas. Este mecanismo de transmisión puede explicarse con el siguiente modelo de consumo intertemporal. Se asumen dos períodos y que en el primero puede presentarse ahorro ($\varphi > 0$) o crédito ($\varphi < 0$), de modo que:

$$t = 1 \quad Y_1 = C_1 + \varphi$$

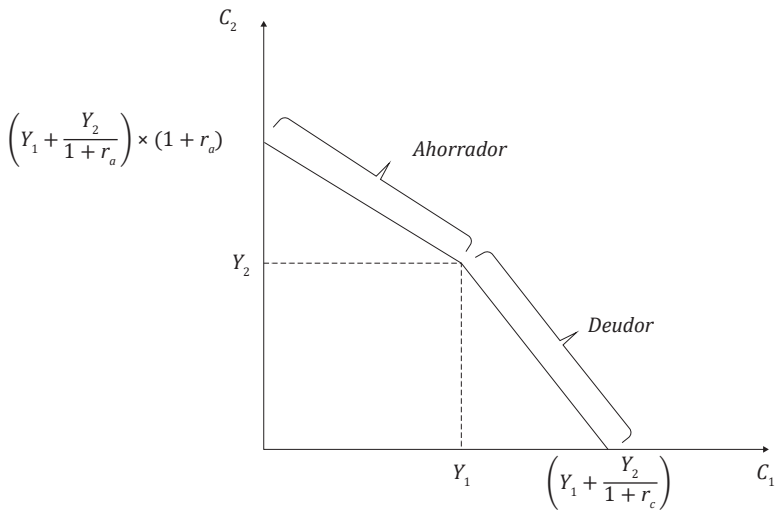
$$t = 2 \quad Y_2 + (1 + r)\varphi = C_2$$

Donde r es la tasa de interés, que toma el valor de r_a si el agente es ahorrador, y r_c cuando es deudor; siendo $r_a < r_c$. Para obtener la restricción intertemporal del consumidor, se despeja φ de la primera ecuación y se la reemplaza en la segunda. Así:

$$C_1 + \frac{C_2}{1 + r} = Y_1 + \frac{Y_2}{1 + r}$$

En la figura 1, se visualiza la restricción intertemporal, al considerar la diferencia entre la tasa de interés de ahorro y la de crédito.

Figura 1
Modelo de consumo intertemporal



Fuente: Fisher (1930). Elaboración propia, 2021.

Los individuos que usan un crédito en el período 1 se ubican en la segunda parte de la restricción intertemporal. Es decir, tienen la posibilidad de elegir una canasta con un mayor nivel de consumo en el período 1 y menor en el período 2. En cambio, los ahorradores contarán con una canasta con un mayor nivel de consumo en el período 2 y menor en el período 1.

Ese modelo es útil para nuestra investigación, que evalúa el efecto de interés para un año, y por ello requiere captar los efectos inmediatos de la inclusión financiera en el nivel de consumo de las personas. Aquel modelo respalda el mecanismo de transmisión de la inclusión financiera hacia el mayor consumo en el presente para los individuos que usan crédito y lo destinan a consumir. Este mayor consumo generará un mayor nivel de ventas de las empresas, concretándose así el efecto sobre estas de la inclusión financiera de personas.

Por lo cual, nuestras dos hipótesis (respecto a empresas y a personas, respectivamente) quedarían corroboradas si se da lo siguiente:

$$y^* = g(IF_E, X_E) \quad y^* = h(IF_P, X_P)$$

Donde y^* representa las ventas netas de la empresa; IF_E es la variable correspondiente a la inclusión financiera de la empresa, que muestra su uso del servicio financiero; IF_P es la variable correspondiente a la inclusión financiera de las personas, que muestra el uso del servicio financiero; y X_E y X_P representan a las variables de control del primer y segundo modelo, respectivamente.

2.3 Metodología

Debido a carencia de datos disponibles, realizamos un análisis de corte transversal para el año 2014. Ello impide utilizar el crecimiento de las mypes como variable dependiente y nos limita a evaluar si existe una relación positiva inmediata entre la inclusión financiera y el nivel de ventas netas de las mypes.

Para estimar esa relación, utilizamos dos modelos econométricos. El primero respecto a la inclusión financiera de las mypes:

$$Ind_Ventas_{i,j,k} = \beta_0 + \beta_1 * IF_Mype_{j,k} + \beta_2 * Control_{i,j,k} + \varepsilon_{i,j,k}$$

donde $Ind_Ventas_{i,j,k}$ es las ventas netas de la mype i con respecto al promedio de ventas netas en la industria j en el departamento k ; $Control_{i,j,k}$ es el conjunto de variables características de cada empresa: tamaño, competitividad, si recibió o no un crédito de capital de trabajo, nivel educativo del representante, estudio de mercado, entre otras; e $IF_Mype_{j,k}$ es el porcentaje de las mypes en un sector j de un departamento k que usa un préstamo de capital de trabajo.

Así, este modelo estima la relación de la inclusión financiera de las mypes con el indicador de ventas netas controlado por las características de las empresas. Si bien el modelo no incluye expresamente variables de control para las características de las industrias y de los departamentos, estas características están incluidas en la medición de ambas variables de interés.

El segundo modela la inclusión financiera de personas:

$$\ln_Ventas_{i,j,k} = \gamma_0 + \gamma_1 * IF_Personas_{j,k} + \gamma_2 * Control_k + \varepsilon_{i,j,k}$$

donde $\ln_Ventas_{i,j,k}$ es el logaritmo natural de las ventas netas de la mype i , en la industria j , en el departamento k ; $Control_k$ es el conjunto de variables características de un departamento, que incluye su indicador de desarrollo financiero, densidad poblacional, competitividad regional, pobreza monetaria y nivel de hogares con casa propia; e $IF_Personas_{j,k}$ es el porcentaje de deudores de créditos de consumo en el departamento k destinado al gasto en la industria j .

Así, este modelo estima el impacto de la inclusión financiera de personas sobre el nivel de ventas netas de las mypes en determinados sectores, controlando por las características a nivel departamental. En este caso no es necesario controlar por las características de las empresas, debido a que no existe una relación con la variable independiente de interés. Y el número de sectores para este modelo se reduce porque no todos interactúan de manera directa con los individuos consumidores. Las características de estos sectores no son incluidas como variables de control porque generarían poca variabilidad debido a que son similares.

En el anexo 1, se describen las variables consideradas en la estimación de ambos modelos.

2.3.1 Datos

Las principales fuentes de información para la medición de nuestras variables de interés son la ENE 2015 (INEI, 2015a), el Mapa de Oportunidades de Inclusión Financiera (SBS, s. f.) y la Encuesta Nacional de Demanda de Servicios Financieros y Nivel de Cultura Financiera (ENDSFNCF) 2016 (SBS, 2017).

La base para estimar nuestros modelos es la ENE 2015, que brinda datos a nivel de cada empresa para el año 2014 en los 24 departamentos del país y la Provincia Constitucional del Callao⁷. Nuestra muestra está conformada por 9304 de las mypes⁸ en la ENE, pues solo incluye a las microempresas con ventas netas por encima de 20 UIT⁹. Los datos de la ENE pueden ser estimados con un nivel de inferencia nacional, departamental y según la CIU revisión 4. Además, cabe recalcar que, en el modelo respecto a las mypes,

⁷ Para la estimación, se la considera como parte de Lima.

⁸ Se considera pequeña empresa si sus ventas netas están entre 150 y menos de 1700 UIT, y microempresa cuando son menores de 150 UIT.

⁹ Este límite conviene a nuestro estudio, porque evita que el grupo de mypes debajo del límite y, por ende, con poca o nula diferenciación entre el manejo empresarial y su hogar, afecte la estimación de los modelos.

incluimos a todas las instituciones financieras¹⁰, entidades estatales y ONG registradas que otorgaron créditos de capital de trabajo.

En el modelo respecto a personas¹¹, la construcción de la principal variable independiente se efectuó tomando como base el porcentaje de deudores de crédito de consumo¹² a nivel departamental, considerando dichos créditos otorgados por todas las instituciones financieras excepto las cooperativas¹³. Como esta medida presentó poca variabilidad (24 valores), para incrementarla identificamos un indicador en la ENDSFNCF 2016, que muestra la distribución del crédito recibido por los individuos según el tipo de gasto.

Dicha encuesta se efectuó a nivel nacional entre noviembre de 2015 y febrero de 2016, e incluyó a individuos de 18 a 70 años. La muestra comprendió 6565 personas de los 24 departamentos del país y la Provincia Constitucional del Callao, por lo cual presenta nivel de inferencia a nivel nacional. La encuesta consultó al individuo en qué utilizó o va a utilizar el préstamo que solicitó en 2014.

Ya que dicha muestra no cuenta con representatividad a nivel regional, el indicador de la distribución del crédito se calculó a nivel nacional para los sectores seleccionados, asumiendo que la distribución del gasto del crédito según sector es similar para cada departamento. Y este indicador se multiplicó al porcentaje de deudores de crédito de consumo a nivel departamental, obteniéndose así la variabilidad a nivel sectorial y departamental.

2.3.2 Estrategia empírica

Previamente a la estimación de los modelos planteados, realizamos un análisis de las principales variables en la muestra. Para el modelo respecto a mypes, analizamos la distribución del $Ind_Ventas_{i,j,k}$, y para el modelo respecto a personas, la distribución del $Ln_Ventas_{i,j,k}$. Con base en ello, decidimos trabajar con el percentil 90 de la muestra obtenida de la ENE 2015, el cual incluye a 8373 empresas, cuyas observaciones utilizamos en su totalidad para la estimación del modelo mypes. Mientras que, para el modelo respecto a personas, dado que seleccionamos al grupo de sectores más vinculados con el consumo directo de las personas, obtuvimos 5234 empresas para la estimación.

¹⁰ Bancos, empresas financieras, cajas municipales, cajas rurales, Edpyme y cooperativas de ahorro y crédito.

¹¹ En el anexo 8, se detallan las fuentes de datos e información sobre las variables utilizadas en este modelo.

¹² Se considera solo a personas naturales.

¹³ Esta exclusión se debe a que, según la ENDSFNCF 2016, el porcentaje de personas que durante el año 2014 solicitó un préstamo a las cooperativas solo representa el 5,69% de todos los préstamos solicitados.

Adicionalmente, analizamos la correlación entre las variables, a fin de evitar la presencia de colinealidad y estimación incorrecta de los modelos (anexo 2).

3. Análisis de resultados

3.1 Estimación de los modelos base

Los resultados de la estimación econométrica del modelo mypes son reportados en la tabla 1, cuya columna (1) presenta la evaluación con el estimador de MCO, incluyendo algunas variables de control referidas a características de las mypes. Los resultados muestran que las pequeñas empresas logran un nivel de ventas netas mayor que las microempresas. Esto, probablemente, porque las primeras cuentan con más trabajadores y recursos, lo que les permite una productividad superior en promedio.

Las mypes que exportan tienen en promedio un índice de ventas netas con mejor desempeño que las que no exportan. Entre las características de las empresas exportadoras están el contar con un mercado más amplio y la posibilidad de acceder a programas de promoción o apoyo impulsados por el sector público y privado. Todo ello les permite tener un mejor desempeño con respecto a sus pares no exportadores. Ambos resultados, respecto a tamaño de empresa y exportaciones, concuerdan con los obtenidos por Chauvet y Jacolin (2017).

El nivel de estudios del representante o gerente de la empresa presenta un impacto positivo sobre el índice de ventas netas con respecto al promedio. Este resultado va acorde con Ramírez-Urquidy y Aguilar-Barceló (2018), quienes indican que la productividad de una empresa depende en cierta medida del conocimiento de su gestor. Por ello, la inclusión de esta variable en el modelo permite controlar por el efecto de esa educación especializada sobre ambas variables de interés.

Tabla 1
Impacto de la inclusión financiera de las mypes en el índice de ventas netas de las mypes

	Modelo base (1)	Inclusión variable capital de trabajo (2)
$IF_Mype_{j,k}$	0,287*** (4,27)	0,123* (1,77)
$Capital\ de\ Trabajo_{i,j,k}$		0,167*** (7,39)
$Tamaño\ de\ Empresa_{i,j,k}$	0,865*** (20,43)	0,852*** (20,16)
$Exportaciones_{i,j,k}$	0,247*** (3,18)	0,250*** (3,20)
$Nivel\ de\ Estudios_{i,j,k}$	0,035*** (7,5)	0,036*** (7,85)
$Promoción_{i,j,k}$	0,123*** (4,52)	0,114*** (4,20)
$Competencia\ del\ producto_{i,j,k}$	0,05** (2,58)	0,053*** (2,74)

Notas. t-student entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.
Fuente: ENE 2015. Elaboración propia, 2021

Las mypes que hacen análisis de mercados para promover sus productos muestran un índice de ventas netas mayor. Esto debido a que la información así recolectada les aporta un mejor conocimiento del público objetivo que les permite asignar recursos más eficientemente, en beneficio de sus ventas netas.

Respecto a la variable de interés para el modelo mypes, los resultados en la tabla 1 comprueban nuestra primera hipótesis. En efecto, la inclusión financiera de las mypes, medida a través del uso del crédito de capital de trabajo, tiene un impacto positivo sobre sus ventas netas con relación al promedio sectorial y departamental durante el año 2014. Es decir, en promedio, una mype i tendrá un incremento de sus ventas netas mayor que el promedio de la industria j en el departamento k , cuanto mayor sea el porcentaje de créditos para capital de trabajo a mypes en la industria j en el departamento k . Este resultado va acorde con los de Chauvet y Jacolin (2017) y de Lee, Wang y Ho (2020), según los cuales la distribución de la inclusión financiera a nivel sector y país tiene una relación positiva con el crecimiento de ventas.

La columna (2) de la tabla 1 presenta los resultados de estimación MCO incluyendo esta vez como variable de control la decisión de cada empresa de usar o no un crédito de capital de trabajo. Pese a la discrecionalidad de tal variable, persiste la relación positiva con la variable de interés, aunque disminuye el coeficiente de impacto: de 0,287 a 0,123. Esta reducción del coeficiente puede deberse a que dicha variable de control captura el efecto de dos características identificadas por Aparicio y Jaramillo (2012), quienes hallan que las mypes con créditos tienen, en promedio, un mejor historial crediticio y un mayor valor de activos usados como colaterales, en comparación con las mypes sin créditos. Sin embargo, a un nivel de confianza del 90% en este caso, cabe seguir afirmando que la inclusión financiera de las mypes impacta positivamente su índice de ventas netas.

La tabla 2 presenta los resultados de la estimación MCO del modelo para personas. En su columna (1), se observa un mayor nivel de ventas netas en las mypes de los departamentos con mayor desarrollo financiero. Esto guarda relación con Beck *et al.* (2008), quienes mostraron que el subdesarrollo financiero es una de las principales limitantes del crecimiento empresarial. Asimismo, Cardona-Acevedo y Cano-Gamboa (2010) encontraron que el desarrollo financiero tiene un efecto positivo en la producción de las mypes en Colombia; específicamente, mediante una estimación con *panel data* para el período 1995-2005, identificaron que, si se incrementan en un 1% los desembolsos de créditos, se genera un efecto positivo de un 0,47% en la producción de esas mypes.

En esa misma columna también se observa que el coeficiente de la densidad poblacional es significativo, pero muy cercano a cero. Lo cual indica que existe poca o ninguna diferencia en ventas netas entre las mypes ubicadas en departamentos con mayor densidad población y las ubicadas en departamentos con menor densidad poblacional. Además, se observa un coeficiente negativo significativo para la variable que mide el índice de competitividad a nivel regional¹⁴. Esto puede deberse a que los departamentos con un menor nivel de competitividad dan mayor espacio a las mypes para que puedan desarrollarse.

¹⁴ En el anexo 7, se describe el detalle de esta variable.

Tabla 2
Impacto de la inclusión financiera de las personas en el logaritmo natural de ventas netas de las mypes

	Modelo base (1)	Elasticidad (2)
$IF_Personas_{j,k}$	13,227*** (11,55)	
$Ln(IF_Personas_{j,k})$		0,189* (10,59)
$Desarrollo\ Financiero_k$	3,555*** (3,07)	2,726** (2,28)
$Densidad\ Poblacional_k$	0,000074*** (4,50)	0,00010*** (6,19)
$Competitividad\ Regional_k$	-0,201*** (-6,23)	-0,186*** (-5,73)
$Pobreza\ Monetaria_k$	-0,949*** (-3,68)	-0,769*** (-2,96)
$Hogares\ con\ vivienda_k$	1,230** (4,42)	1,256*** (4,47)

Notas. t-student entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuentes: Encuesta Nacional de Demanda de Servicios Financieros y Nivel de Cultura Financiera 2016; ENE 2015; Mapa de Oportunidades de Inclusión Financiera. Elaboración propia, 2021.

También se observa que las mypes ubicadas en departamentos con mayor nivel de pobreza monetaria presentan un menor nivel de ventas netas, debido al menor nivel de consumo. Según Sotomayor, Talledo y Wong (2018), los niveles altos de ingresos en las grandes ciudades incrementan significativamente el acceso y uso de créditos; lo cual permite un mayor nivel de consumo por parte de los hogares. Por ello, el efecto sería inverso a un alto nivel de pobreza.

En departamentos donde es alto el porcentaje de hogares con vivienda propia, las ventas netas de las mypes son mayores en comparación con el resto. Esto puede explicarse con base en De Soto, Ghersi y Ghibellini (1987), quienes indican que los derechos de propiedad pueden ser usados como colaterales para que las personas reciban financiamiento. Este financiamiento aumentaría su capacidad de consumo, generando más ventas netas para las mypes.

Respecto a la variable de interés para el modelo personas, los resultados en la tabla 2 comprueban nuestra segunda hipótesis. En efecto, la inclusión financiera de las personas, medida como el porcentaje de deudores de créditos de consumo en el departamento k destinado al gasto en la industria

j, tiene un significativo efecto positivo sobre las ventas netas de las mypes. Específicamente, en promedio, si la inclusión financiera de las personas así medida se incrementa en un punto porcentual, las ventas netas de las mypes se incrementarán en un 13% con un nivel de confianza del 99%. Este efecto concuerda con el identificado por Jie *et al.* (2020), quienes hallan que la inclusión financiera de hogares incrementa su nivel de consumo y que ello impacta positivamente a los sectores más relacionados con el consumo directo.

Adicionalmente, evaluamos el modelo de personas considerando el logaritmo de la variable dependiente y el de la principal variable independiente, a fin de identificar la elasticidad de las ventas netas de mypes ante la inclusión financiera de personas. Los resultados al respecto están en la segunda columna de la tabla 2, donde se observa un significativo coeficiente positivo igual a 0,189. Es decir, si la inclusión financiera de personas se incrementa en un 1%, las ventas netas de las mypes se incrementarán en un 0,189%, a un 90% de confianza. Este efecto bajo (aunque significativo) puede deberse a la existencia de factores como el señalado por Asbanc (2015), respecto a una baja educación financiera de las personas, que limitaría su capacidad para dar un uso efectivo al crédito de consumo conseguido.

3.2 Estimación por grupos

Los resultados anteriores nos persuadieron de la conveniencia de evaluar posibles efectos heterogéneos según tamaño de empresa, y por grupos de departamentos según su nivel de pobreza. La tabla 3 presenta los resultados de la estimación del modelo empresas según tamaño de empresa. Las columnas (1) y (2) muestran que el efecto de la inclusión financiera de las microempresas y de las pequeñas empresas sobre su respectivo nivel de ventas netas es positivo y significativo en ambos casos. Esto evidencia que dicho efecto persiste en cada grupo según tamaño de empresa.

Tabla 3
Impacto de la inclusión financiera de las mypes en el nivel de ventas netas de las mypes, según tamaño de empresa

	Microempresas (1)	Pequeñas empresas (2)
$IF_Mype_{j,k}$	0,387*** (6,43)	0,505** (2,22)
$Capital\ de\ Trabajo_{i,j,k}$	0,105*** (5,72)	0,123** (2,18)
$Tamaño\ de\ Empresa_{i,j,k}$	0,212*** (6,03)	0,224*** (4,13)
$Exportaciones_{i,j,k}$	0,088 (1,33)	0,127 (1,00)
$Nivel\ de\ Estudios_{i,j,k}$	0,015*** (3,91)	0,022* (1,66)
$Promoción_{i,j,k}$	0,085*** (3,87)	0,0311 (0,53)
$Competencia\ del\ producto_{i,j,k}$	0,054*** (3,51)	-0,021 (-0,45)
N.º observaciones	7021	1352

Notas. t-student entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: ENE 2015. Elaboración propia, 2021.

El efecto de la inclusión financiera en el caso de las microempresas es de 0,38, menor que el 0,50 de tal efecto en pequeñas empresas. Esta diferencia se debería a que las pequeñas empresas cuentan con una mayor capacidad productiva, que les permite aprovechar de mejor manera la inclusión financiera. Como se dijo antes (a propósito de la tabla 1), las pequeñas empresas cuentan con más recursos y personal para lograr incrementos en su nivel de ventas netas mejores que los de las microempresas.

Mientras tanto, la tabla 4 presenta los resultados de la estimación del modelo empresas respecto a cuatro grupos de departamentos clasificados según su índice de pobreza monetaria, de los menos pobres en el grupo I hasta los más pobres en el grupo IV, conforme a la metodología descrita en el anexo 3. La tabla muestra que el efecto de la inclusión financiera de las mypes en sus ventas netas es positivo en los cuatro grupos, aunque solo es significativo en los grupos menos pobres: I (0,48) y II (0,59). Y destaca que en los departamentos más pobres (grupo IV) sea significativo y comparativamente mayor el impacto relativo del crédito para capital de trabajo (0,25), de exportar (0,42) y

de programas de promoción (0,17). Lo cual indica que la inclusión financiera se suma a esas otras medidas públicas y/o privadas en la labor de aliviar la pobreza, cuyas múltiples carencias explican que el efecto positivo no resulte significativo en el corto plazo de nuestra estimación circunscrita al año 2014.

Tabla 4
Impacto de la inclusión financiera de las mypes en el nivel de ventas netas de las mypes, por grupos de departamentos según niveles de pobreza

	I	II	III	IV
<i>IF_Mype_{jk}</i>	0,483*** (2,63)	0,595** (2,45)	0,359 (1,31)	0189 (0,62)
<i>Capital de Trabajo_{ijk}</i>	0,154*** (3,60)	0,166*** (3,78)	0,073 (1,32)	0,250*** (3,18)
<i>Tamaño de Empresa_{ijk}</i>	1,320*** (14,69)	0,948*** (10,33)	1,046*** (6,44)	0,819*** (3,68)
<i>Exportaciones_{ijk}</i>	0,260** (2,13)	0,378** (2,37)	0,227 (0,66)	0,429* (1,92)
<i>Nivel de Estudios_{ijk}</i>	0,065*** (7,60)	0,039*** (3,81)	0,043*** (3,63)	0,027 (1,63)
<i>Promoción_{ijk}</i>	0,092* (1,77)	0,061 (1,16)	0,043 (0,66)	0,174* (1,65)
<i>Competencia del producto_{ijk}</i>	0,022 (0,57)	0,068 (1,16)	0,123** (2,50)	0,063 (0,95)
N.º observaciones	3519	2263	1181	791

Notas. t-student entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: ENE 2015. Elaboración propia, 2021.

Por otro lado, la tabla 5 presenta los resultados de la estimación según tamaño de empresa para el modelo personas. Allí se observan coeficientes positivos y significativos tanto para las microempresas como para las pequeñas empresas, aunque es menor el coeficiente para estas últimas. Específicamente, los resultados del modelo base muestran que, en promedio, si la inclusión financiera de las personas se incrementa en un punto porcentual, las ventas netas de las microempresas se incrementarán en un 6% y las ventas netas de las pequeñas empresas se incrementarán en un 4%, en ambos casos con un nivel de confianza del 99%. Al evaluar la elasticidad se identificó que, si la inclusión financiera de personas se incrementa en un 1%, las ventas netas de las microempresas se incrementarán en un 0,084% y las de las pequeñas empresas aumentarán en un 0,076%.

Tabla 5
Impacto de la inclusión financiera de las personas en el logaritmo natural de ventas netas de las mypes, según tamaño de empresa

	Modelo base		Elasticidad	
	Microempresas (1)	Pequeñas empresas (2)	Microempresas (3)	Pequeñas empresas (4)
$IF_Personas_{j,k}$	6,296*** (5,88)	4,407*** (5,95)		
$\ln(IF_Personas_{j,k})$			0,084*** (5,24)	0,076*** (4,64)
$Desarrollo\ Financiero_k$	4,194*** (3,85)	-0,904 (-0,70)	3,827*** (3,43)	-0,977 (-0,71)
$Densidad\ Poblacional_k$	0,000023 (1,51)	0,000026 (1,63)	0,000035** (2,26)	0,000037** (2,20)
$Competitividad\ Regional_k$	-0,171*** (-5,60)	0,0044 (0,14)	-0,164*** (-5,36)	0,0103 (0,33)
$Pobreza\ Monetaria_k$	-0,722*** (-2,96)	0,144 (0,58)	-0,644*** (-2,63)	0,222 (0,89)
$Hogares\ con\ vivienda_k$	1,046** (3,97)	-0,279 (-0,72)	1,051*** (3,97)	-0,154 (-0,40)
N.º observaciones	4494	740	4494	740

Notas. t-student entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuentes: Encuesta Nacional de Demanda de Servicios Financieros y Nivel de Cultura Financiera 2016; ENE 2015; Mapa de Oportunidades de Inclusión Financiera. Elaboración propia, 2021.

Mientras tanto, la tabla 6 muestra los resultados de la estimación del modelo personas por grupos de departamentos según su nivel de pobreza. En los cuatro grupos resultan positivos y significativos los principales coeficientes estimados. Así, en promedio, si la inclusión financiera de personas se incrementa en un punto porcentual, las ventas netas de las mypes en los departamentos menos pobres (grupo I) se incrementarán en un 10,7%. Y este efecto es mayor (25%) para las mypes en el grupo II, posiblemente debido a que los efectos marginales de la inclusión financiera serían mayores en departamentos con más pobreza, pero, al mismo tiempo, con otras características que abren un amplio margen de crecimiento empresarial.

Ese potencial de crecimiento empresarial en medio de la pobreza también explicaría el elevado coeficiente (36,4%) del efecto de la inclusión financiera en los departamentos más pobres del grupo IV. Sin embargo, el menor coeficiente

(10,1%) para el grupo III sugiere que en algunos departamentos pobres pesan relativamente más otras características que reducen el efecto positivo de la inclusión financiera, como por ejemplo el caso de la baja educación financiera identificada por Asbanc (2015).

Tabla 6
Impacto de la inclusión financiera de personas en el logaritmo natural de ventas netas de las mypes, por departamentos agrupados según pobreza

	I	II	III	IV
$IF_Personas_{j,k}$	10,782*** (8,47)	25,013*** (7,18)	10,104** (2,09)	36,417** (2,57)
$Desarrollo\ Financiero_k$	-4,599* (-1,69)	-	14,516*** (2,63)	13,961 (0,61)
$Densidad\ Poblacional_k$	0,00018*** (6,09)	-0,000021 (-0,06)	0,0067* (1,89)	-0,033* (-1,92)
$Competitividad\ Regional_k$	-0,312*** (-6,23)	1,442*** (4,65)	-0,6353** (-2,29)	-0,739 (-0,49)
$Pobreza\ Monetaria_k$	-8,902*** (-7,11)	-9,308*** (-4,10)	-2,293 (-1,04)	-
$Hogares\ con\ vivienda_k$	-0,325 (-0,58)	-6,706 (-3,93)	3,536*** (3,97)	-5,327 (-1,04)
N.º observaciones	2226	1356	1181	471

Notas. Los coeficientes no estimados por alta colinealidad aparecen con un guion. t-student entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuentes: Encuesta Nacional de Demanda de Servicios Financieros y Nivel de Cultura Financiera 2016; ENE 2015; Mapa de Oportunidades de Inclusión Financiera. Elaboración propia, 2021.

3.3 Limitaciones de la investigación

La literatura especializada enseña que la evaluación del efecto de la inclusión financiera en las empresas debe efectuarse sobre su crecimiento. Para ello, los estudios empíricos realizan estimaciones econométricas con panel de datos. Pero para el Perú no existen estudios similares, debido principalmente a la falta de información periódica pública sobre las principales variables de interés a nivel de empresas. Por esta razón, nuestro estudio tuvo que limitarse a realizar una evaluación de dicho efecto en el corto plazo, mediante estimaciones de corte transversal aplicadas al único año (2014) con datos públicamente disponibles sobre las variables principales.

El concepto de inclusión financiera adoptado para nuestro estudio se basa en el uso real del crédito¹⁵. Sin embargo, no se tiene la certeza de que el crédito sea usado correctamente por las empresas o por las personas. Lo cual, unido a lo antes dicho respecto a la disponibilidad de datos principales limitada a un solo año, nos ha impedido evaluar la persistencia en el tiempo del efecto de la inclusión financiera y la sostenibilidad del acceso al crédito de esos agentes económicos.

Además, la medición de otras variables fue afectada por la falta de información completa en las bases de datos disponibles públicamente, donde no todas las variables están a nivel tanto sectorial como departamental. Esto limitó, en particular, nuestra evaluación de la inclusión financiera de las personas, para la cual había datos a nivel departamental pero no sectorial. A fin de resolver el resultante problema de poca variabilidad, tuvimos que recurrir al indicador sectorial a nivel nacional, asumiendo que la distribución del destino sectorial del gasto de las personas receptoras de crédito se da de manera homogénea entre todos los departamentos. Fue así que pudimos estimar el modelo para personas a un nivel sectorial y departamental.

4. Conclusiones y recomendaciones

El objetivo de la presente investigación ha sido analizar el efecto de la inclusión financiera de las mypes y el efecto de la inclusión financiera de las personas, medidas como el uso del crédito por parte de esos agentes, sobre las ventas netas de las mypes en el Perú al año 2014. La evaluación de tales efectos se hizo a la luz de un marco analítico que fundamenta los canales de transmisión a través de los cuales la inclusión financiera impacta sobre las ventas netas de las empresas, y fue realizada mediante estimaciones de corte transversal aplicadas a dos modelos econométricos: uno para empresas y el otro para personas.

Los resultados obtenidos del primer modelo identifican un significativo efecto positivo de la inclusión financiera de las mypes sobre sus ventas netas, en línea con la primera hipótesis de nuestro trabajo. Los resultados del segundo identifican un significativo efecto positivo de la inclusión financiera de las personas sobre las ventas netas de las mypes, en línea con la segunda hipótesis de nuestro trabajo. Y ambos modelos presentaron los comportamientos esperados en las variables de control. Estos resultados concuerdan con los obtenidos por los estudios empíricos en la literatura especializada consultada, a pesar de las antes mencionadas limitaciones de datos que enfrentó nuestra investigación.

¹⁵ Se considera como uso real al acceso y desembolso del crédito.

Debido a esas limitaciones, los efectos encontrados se limitan al año de estudio (2014) y no pueden ser inferidos para otros años. No obstante, la determinación de una relación positiva entre la inclusión financiera de mypes o personas y el nivel de ventas netas de las mypes tiene importantes implicancias micro- y macroeconómicas.

A nivel microeconómico, convendría que las mypes adopten la inclusión financiera como parte de su estrategia empresarial para incrementar sus ventas netas. A nivel macroeconómico, el Estado y las instituciones debieran redoblar sus medidas promotoras del uso de crédito como instrumento de inclusión financiera de mypes y personas, ya que este aporta beneficios a nivel agregado por mayores niveles de ventas netas para las mypes y de consumo para las personas.

Finalmente, sugerimos que posteriores estudios incluyan en su evaluación econométrica variables que capten los niveles de educación financiera de las mypes y personas perceptoras de crédito, a fin de poder vislumbrar la sostenibilidad de la deuda; o variables que midan el impacto de las iniciativas públicas y/o privadas de educación financiera junto con las de inclusión financiera sobre las ventas netas de las empresas. Asimismo, sería interesante evaluar las hipótesis de nuestro trabajo para años más recientes, de manera que así pueda observarse el cambio del efecto en el tiempo.

Referencias

- Aparicio, C., & Jaramillo, M. (2012). *Determinantes de la inclusión al sistema financiero: ¿cómo hacer para que el Perú alcance los mejores estándares a nivel internacional?* SBS Documentos de Trabajo, DT/04/2012. <https://www.sbs.gob.pe/.../dt-4-2012.pdf>
- Asbanc. (2015). *Diagnóstico general de la problemática del nivel de endeudamiento de hogares en el Perú*. Asociación de Bancos del Perú – Centro de Estudios Financieros. <http://www.cefi.edu.pe/Paginas/detalle-publicacion.aspx?IDD=92>
- Ayyagari, M., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2008). How important are financing constraints? The role of finance in the business environment. *The World Bank Economic Review*, 22(3), 483-516. doi:10.1093/wber/lhn018
- Banerjee, A., & Duflo, E. (2014). Do firms want to borrow more? Testing credit constraints using a directed lending program. *Review of Economic Studies*, 81(2), 572-607. doi:10.1093/restud/rdt046
- Beck, T., & Demirguc-Kunt, A. (2006). Small and medium-size enterprises: Access to finance as a growth constraint. *Journal of Banking and Finance*, 30(1), 2931-2943. doi:10.1016/j.jbankfin.2006.05.009
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., Laeven, L., & Levine, R. (2008). Finance, firm size and growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7), 1379-1405. <https://www.jstor.org/stable/25096315>

- Blancher, N., Appendino, M., Bibolov, A., Fouejieu, A., Li, J., Ndoye, A., ... Sydorenko, T. (2019). *Financial inclusion of small and medium-sized enterprises in the Middle East and Central Asia*. IMF Middle East and Central Asia Departmental Paper 2019/002. <https://www.imf.org/.../Publications/DP/2019/.../FISFMECAEA>
- Cámara, N., Peña, X., & Tuesta, D. (2015). Factors that matter for financial inclusion: Evidence from Peru. *Aestimatio: The IEB International Journal of Finance*, 10, 8-29. doi:10.5605/IEB.10
- Cardona-Acevedo, M., & Cano-Gamboa, C. A. (2010). Desarrollo del sector financiero y su relación con el crecimiento de las micro y pequeñas empresas en Colombia (1995-2005). *Sociedad y Territorio*, 10(34), 721-748. <https://www.redalyc.org/pdf/111/11115672006>
- Chauvet, L., & Jacolin, L. (2017). Financial inclusion, bank concentration, and firm performance. *World Development*, 97, 1-13. doi:10.1016/j.worlddev.2017.03.018
- De Soto, H., Ghersi, E., & Ghibellini, M. (1987). *El otro sendero: la revolución informal*. Lima: Instituto Libertad y Democracia. ISBN 13: 9789580602286.
- D. S. (Decreto Supremo) N.º 255-2019-EF. (2019, 5 de agosto). Política Nacional de Inclusión Financiera. Normas Legales. *Diario Oficial El Peruano*. <https://www.mef.gob.pe/es/por-instrumento/decreto-supremo/20676-decreto-supremo-n-255-2019-ef/file>
- Fisher, I. (1930). *Theory of interest: As determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. Macmillan. <https://fraser.stlouisfed.org/.../theory-interest-6255>
- Goldberg, N. (2005). *Measuring the impact of microfinance: Taking stock of what we know*. Grameen Foundation USA Publications Series. https://www.academia.edu/7606360/Grameen_Foundation_03
- INEI. (2015a). *Perú: principales resultados de la Encuesta Nacional de Empresas, 2015*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/.../publicaciones_digitales/Est/Lib1430
- INEI. (2015b). *Perú: estructura empresarial, 2014*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/.../publicaciones_digitales/Est/Lib1262
- Jaramillo, M., Aparicio, C., & Cevallos, B. (2013). *¿Qué factores explican las diferencias en el acceso al sistema financiero?: evidencia a nivel de hogares en el Perú*. SBS Documentos de Trabajo 03/2013. https://www.sbs.gob.pe/portals/0/jer/.../dt_03_2013.pdf
- Jie, L., Yu, W., & Jing Jian, X. (2020). The impact of digital finance on household consumption: Evidence from China. *Economic Modelling*, 86, 317-326. doi:10.1016/j.econmod.2019.09.027
- Lee, C.-C., Wang, C.-W., & Ho, S.-J. (2020). Financial inclusion, financial innovation, and firms' sales growth. *International Review of Economics and Finance*, 66, 189-205. doi:10.1016/j.iref.2019.11.021
- Léon, F. (2020). The provision of long-term credit and firm growth in developing countries. *Economic Modelling*, 90, 66-78. doi:10.1016/j.econmod.2020.04.023
- Lopes, L., Goulart, R., Dos Santos, M., & Brunaldi, E. (2017). Cross-classified multi-level determinants of firm's sales growth in Latin America. *International Journal of Emerging Markets*, 13(5), 902-924. doi:10.1108/IJoEM-02-2017-0065

- Ramírez-Urquidy, M., & Aguilar-Barceló, J. (2018). The impact of economic and financial management practices on the performance of Mexican micro-enterprises: A multivariate analysis. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, 20(3), 319-337. doi:10.7819/rbgn.v20i3.3518
- SBS. (s. f.). *Mapa de oportunidades de inclusión financiera*. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. <https://mapainclusion.sbs.gob.pe/GeoSBS/>
- SBS. (2017). *Encuesta Nacional de Demanda de Servicios Financieros y Nivel de Cultura Financiera. Resultados 2016*. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. <https://www.sbs.gob.pe/Portals/0/jer/.../Informe-de-Resultados.pdf>
- SBS. (2019). *Evolución del sistema financiero. Diciembre 2019*. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. <https://intranet2.sbs.gob.pe/estadistica/financiera/2019/Diciembre/SF-2103-di2019.PDF>
- Schmied, J., & Marr, A. (2016). Financial inclusion and poverty: The case of Peru. *Regional and Sectoral Economic Studies*, 16(2), 29-43. <https://www.researchgate.net/publication/313305565>
- Sotomayor, N., Talledo, J., & Wong, S. (2018). *Determinantes de la inclusión financiera en el Perú: evidencia reciente*. SBS Documentos de Trabajo 001-2018. <https://www.sbs.gob.pe/Portals/0/jer/.../DT-001-2018.pdf>
- Zhuang, J., Gunatilake, H., Niimi, Y., Ehsan, M., Jiang, Y., Hasan, R., ... Huang, B. (2009). *Financial sector development, economic growth, and poverty reduction: A literature review*. ADB Economics Working Paper Series 173. <https://www.adb.org/.../publication/28391/economics-wp173.pdf>

Anexos

Anexo 1
Descripción de las variables

Variable	Nombre	Descripción	Fuente
<u>Modelo de las mypes</u>			
$Ind_Ventas_{i,j,k}$	Índice de ventas netas	Ventas netas de la empresa i con respecto al promedio en la industria j en el departamento k	ENE 2015
	<i>Dummy</i>	1: La empresa uso un crédito de capital de trabajo 0: La empresa no uso dicho crédito	ENE 2015
$Capital\ de\ Trabajo_{i,j,k}$	Tamaño de empresa	1: Número de trabajadores >20 pero ≤ 100 0: Número de trabajadores ≤ 20	ENE 2015
$Tamaño\ de\ Empresa_{i,j,k}$	Exportaciones	1: Si la empresa es exportadora 0: Si la empresa no es exportadora	ENE 2015
$Exportaciones_{i,j,k}$		1: Sin nivel 2: Inicial 3: Primaria incompleta 4: Primaria completa 5: Secundaria incompleta 6: Secundaria completa 7: Superior no universitaria incompleta 8: Superior no universitaria completa 9: Superior universitaria incompleta 10: Superior universitaria completa 11: Posgrado	ENE 2015
$Nivel\ de\ Estudios_{i,j,k}$	Último nivel de estudios alcanzado del conductor o responsable		

<i>Promoción_{i,j,k}</i>	<i>Dummy</i>	Promoción de productos	1: La empresa realizó estudios o análisis de mercados para promover sus productos o servicios 0: De otra forma 1: Mucha competencia 2: Poca competencia 3: No hay competencia	ENE 2015
<i>Competencia del producto_{i,j,k}</i>		Competencia del producto		ENE 2015
<i>IF_Mype_{j,k}</i>	%	Inclusión financiera de las empresas	Porcentaje de empresas que usa un crédito de capital de trabajo en el sector <i>j</i> en el departamento <i>k</i>	ENE 2015
Modelo de las personas				
<i>Ln_Ventas_{i,j,k}</i>	Ln	Ventas netas	Logaritmo natural de las ventas netas de la empresa <i>i</i> en la industria <i>j</i> en el departamento <i>k</i>	ENE 2015
<i>IF_Personas_{j,k}</i>	%	Inclusión financiera de las personas	Número de deudores de créditos de consumo ¹⁶ en el departamento <i>k</i> destinado al gasto en la industria <i>j</i> con respecto a la población adulta total	Encuesta Nacional de Demanda de SF y nivel de CF 2016 y Mapa de Oportunidades - SBS (RCD)
<i>Desarrollo Financiero_k</i>	%	Desarrollo financiero hogares	Monto total de créditos otorgados al consumo con respecto al PBI departamental	Mapa de Oportunidades - SBS (RCD)
<i>Densidad Poblacional_k</i>		Densidad poblacional	Número de habitantes por kilómetro	Mapa de Oportunidades - SBS (INEI)

¹⁶ Se considera la diferencia del número de deudores en 2014 en relación con los de 2013, para evitar una sobreestimación en el modelo por los deudores de años anteriores.

<i>Competitividad Regional_k</i>	Índice de competitividad regional	Indicador agregado que mide el nivel de competitividad de una región. Está compuesto por ocho pilares: institucionalidad, infraestructura, salud, educación, innovación, ambiente, evolución sectorial y desempeño económico	Mapa de Oportunidades – SBS (MEF SIAF/SP – IPE)
<i>Pobreza Monetari_k</i>	Índice de pobreza monetaria	Porcentaje de la población cuyo ingreso o consumo per cápita es menor que el costo de una canasta de bienes y servicios mínimos esenciales (línea de pobreza)	Mapa de Oportunidades – SBS (Mids)
<i>Hogares con vivienda_k</i>	Hogares con vivienda	Porcentaje de hogares que informaron tener una vivienda totalmente pagada	Mapa de Oportunidades – SBS (Enaho-INEI)

Elaboración propia, 2021.

Anexo 2
Matriz de correlaciones

Modelo de las mypes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Ind_Ventas (1)	1							
Capital de trabajo (2)	0,087*	1						
Tamaño de empresa (3)	0,258*	0,022*	1					
Exportaciones (4)	0,060*	-0,001	0,049*	1				
Nivel de estudios (5)	0,115*	-0,095*	0,133*	0,034*	1			
Promoción (6)	0,085*	0,024*	0,092*	0,028*	0,137*	1		
Competencia del producto (7)	0,046*	-0,050*	0,050*	0,048*	0,097*	-0,003	1	
IF_Mype (8)	0	0,296*	-0,076*	0,012	-0,221*	-0,054*	-0,094*	1

Nota. * p<0,05.

Fuente: ENE 2015. Elaboración propia, 2021.

Modelo de las personas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ln_Ventas (1)	1						
IF_Hogares (2)	0,257*	1					
Desarrollo financiero (3)	0,195*	0,500*	1				
Densidad poblacional (4)	0,180*	0,543*	0,777*	1			
Competitividad regional (5)	0,117*	0,538*	0,582*	0,722*	1		
Pobreza monetaria (6)	-0,095*	-0,408*	-0,485*	-0,395*	-0,806*	1	
Hogares con vivienda (7)	-0,037*	-0,166*	-0,374*	-0,400*	-0,154*	0,141*	1

Nota. *p<0,05.

Fuente: Encuesta Nacional de Demanda de Servicios Financieros y Nivel de Cultura Financiera 2016; ENE 2015; Mapa de Oportunidades de Inclusión Financiera. Elaboración propia, 2021.

Anexo 3

Metodología de clasificación de departamentos por grupos según nivel de pobreza

El porcentaje de pobreza monetaria de cada departamento se obtuvo del Mapa de Oportunidades de la SBS para el año 2014. Dividimos el rango total, diferencia entre el valor mínimo (4,1%) y máximo (52,3%), en cuatro intervalos de igual rango que se presentan en la siguiente tabla.

Intervalos	Límite inferior	Límite superior
1	4,1%	16,2%
2	16,2%	28,2%
3	28,2%	40,3%
4	40,3%	52,3%

Elaboración propia, 2021.

Con estos intervalos, clasificamos a los departamentos según su nivel de pobreza. La distribución por cada grupo es presentada en la siguiente tabla.

Grupo	Departamento	%
I	Arequipa	7,8
	Ica	4,1
	Lima	12,0
	Madre de Dios	7,3
	Moquegua	11,9
	Tacna	11,8
	Tumbes	15,0
	Ucayali	13,9
II	Áncash	23,9
	Cusco	18,7
	Junín	18,2
	La Libertad	27,4
	Lambayeque	24,7
III	Huánuco	40,0
	Loreto	35,2
	Pasco	39,0
	Piura	29,6
	Puno	32,8
	San Martín	28,4
IV	Amazonas	51,3
	Apurímac	42,6
	Ayacucho	47,4
	Cajamarca	50,7
	Huancavelica	52,3

Fuente: Mapa de Oportunidades de Inclusión Financiera. Elaboración propia, 2021.

El impacto del buen gobierno corporativo sobre la volatilidad de los retornos de las acciones listadas en la Bolsa de Valores de Lima¹

Rodrigo Peña
Brian Esparza

Introducción

Las crisis financieras dan varias lecciones. La crisis financiera asiática (1997-1998) avivó el interés por la adopción de mecanismos que resguarden la ética y credibilidad empresarial en pro de la estabilidad económica a nivel global. Por ello, la OCDE (OECD, 1999) planteó una lista de principios generales de buen gobierno corporativo (BGC), como marco de referencia para que los países se beneficien mejorando la eficiencia, integridad, estabilidad y transparencia de sus respectivos mercados financieros. Desde entonces, gobiernos y sectores privados de varios países han ido formulando sus mecanismos de BGC en línea con dichos principios.

Paralelamente, ha ido desarrollándose la literatura especializada en BGC y sus impactos en precios y retornos de acciones, indicadores financieros empresariales, eficiencia de mercados bursátiles, entre otros. En general, esta literatura sugiere que el BGC tiene implicancias económicas positivas en distintos países, en cuanto a precios de las acciones y ratios financieros (Claessens, 2006). Pero el impacto del BGC sobre la volatilidad ha sido poco estudiando, y en el Perú no hemos encontrado investigaciones enfocadas exclusiva y exhaustivamente en evaluar tal impacto.

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en noviembre de 2021. Sus autores agradecen al profesor Miguel Robles Flores por su valiosa asesoría durante la investigación, así como al jurado del trabajo conformado por los profesores Serhat Yaman y Diego Winkelried, por sus observaciones y sugerencias.

Por ende, el objetivo de la presente investigación es analizar los impactos del BGC sobre la volatilidad de los retornos de las acciones de la Bolsa de Valores de Lima (BVL), buscando ofrecer respuestas empíricas y teóricas al respecto. Para ello, nos planteamos la siguiente hipótesis: Un mejor cumplimiento de los principios de BGC reduce la volatilidad de los retornos. Y evaluamos económicamente esta relación utilizando un modelo de datos de panel con efectos fijos por empresa, cuyos resultados sometemos a pruebas de robustez con distintas mediciones de volatilidad y especificaciones econométricas, asimetrías de *shocks*, entre otros.

1. Revisión de la literatura

1.1 Literatura teórica

La provisión de información financiera, operativa y de responsabilidad empresarial/social es relevante para identificar el valor de una empresa. Ferreira y Laux (2007) argumentan que el BGC contribuye a un mercado financiero mejor informado y con precios más representativos de los activos financieros, dado que incluyen información privada relevante. Similarmente, Lee, Chung y Yang (2016) concluyen que el BGC influye positivamente en la eficiencia informativa de los precios, al existir una mejor calidad y transparencia en los reportes financieros, lo cual acorta la diferencia entre el precio de la acción en el mercado y su valor fundamental.

Y Ross (1989) demuestra, basándose en la teoría de mercados eficientes, que la volatilidad de los precios está directamente relacionada con el flujo de información en el mercado; brindando así sustentación teórica a la influencia del BGC en la volatilidad, ya que este brinda información relevante sobre cómo se comporta la empresa. Además, Claessens (2006) explica que el BGC aminora las asimetrías de información al propiciar un entorno más transparente y creíble en los mercados financieros, haciéndolos menos volátiles. Por ejemplo, según Zhu (2010), el BGC sirve como un mecanismo regulador de información privilegiada (*insider trading*), lo cual suaviza la volatilidad de los mercados financieros (Du & Wei, 2004).

Lo anterior implica que cumplir con los estándares de BGC reduce las brechas de información entre compradores y vendedores, propiciando una mejor asignación de recursos al reducir la información asimétrica que podría provocar sorpresivos períodos de alta volatilidad. Sin embargo, el BGC puede aumentar la volatilidad en ciertos casos, cuando la publicación de reportes con atractivos estándares de BGC acelera la demanda por algunas acciones (Bushee & Noe, 2000).

Albuquerque y Wang (2008) aplican un modelo DSGE² para evaluar teóricamente el impacto de la protección al inversionista sobre los retornos de los activos. Argumentan que una menor protección al inversionista, y la presencia de conflictos de agencia entre accionistas y gerentes, generan una mayor volatilidad de dichos retornos y menores beneficios a largo plazo. Por ello, sugieren que fortalecer el BGC contribuye a una mejor distribución y menor volatilidad de los retornos, porque reduce tanto el peso de los intereses particulares de accionistas dominantes, como los conflictos de agencia entre directores y accionistas.

1.2 Estudios empíricos

Para el Perú existe evidencia empírica de la relación entre el BGC y el precio de las acciones en la BVL (Arteaga *et al.*, 2013). Estos autores encontraron que, tras el anuncio de la inclusión de una empresa en el Índice de Buen Gobierno Corporativo, el precio de sus acciones aumentaba anormalmente al día siguiente del anuncio. Este efecto fue hallado con la metodología de estudio de eventos, útil para evaluar efectos de corto plazo. La estimación fue realizada con los estimadores Theil-Sen y ARCH.

En un estudio de alcance global, basado en una muestra de 33 831 acciones en 48 países y reportes anuales de BGC durante el período 1990-2016, Gagnon y Jeanneret (2020) utilizan un modelo de diferencias en diferencias con efectos fijos para estimar el impacto del BGC en la volatilidad de acciones. Sus resultados demuestran que las empresas con mejores índices de BGC presentan retornos menos volátiles, al optimizar la valorización de sus activos y sus niveles de deuda.

A nivel de la región latinoamericana, Chong *et al.* (2003) mostraron que, al implementar mejores prácticas de gobierno corporativo, se reduce la sensibilidad de las entradas de capitales a los *shocks* externos y, por ende, la volatilidad de las respectivas economías. La estimación de esos autores utilizó efectos fijos por países, para controlar por factores específicos que puedan afectar el nivel de entrada de capitales.

Otros autores evaluaron la volatilidad del precio de las acciones en los índices de valores en Turquía (Erdag & Mugaloglu, 2013), incorporando una variable *dummy* en la especificación de su modelo para la varianza Garch (1,1). Pero estos autores obtienen que más de la mitad de los coeficientes asociados a la publicación de información son positivos y significativos. Un resultado

² En inglés: *dynamic stochastic general equilibrium model*.

contraintuitivo, pues indica que la volatilidad aumentó con la publicación de información.

Por su parte, Aloui y Jarboui (2018) evaluaron el efecto del BGC sobre la volatilidad de los retornos de las acciones de la bolsa francesa durante la crisis financiera de 2008. Utilizando un modelo de panel con efectos fijos y la desviación estándar anual de los retornos como variable dependiente, demostraron que un gobierno corporativo de mejor calidad de BGC estabiliza los retornos de las acciones, al dar mayor confianza a los inversionistas mediante la incorporación de directores independientes para un mejor monitoreo de las actividades de la empresa.

Por último, Rogers y Securato (2009) midieron el impacto del BGC sobre la volatilidad del mercado de capitales en Brasil. Utilizando un modelo Garch (1,1), encontraron que mejores niveles de gobierno corporativo reducen la volatilidad de las acciones, tanto en el corto como en el largo plazo; y las empresas con bajos índices de BGC están más expuestas al riesgo sistémico por menor confiabilidad ante los inversionistas. Estos autores también analizaron el efecto *leverage* aplicando un Tarch (1,1) y encontraron que este efecto es significativo para empresas con peor índice de BGC, pero que no es significativo para aquellas con mejores índices de BGC, dado que estas gozan de mayor credibilidad y generan menos pánico en los inversionistas.

2. Marco analítico y metodología

2.1 Marco analítico

En el Perú, los principios de BGC fueron actualizados en el año 2013 y adoptados como código a partir de 2014 bajo la guía de 14 instituciones públicas y privadas, e implementados voluntariamente bajo el criterio de «cumple o explica», como en otros países de la región. Este código consta de lineamientos agrupados en cinco pilares: derechos de accionistas, junta general de accionistas, directorio y alta gerencia, riesgos y cumplimiento, y transparencia de la información. Las empresas deben reportar si cumplen o no con estos pilares mediante sus respuestas a un banco de preguntas, las cuales señalan la calidad de su gobierno corporativo (SMV, 2014).

A la luz de los estudios consultados, el cumplimiento de esos lineamientos tiene las siguientes implicancias económicas que inciden en la volatilidad de los retornos de acciones cotizadas en bolsa: (i) implica otorgar igualdad de trato e información confiable a todo tipo de accionistas (minoritarios o mayoritarios), lo cual propicia un clima de confianza y transparencia en el mercado finan-

ciero; (ii) implica facilitar la participación de los accionistas en las decisiones importantes de la empresa a través de la junta general de accionistas, lo cual facilita el conocimiento de la situación y planes futuros de la empresa; (iii) supone la incorporación en el directorio de directores independientes, para que velen por los intereses de todos los accionistas y por los objetivos a largo plazo de la empresa, lo cual da mayor protección a los inversionistas minoritarios; (iv) promueve un código de ética y solución de conflictos de interés entre directores y accionistas, que mejore la calidad conjunta de la gerencia y dirección de la empresa; (v) supone una auditoría interna y externa de calidad e imparcial, proveedora de reportes financieros transparentes y confiables que permitan a los inversionistas tomar decisiones financieras más acertadas; y (vi) supone una política de información transparente y sujeta a un marco legal, que brinde oportunamente detalles relevantes para los inversionistas (SMV, 2013).

De lo anterior se infiere que, por varias razones, las prácticas de BGC contenidas en dicho código peruano reducirían la volatilidad de los retornos de las acciones cotizadas en la BVL; es decir, econométricamente cabe esperar que el coeficiente de tal impacto tenga un signo negativo. En primer lugar, porque el BGC reduce las asimetrías de información existentes entre accionistas mayoritarios y minoritarios, gerentes y directores; debido tanto a la obligación de brindar información relevante y veraz, como por la incorporación en el directorio de directores independientes sin ningún vínculo de consanguinidad o gerencial con la empresa o el grupo empresarial del que forma parte. Claessens (2006) explica que el cumplimiento de los principios de BGC soluciona los problemas principal-agente entre accionistas mayoritarios y minoritarios, al regular más eficientemente la búsqueda de beneficios particulares por parte de los primeros. Esta reducción de brechas de información y elevación del nivel de transparencia corporativa puede aminorar la incidencia y magnitud de *shocks* negativos sobre los retornos. Casas (2019) sostiene que el código peruano de BGC contribuye a aumentar la responsabilidad corporativa para superar contextos adversos, como fueron los casos de Enron en 2001 o la crisis asiática de 1997-1998. Tales *shocks* negativos pueden volatilizar más los retornos debido al efecto *leverage* antes mencionado.

En segundo lugar, un mejor índice de BGC contribuye a que el mercado esté guiado por precios más eficientes, en el sentido de más cercanos a valor fundamental y, por ende, a una menor variabilidad de los retornos. El canal por el cual el BGC mejora la eficiencia de precios es mediante la divulgación de información financiera creíble y oportuna, que permite ajustar correctamente la proyección de flujos de caja de la empresa y su respectiva valorización en

el mercado (Lee *et al.*, 2016). Por ejemplo, los *discounted cash flow* (DCF) o *dividend discount model* (DDM) son modelos financieros usados comúnmente por la industria para determinar el valor de la empresa en función de su riesgo y de la proyección de sus flujos de caja. El código peruano de BGC implica la adopción de auditorías internas y externas autónomas, con la especialización y experiencia necesarias para proveer buena información financiera, reduciendo posibles errores contables que cambien las perspectivas de valorización del activo³. En síntesis, la relación entre BGC y volatilidad se transmite mediante la transparencia de información relevante y confiable, que se inserta en los modelos financieros de los inversionistas institucionales, permitiendo predicciones más acertadas acerca del futuro de la empresa.

Por último, cumplir con el BGC contribuye a la solución de conflictos de agencia entre gerentes y accionistas, al conciliar los intereses de ambos. Se esperaría así una reacción conciliada ante *shocks* de mercado por parte de la dirección y gerencia, en virtud de la cual las decisiones financieras relevantes de la empresa serían menos inciertas para el mercado al conocerse un plan de acción a favor de todos los interesados en la empresa. En particular, si existen claros objetivos de largo plazo de la empresa y un código de ética en línea con los principios del BGC peruano, habría menos incentivos para priorizar ganancias elevadas en el corto plazo por parte de gerentes propensos a medidas riesgosas que perjudiquen la estabilidad y reputación de la empresa. Así, se esperaría que los inversionistas tengan expectativas más estables respecto al desempeño de la empresa, y confíen más en la habilidad de los gerentes y directores para sostenerla.

2.2 Metodología

2.2.1 Muestra de empresas y variables

Existen criterios para seleccionar las empresas cotizantes en la BVL que son incluidas en el respectivo Índice de Buen Gobierno Corporativo (IBGC). Pero utilizar esos criterios en nuestro estudio habría generado un sesgo de selección, ya que para dicha inclusión se requiere un cumplimiento de más del 80% del estándar de BGC fijado por el índice y ponderado según un procedimiento propio a la BVL, además de que el IBGC solo incorpora a empresas en el tramo 95% mayor en cuanto a capitalización bursátil⁴.

³ En ciertos casos, los estados financieros se reajustan posteriormente (*restating earnings*); lo cual altera las perspectivas del valor de la empresa y su credibilidad financiera.

⁴ Dicho índice no es ponderado por capitalización de mercado sino por la capitalización ajustada al capital

Por ello, del universo de empresas listadas en la BVL, nosotros construimos dos muestras aplicando un par de criterios de selección que las hacen representativas y adecuadas para la metodología de nuestro estudio. El primer criterio, común a ambas muestras, es que una empresa haya reportado sobre su cumplimiento del código de BGC durante los años de estudio. El segundo criterio de selección, para la primera muestra, consiste en que las acciones de la empresa tengan una frecuencia de negociación⁵ superior a 2 puntos. Escogimos este corte para que la muestra contenga empresas cuyas acciones sean suficientemente líquidas, a fin de que los cambios en la varianza de su rendimiento puedan ser capturados según el nivel de BGC de la empresa. Así, nuestra primera muestra consta de 48 empresas. El anexo 1 muestra el movimiento de los precios de las acciones de las cinco empresas con mejor frecuencia de negociación; y el anexo 2 lo hace respecto a las cinco empresas con menor frecuencia de negociación.

Para la segunda muestra, elegimos un criterio más flexible. Allí están las empresas que han reportado sobre su BGC, tienen un valor en renta variable y cuya acción se haya movido al menos una vez durante el período estudiado. Así, nuestra segunda muestra comprende 101 empresas. Esta flexibilidad se justifica para no perder observaciones debido a la limitación impuesta por la conocida iliquidez de la BVL. Pero nuestra estimación econométrica mitiga esa limitación al incluir, como control de liquidez, el volumen promedio anual de acciones transadas para cada empresa y período.

Puesto que nos proponemos estimar el efecto del BGC en la volatilidad de los retornos, nuestra principal variable explicativa es el *score* resultante de nuestro índice de BGC. El cual construimos con base en los reportes de las empresas listadas en la BVL conteniendo sus respuestas a preguntas dirigidas a detectar cuántos principios del código de BGC han cumplido en el ejercicio fiscal. Los cinco pilares del código de BGC peruano comprenden 31 principios y dan lugar a 88 preguntas, porque, como se observa en el anexo 3, a cada pilar y principio está asociado un número distinto de preguntas. Todas las preguntas están específicamente redactadas de modo que un «sí» como respuesta indique un cumplimiento merecedor de un punto. Así, cada empresa puede tener un *score* de BGC de entre 0 y 88 puntos; y, mientras

flotante y a un factor de BGC asignado por la BVL. De entre las acciones comprendidas en el S&P/BVL Peru General Index, no son elegibles para el IBGC las acciones con calificaciones en Cumplimiento de Gobierno Corporativo inferiores al 80%, ni las de emisoras *juniors* (S&P Dow Jones, 2021, p. 17).

⁵ La frecuencia de negociación es el número de sesiones de una rueda de negociación bursátil en las que son cotizadas las acciones de una empresa, entre el número de ruedas durante un determinado período.

mayor sea este *score*, mejor será la calidad del gobierno corporativo. Lo cual permite comparar entre empresas y observar la evolución de dicha calidad a nivel de cada empresa y de la BVL en agregado.

Según Casas (2019), para aumentar la calidad del BGC hay que realizar mejoras en todos los pilares, pues concretarlas solo en alguno no tendría efectos significativos debido a la interrelación existente entre los pilares del código. Por ejemplo, la percepción de los inversionistas sobre la calidad del BGC depende no solo de la protección al inversionista, sino también de otros factores como transparencia en los reportes contables u otra información financiera. Por ello, el mencionado *score* representa una alternativa para medir en conjunto todos los pilares de manera equitativa.

Cabe mencionar que existen encuestas que pretenden determinar la calidad del BGC con otro *score* específico. Este es el caso de La Voz del Mercado (LVDM), que genera un *ranking* incorporando ciertas características adicionales. Sin embargo, para nuestra investigación no era conveniente utilizar este instrumento porque no reporta detalladamente las estimaciones para cada empresa en la BVL.

Nuestro período de análisis comprende los ejercicios fiscales de 2015 a 2020, en vista de que el código de BGC entró en vigor a partir del año 2014, y teniendo en cuenta que los reportes sobre su cumplimiento en un ejercicio se divulgan en el primer trimestre del año siguiente. Además, dicho período permite observar el impacto de los estándares internacionales recogidos en el código sobre la variable *score* de BGC.

2.2.2 *Modelo empírico*

Para estimar el impacto del BGC sobre la volatilidad de los retornos, empleamos un modelo de panel con efectos fijos por empresa. Escogimos este tipo de modelo empírico debido a la disponibilidad de datos históricos y por agente, que permite analizar la información tanto de corte transversal como de series de tiempo a fin de obtener estimaciones consistentes. Y controlamos los efectos fijos por empresa con el estimador *within*, para eliminar la variable atemporal no observable⁶ correlacionada con la variable explicativa (*score* de BGC) a fin de que no sesgue la estimación.

Se bien aplicamos el test de Hausman para comprobar empíricamente si existe o no correlación entre la variable de BGC y la variable no observable,

⁶ Dado que esta variable teórica no se altera en el tiempo, queda eliminada al diferenciar por la media de las variables en la regresión, permitiendo así la obtención de estimadores insesgados.

a priori consideramos que esa correlación existe porque cada empresa tiene características particulares que influyen en su cumplimiento de los principios de BGC. Razón por la cual planteamos la siguiente especificación econométrica:

$$\sigma_{i,t} = \alpha + \mu_i + \varphi_1 BGC_{i,t} + \beta\bar{X} + \varepsilon_{i,t}$$

donde $\sigma_{i,t}$ hace referencia a nuestro estimador de volatilidad. Seguimos los pasos de Aloui y Jarboui (2018) y de Gagnon y Jeanneret (2020) para estimar la volatilidad, medida como la desviación estándar de los retornos diarios anualizados para cada empresa y cada año⁷. Y calculamos dos bases de datos para $\sigma_{i,t}$: una para la volatilidad anualizada de los retornos diarios de enero a diciembre, y otra de marzo a marzo. Explicaremos el motivo de esta segunda base alterna de volatilidades más adelante, al presentar y analizar nuestros resultados.

La variable $BGC_{i,t}$ representa el (antes descrito) *score* de gobierno corporativo. Al respecto, debe tenerse en cuenta que el reporte de BGC (conteniendo las respuestas de la empresa a las preguntas sobre su cumplimiento de los pilares del código) se publica anualmente, pero es efectivamente divulgado aproximadamente tres meses después del cierre del ejercicio (en marzo), como anexo de la memoria anual. Por ello, empíricamente corresponde asignar el *score* de BGC en un ejercicio fiscal al año siguiente, cuando es efectivamente observado por los inversionistas y eventualmente considerado en sus decisiones de inversión.

Siguiendo con la descripción de los estadísticos utilizados, μ_i es la variable atemporal no observable correlacionada, *a priori*, con nuestra variable independiente de interés. $\beta\bar{X}$ son el vector de coeficientes y su respectiva matriz de controles pertinentes que permiten mejorar el ajuste de nuestro estimador de interés φ_1 .

Por último, utilizamos el estimador *range* de la varianza ($Vol_{i,t}$) desarrollado por Garman y Klass, como otra variable dependiente adicional para las pruebas de robustez (Vinte, Ausloos, & Felix 2021):

$$Vol_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{n} * \sum_{i=n}^n \left[\frac{1}{2} * \left(\ln \frac{H_{i,t}}{L_{i,t}} \right)^2 - (2 * \ln 2 - 1) * \left(\ln \frac{C_{i,t}}{O_{i,t}} \right)^2 \right]}$$

⁷ Dado que los datos de panel son de observaciones anuales, la fórmula para anualizar la desviación estándar de los retornos diarios es $\sigma = 252 \times SD$. Donde 252 es la cantidad de días hábiles para la compra/venta de acciones y SD es la desviación estándar diaria de los retornos de enero a diciembre del respectivo año. Estos últimos se calculan en función de la diferencia de los precios de cierre diarios menos la unidad.

donde H_i representa el valor máximo de la acción de una empresa para un día de compra/venta; L_i representa el valor mínimo; C_i representa el precio de cierre del mismo día, y O_i , el precio de apertura de la acción. También anualizamos este estimador, mediante un procedimiento similar al aplicado para la desviación estándar anualizada de los retornos en el caso base⁸.

3. Análisis de resultados

3.1 Estrategia empírica

3.1.1 Datos y cálculo de variables

Los precios de las acciones fueron obtenidos de la base de datos en la plataforma Bloomberg; específicamente, de allí extrajimos los precios de cierre diarios desde diciembre de 2014 hasta marzo de 2021. Los retornos diarios de estas acciones fueron calculados en función de la variación de los precios de cierre⁹. Y las volatilidades anuales de estos retornos diarios fueron calculadas con la fórmula ya descrita en la metodología, anualizando las volatilidades de enero a diciembre –y también de marzo a marzo– en los días laborales con actividad bursátil de todos los años analizados.

En cuanto a los *scores* de BGC, la información anual va desde 2015 hasta 2021¹⁰ y se obtuvo de los reportes publicados en la web de la Superintendencia del Mercado de Valores (SMV). Cabe precisar que el conteo de las respuestas en dichos reportes es brindado por la SMV desde el año 2017; por lo cual tuvimos que realizarlo manualmente para para los dos primeros años: 2015-2016. El anexo 4 presenta una descripción estadística de dichos *scores* por sectores (todos los años) y anualmente (todos los sectores), para la muestra completa.

Las variables de control fueron obtenidas de Bloomberg para los años 2015-2020. De allí se obtuvieron ratios financieras de eficiencia y rentabilidad (como retorno sobre activos (ROA) o margen operativo), solvencia (como *debt-to-equity* o *interest coverage ratio*) y liquidez (como la ratio corriente). También se obtuvieron otras ratios de valoración: *earnings per share* (EPS), *price to earning* (PE) y la capitalización de mercado por período para cada empresa.

⁸ Es decir, anualizamos ese estimador según el número de períodos a los que se aplica; lo cual es equivalente a multiplicar el resultado de tal promedio por la raíz de 252.

⁹ $\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} - 1$.

¹⁰ Como se explicó al presentar la metodología, el *score* de BGC del año T es asignado al año T+1, debido a la divulgación a inicios de este último. Es decir, el *score* resultante del reporte del ejercicio de 2014 es asignado a 2015, y así sucesivamente.

3.1.2 Modelo empírico aplicado

Como ha sido mencionado anteriormente, aplicamos el test de Hausman para determinar el tipo adecuado de modelo de datos de panel (con efectos aleatorios o con efectos fijos). En la tabla 1, se observa que dicho test rechaza la hipótesis nula, razón por la cual empleamos efectos fijos.

Tabla 1
Tests de Hausman

Volatilidades de los retornos diarios de enero a diciembre para todas las empresas	Coef.
Chi-cuadrado (controles: ratios financieras, ratios de valorización e ingresos)	22,688
P-value	0,0
Volatilidades de los retornos diarios de marzo a marzo para todas las empresas	Coef.
Chi-cuadrado (controles: ratios financieras, ratios de valorización e ingresos)	20,951
P-value	0,0
Volatilidades de los retornos diarios de enero a diciembre para empresas líquidas	Coef.
Chi-cuadrado (controles: ratios financieras, ratios de valorización e ingresos)	22,688
P-value	0,006
Volatilidades de los retornos diarios de marzo a marzo para empresas líquidas	Coef.
Chi-cuadrado (controles: ratios financieras, ratios de valorización e ingresos)	20,951
P-value	0,002

Elaboración propia, 2021.

Para las regresiones, utilizamos diversas especificaciones econométricas. Para el caso base, utilizamos el control de liquidez (volumen promedio), los retornos anualizados de la acción y el *score* de BGC. Para el segundo caso, utilizamos ratios de solvencia y liquidez financiera (*debt-to-equity*, *interest coverage* y ratio corriente), por ser posibles candidatos para explicar el riesgo de una empresa, y, por ende, su volatilidad bursátil. Para el tercer caso, utilizamos los ratios de eficiencia y rentabilidad, como el ROA y el margen operativo. En cuarto lugar, añadimos controles de valorización de empresas (*earnings per share* (EPS), *price to earnings* (PE) y la capitalización de mercado). Estos controles incorporan ratios usualmente utilizadas por los inversionistas para tomar sus decisiones de compra/venta en bolsa.

Esas diversas especificaciones permitieron corroborar la solidez y exogeneidad de nuestro coeficiente, al limpiarlo de la subestimación o sobreestimación provocada por otra variable que repercuta en la volatilidad y esté

potencialmente vinculada con la calidad de gobierno corporativo, eliminando así posibles sesgos por variable omitida. Por ejemplo, Casas (2019) demuestra, para el caso peruano, que el BGC repercute en diversas variables y ratios bursátiles, como el ROA o la capitalización de mercado.

3.2 Discusión de los resultados

Para el primer caso, en el que la volatilidad es calculada para cada año fiscal y en la muestra de 48 empresas, la tabla 2 muestra que se obtiene un coeficiente para el BGC de signo negativo y de hasta -0,00604 cuando se incluyen todas las variables de control. Bajo este escenario, aumentar el *score* de BGC en un punto reduciría la volatilidad en un 0,6%, con un nivel de confianza del 99%. Además, pese a las distintas especificaciones planteadas, el coeficiente demuestra ser robusto al ser significativo con un mínimo de 95% de confianza del segundo caso en adelante.

Tabla 2
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos de enero a diciembre con muestra de 48 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score</i> de BGC	-0,00181* (0,00103)	-0,00422*** (0,00154)	-0,00406** (0,00156)	-0,00604*** (0,00173)
Retornos anualizados	0,0609*** (0,0141)	0,0656*** (0,0150)	0,0652*** (0,0152)	0,0822*** (0,0124)
Volumen promedio negociado	0,0277* (0,0155)	0,0269* (0,0145)	0,0272* (0,0142)	0,0296** (0,0111)
<i>Debt to equity</i>		0,0937*** (0,0300)	0,0902*** (0,0320)	0,0948*** (0,0347)
Ratio corriente		-0,0132 (0,0104)	-0,0121 (0,0103)	-0,0163* (0,00844)
<i>Interest coverage ratio</i>		-2,97e-06*** (9,39e-07)	-2,88e-06** (1,11e-06)	-1,91e-06*** (5,61e-07)
Retorno sobre activos			-0,154 (0,159)	-0,224 (0,271)

Margen operativo			0,0123***	0,0630
			(0,00321)	(0,114)
<i>Earnings per share</i>				0,00123
				(0,00721)
<i>Price to earnings</i>				-0,000695***
				(0,000158)
Capitalización de mercado				5,48e-06
				(6,60e-06)
Constante	0,369***	0,495***	0,490***	0,588***
	(0,0647)	(0,0947)	(0,0966)	(0,110)
Observaciones	281	235	234	168
R ²	0,305	0,392	0,399	0,497
N.º de empresas	48	42	42	37
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	9,157	8,908	11,49	3877

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de enero a diciembre de empresas líquidas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.
Elaboración propia, 2021.

Tabla 3
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos de enero a diciembre con muestra de 101 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score</i> de BGC	-0,00175 (0,00156)	-0,00471** (0,00214)	-0,00543** (0,00214)	-0,00383* (0,00209)
Retornos anualizados	0,00127*** (0,000160)	0,00127*** (0,000159)	0,00126*** (0,000142)	0,0962** (0,0405)
Volumen promedio negociado	0,0266** (0,0103)	0,0333** (0,0130)	0,0338*** (0,0123)	0,0425*** (0,0148)

<i>Debt to equity</i>	0,0602 (0,0419)	0,108** (0,0482)	0,0423 (0,0557)	
Ratio corriente	-0,0108 (0,0116)	-0,0173 (0,0128)	-0,0134 (0,0111)	
<i>Interest coverage ratio</i>	-6,97e-07 (2,68e-06)	-6,00e-06** (2,94e-06)	-1,82e-06** (8,99e-07)	
Retorno sobre activos		1,015*** (0,350)	-0,468 (0,355)	
Margen operativo		0,00385 (0,0105)	0,0616 (0,119)	
<i>Earnings per share</i>			0,000486 (0,0101)	
<i>Price to earnings</i>			-0,000728*** (0,000210)	
Capitalización de mercado			5,35e-06 (6,31e-06)	
Constante	0,320*** (0,0868)	0,488*** (0,121)	0,486*** (0,116)	0,470*** (0,126)
Observaciones	591	477	455	231
R ²	0,794	0,816	0,834	0,605
N.º de empresas	101	85	82	59
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	23,27	12,79	12,56	1540

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de enero a diciembre de todas las empresas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Elaboración propia, 2021.

Por su parte, la tabla 3 muestra los resultados para la segunda muestra, de 101 empresas. En esta muestra, se observa una pérdida de significancia en el coeficiente de interés en casi todos los escenarios, excepto el tercero, que mantiene la misma significancia estadística que en la muestra alterna.

Para corroborar nuestro coeficiente de interés, procedimos a analizar las volatilidades anualizadas de los retornos diarios de marzo a marzo; es decir, de las volatilidades anualizadas que concuerdan en el tiempo con la divulgación

de los *scores* de BGC por parte de la SMV. Para la muestra de 48 empresas, en la tabla 4 se observa que también en este caso se obtienen coeficientes de signo negativo para el *score* de BGC, lo que indica que un mejor gobierno corporativo reduce la volatilidad de los retornos.

Además, la magnitud del coeficiente de interés aumenta cuando se incluyen todas las variables de control (-0,000747), y resulta significativo con un 99% de confianza desde la segunda especificación en adelante. Esto sugiere que la congruencia en el tiempo es crucial para la calidad de los resultados de la regresión, ya que dicha congruencia permite identificar un impacto del BGC sobre la volatilidad más fuerte que cuando las volatilidades corresponden al período de enero a diciembre.

Tabla 4
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos de marzo a marzo con muestra de 48 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score</i> de BGC	-0,00297** (0,00116)	-0,00615*** (0,00156)	-0,00597*** (0,00156)	-0,00747*** (0,00161)
Retornos anualizados	0,0386** (0,0146)	0,0411** (0,0157)	0,0418** (0,0157)	0,0556*** (0,0171)
Volumen promedio negociado	0,0252 (0,0155)	0,0245 (0,0146)	0,0247* (0,0143)	0,0207** (0,00955)
<i>Debt to equity</i>		0,0851*** (0,0315)	0,0783** (0,0330)	0,0584 (0,0521)
Ratio corriente		-0,0132 (0,0100)	-0,0118 (0,00975)	-0,0195*** (0,00687)
<i>Interest coverage ratio</i>		-3,55e-06*** (1,13e-06)	-3,12e-06*** (1,12e-06)	-1,96e-06*** (4,63e-07)
Retorno sobre activos			-0,273 (0,175)	-0,439 (0,320)
Margen operativo			0,0157*** (0,00349)	0,201 (0,127)

<i>Earnings per share</i>				0,0106 (0,00868)
<i>Price to earnings</i>				-0,000200 (0,000223)
Capitalización de Mercado				7,86e-06 (7,58e-06)
Constante	0,446*** (0,0724)	0,626*** (0,0957)	0,626*** (0,0978)	0,672*** (0,108)
Observaciones	281	235	234	168
R ²	0,229	0,317	0,332	0,380
N.º de empresas	48	42	42	37
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	5,663	6,020	10,40	6724

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de marzo a marzo del siguiente período para empresas líquidas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Elaboración propia, 2021.

La tabla 5 muestra los resultados de marzo a marzo para la muestra de 101 empresas. También en este caso aumenta la significancia y magnitud de los estimadores, en comparación con los obtenidos de enero a diciembre. Sin embargo, esta vez la significancia es menor que las observadas en la tabla 4. Vale precisar que estas regresiones por efectos fijos de marzo a marzo, tanto para la muestra de 48 empresas como para la de 101 empresas, también fueron realizadas corrigiendo por heterocedasticidad.

Tabla 5
 Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos de marzo a marzo
 con muestra de 101 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score de BGC</i>	-0,00426* (0,00248)	-0,00860** (0,00359)	-0,00949*** (0,00354)	-0,00575*** (0,00203)
Retornos anualizados	0,000300 (0,000544)	0,000301 (0,000547)	0,000274 (0,000516)	0,0934** (0,0407)
Volumen promedio negociado	0,0235** (0,0100)	0,0269** (0,0127)	0,0288** (0,0120)	0,0363** (0,0161)
<i>Debt to equity</i>		0,112** (0,0455)	0,170** (0,0688)	0,0377 (0,0654)
Ratio corriente		-0,00798 (0,0299)	-0,0150 (0,0358)	-0,0115 (0,0101)
<i>Interest coverage ratio</i>		1,16e-06 (6,30e-06)	-9,71e-06 (6,20e-06)	-1,79e-06** (8,24e-07)
Retorno sobre activos			2,103** (0,805)	-0,832** (0,408)
Margen operativo			-0,00895 (0,0186)	0,209 (0,127)
<i>Earnings per share</i>				0,00563 (0,0120)
<i>Price to earnings</i>				-0,000332 (0,000221)
Capitalización de mercado				6,26e-06 (6,75e-06)
Constante	0,484*** (0,140)	0,703*** (0,205)	0,670*** (0,181)	0,569*** (0,125)

Observaciones	591	477	455	231
R ²	0,049	0,053	0,085	0,580
N.º de empresas	101	85	82	59
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	3,102	3,284	2,529	562,7

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de marzo a marzo del siguiente período para empresas líquidas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Elaboración propia, 2021.

Respecto a los resultados obtenidos de las regresiones incluyendo efectos fijos por período, el anexo 5 los presenta para la muestra con 48 empresas, donde se observa que el coeficiente es significativo para las especificaciones 2 y 4; y el anexo 6 lo hace para la muestra de 101 empresas.

Adicionalmente, a fin de comparar las empresas según su posición en el *ranking* del *score* de BGC, estimamos el modelo con una variable *dummy* que toma el valor de 1 si el *score* es mayor que el percentil 50 y de 0 si el *score* es menor que ese percentil¹¹. Sus resultados para la muestra de 48 empresas son presentados en el anexo 7, y para la muestra de 101 empresas, en el anexo 8. El coeficiente de interés sugiere, a partir de la especificación con ratios de solvencia y liquidez en adelante, que las acciones de empresas con un nivel de BGC mejor que la moda tienen retornos menos volátiles. Específicamente, en promedio, las empresas con mejor *score* de BGC tienen una volatilidad menor en un 7,0% que aquellas cuyo *score* está por debajo de la moda.

3.3 Pruebas de robustez

Como anunciamos en la metodología, realizamos dos pruebas de robustez, una alterando la variable dependiente y otra indagando por la existencia de un efecto *leverage* en la volatilidad de los retornos.

¹¹ Para el caso de las empresas líquidas, se tiene una mediana de 62 puntos de BGC, mientras que para el caso de todas las empresas se tiene una mediana de 55.

Tabla 6
 Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos con estimador
 Range GK: 48 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score de BGC</i>	-0,000799 (0,000634)	-0,00178** (0,000861)	-0,00176* (0,000880)	-0,00255** (0,00116)
Retornos anualizados	0,0255*** (0,00366)	0,0260*** (0,00412)	0,0255*** (0,00429)	0,0330*** (0,00425)
Volumen promedio negociado	0,00132 (0,00262)	0,000989 (0,00246)	0,00109 (0,00241)	0,0174* (0,0103)
<i>Debt to equity</i>		0,0240 (0,0159)	0,0245 (0,0165)	0,0367* (0,0183)
Ratio corriente		-0,00171 (0,00542)	-0,00157 (0,00542)	-0,00528 (0,00427)
<i>Interest coverage ratio</i>		-1,87e-06*** (6,60e-07)	-2,00e-06** (7,87e-07)	-1,05e-06*** (3,36e-07)
Retorno sobre activos			0,0118 (0,0715)	-0,0697 (0,139)
Margen operativo			0,00184 (0,00128)	0,0224 (0,0589)
<i>Earnings per share</i>				0,00237 (0,00365)
<i>Price to earnings</i>				-0,000351*** (5,21e-05)
Capitalización de mercado				3,26e-06 (2,57e-06)
Constante	0,184*** (0,0391)	0,239*** (0,0537)	0,236*** (0,0555)	0,264*** (0,0723)

Observaciones	281	235	234	168
R ²	0,118	0,160	0,162	0,356
N.º de empresas	48	42	42	37
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	20,41	10,96	18,84	3996

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de enero a diciembre del siguiente período de empresas líquidas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Elaboración propia, 2021.

Para la primera prueba, en lugar de utilizar la desviación estándar anualizada de los retornos, utilizamos el estimador de volatilidad Range GK propuesto por Garman y Klass, ya descrito en la metodología. Las tablas 6 y 7 presentan los resultados obtenidos con el estimador Range GK para las muestras de 48 y 101 empresas, respectivamente. El coeficiente de interés pierde magnitud y significancia en ambas muestras, cuando son comparadas con las observadas en las tablas 2 y 3. Esta caída en el impacto del BGC se debe a que las volatilidades obtenidas con el estimador Range GK son mucho más suavizadas que con la desviación estándar anualizada.

Tabla 7
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos con estimador Range GK: 101 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score</i> de BGC	-0,000353 (0,000741)	-0,00120 (0,000912)	-0,00151 (0,00104)	-0,00189* (0,00107)
Retornos anualizados	7,43e-05*** (1,58e-05)	7,42e-05*** (1,55e-05)	6,08e-05 (3,67e-05)	0,0200*** (0,00382)
Volumen promedio negociado	0,00419** (0,00200)	0,00432 (0,00312)	0,00429 (0,00275)	0,0181*** (0,00462)
<i>Debt to equity</i>		0,000722 (0,0231)	0,0460* (0,0239)	0,00773 (0,0203)
Ratio corriente		0,00438 (0,00427)	0,00368 (0,00569)	-0,00758 (0,00532)

<i>Interest coverage ratio</i>	-9,85e-07 (9,63e-07)	-4,87e-06* (2,53e-06)	-1,15e-06*** (4,08e-07)	
Retorno sobre activos		1,040* (0,556)	-0,00401 (0,115)	
Margen operativo		-0,0155 (0,0132)	0,00549 (0,0573)	
<i>Earnings per share</i>			0,00211 (0,00422)	
<i>Price to earnings</i>			-0,000301*** (4,41e-05)	
Capitalización de mercado			3,84e-06 (2,72e-06)	
Constante	0,124*** (0,0415)	0,168*** (0,0464)	0,129* (0,0658)	0,225*** (0,0655)
Observaciones	591	477	455	231
R ²	0,049	0,054	0,185	0,414
N.º de empresas	101	85	82	59
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	10,15	13,85	6,732	149,2

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de enero a diciembre del siguiente periodo de todas las empresas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Elaboración propia, 2021.

Por otro lado, los resultados con el Range GK de marzo a marzo coinciden con las anteriores regresiones para ese período. El coeficiente de interés mejora en significancia y magnitud, para ambas muestras (48 y 101 empresas), como se puede observar en los anexos 9 y 10.

La otra prueba de robustez, realizada para la muestra de 48 empresas, buscó la existencia de un efecto *leverage* en la volatilidad de los retornos. A partir de esa muestra, armamos un grupo compuesto por las 10 empresas con mayor puntaje de BGC y otro con las 10 de peor puntaje, esperando que, ante la presencia de *shocks* negativos en los retornos de las acciones, la volatilidad para el primer grupo de empresas aumente en menor medida que para las del segundo grupo. Para ello, con base en información de frecuencia diaria,

estimamos modelos Egarch para cada empresa de cada grupo, utilizando la metodología de selección de modelos Box-Jenkins. Esto es ejemplificado en el anexo 11 para una empresa de cada grupo. El coeficiente de interés en la ecuación de la varianza es obtenido en dos series (Top10, Bottom10) y puede ser comparado.

Para que exista efecto *leverage*, dicho coeficiente debe ser negativo y estadísticamente significativo. Los resultados de las regresiones presentados en los anexos 12 y 13 indican que sí existe efecto *leverage* en el grupo de alto puntaje de BGC. Pero en el otro grupo el coeficiente es positivo, indicando que, para esas empresas en promedio, un *shock* negativo impacta menos en la volatilidad que un *shock* positivo (véanse los Box-Plots en el anexo 13). Este resultado es contraintuitivo y debe ser interpretado con cautela debido a la poca liquidez de la BVL.

3.4 Limitaciones de la investigación

Una limitación importante consiste en que, tras los filtros según existencia de respuestas en los reportes sobre BGC y de liquidez (descartando acciones con precios inmóviles por largos lapsos de tiempo), el tamaño de muestra principal se redujo a 48 empresas; lo cual hace perder potencia a nuestras estimaciones. Además, los *missing values* de los controles también hicieron perder grados de libertad.

Otra posible limitación sería que nuestro estimador seleccionado para medir el índice de BGC no sea el que mejor refleje la calidad del gobierno corporativo. Existen otras metodologías con ponderaciones distintas. Por ejemplo, el antes mencionado índice que utiliza La Voz de Mercado (LVDM) presenta a Credicorp Capital como la empresa con mejor calidad de BGC el 2018; pero su *score* de BGC calculado según el código de la SMV la coloca por debajo del promedio en dicho año.

4. Conclusiones y recomendaciones

Motivados por la creciente evidencia internacional acerca del impacto benéfico del BGC en varias variables económicas, en la presente investigación hemos evaluado si una mejor calidad de gobierno corporativo en empresas listadas en la BVL reduce la volatilidad de sus retornos. Y también hemos evaluado si esa relación inversa entre BGC y volatilidad persiste en el tiempo y ante *shocks* negativos en precios de acciones. Para ello, hemos utilizado distintas especificaciones econométricas, muestras de empresas y estimadores de volatilidad, con un modelo de datos de panel por efectos

fijos para estimar el efecto del BGC en dicha volatilidad. Y hemos utilizado un modelo Egarch para comprobar la existencia de asimetría de *shocks* entre las empresas según su *score* de BGC.

Los resultados de esas estimaciones permiten concluir que un mejor cumplimiento del código de BGC peruano tiene el efecto de reducir la volatilidad de los retornos de las acciones listadas en la BVL. En efecto, para ese efecto de interés hemos encontrado un coeficiente de signo negativo y significativo con un nivel de confianza del 95% en la mayoría de los escenarios, tanto para la muestra de empresas líquidas (48) como para la de todas las empresas (101). Además, se probó que la temporalidad y el flujo de información en el mercado son importantes para capturar dicho efecto de interés, puesto que este incrementa su significancia y magnitud cuando las volatilidades anualizadas son medidas de marzo a marzo, ya que la publicación del reporte anual de BGC ocurre en el mes de marzo. Y, si bien cae la significancia y magnitud del coeficiente de interés obtenido con el estimador de volatilidad Range GK, se mantiene su signo negativo y su significancia aumenta al incorporar las volatilidades de marzo a marzo. Pero no pudimos corroborar que el efecto *leverage* es menor para las empresas con mejor *score* de BGC, probablemente debido a la poca liquidez de la BVL.

Intuitivamente puede afirmarse, con base en el marco analítico planteado para esta investigación a la luz de los estudios especializados consultados, que nuestros resultados sugieren que las empresas gozan de mayor credibilidad ante los inversionistas cuando mejoran su gobierno corporativo, demostrando un mejor manejo de riesgos, mejor calidad de información provista, reducción de asimetrías de información y solución de conflictos de interés dentro de la empresa. Además, nuestros resultados también sugieren que un mejor cumplimiento del código de BGC contribuye a la eficiencia informativa de los precios en el mercado y, por ende, a una menor volatilidad en los retornos al permitir un mejor ajuste de los modelos financieros utilizados por los inversionistas.

En vista de las limitaciones impuestas a nuestra investigación por la iliquidez de la bolsa peruana y por la subjetividad y escasez de los índices de BGC disponibles, que pueden llevar a estimaciones significativamente distintas según los criterios usados, recomendamos que futuras investigaciones desarrollen estimadores econométricos que perfeccionen el conocimiento sobre el efecto del BGC en la volatilidad de los retornos y la calidad del mercado bursátil.

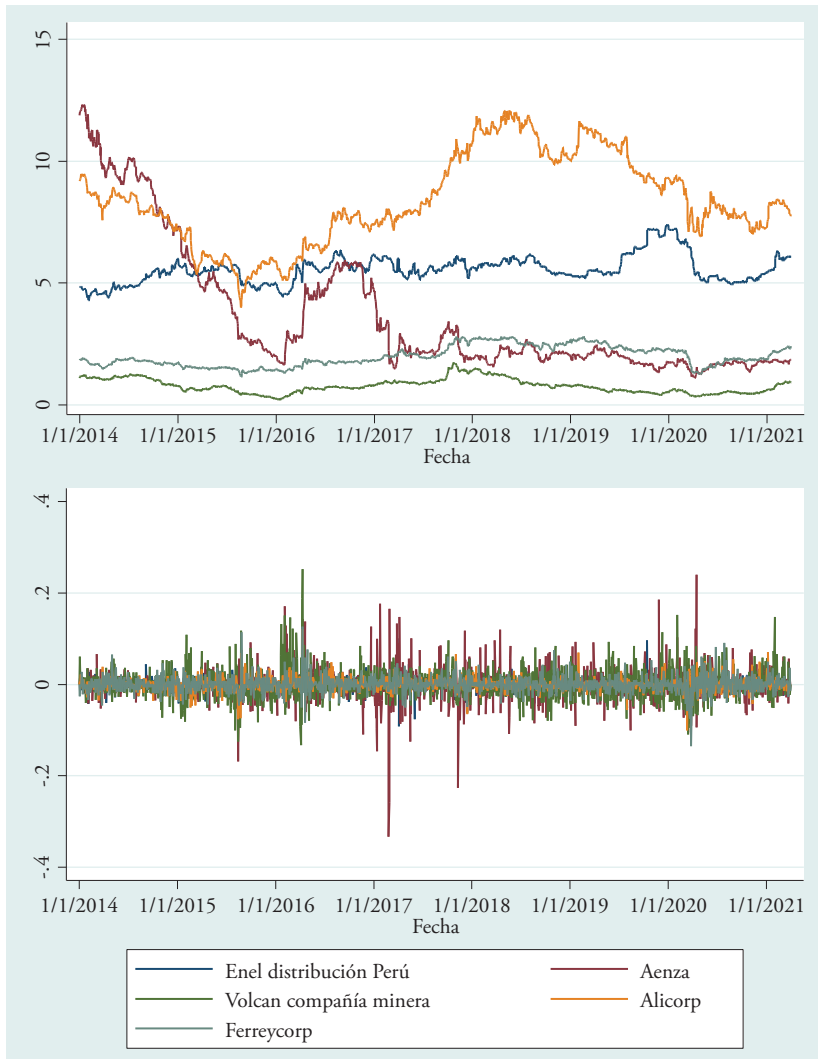
Referencias

- Albuquerque, R. A., & Wang, N. (2008). Agency conflicts, investment, and asset pricing. *Journal of Finance*, 63(1), 1-40. doi: 10.1111/j.1540-6261.2008.01309.x
- Aloui, M., & Jarboui, A. (2018). The effects of corporate governance on the stock return volatility: During the financial crisis. *International Journal of Law and Management*, 60(2), 478-495. doi: 10.1108/IJLMA-01-2017-0010
- Arteaga, J. R., Erasquin, A., Fuenzalida, D., & Mongrut, S. (2013). Good corporate governance: Does it pay in Peru? *Journal of Business Research*, 66(10), 1759-1770. doi:10.1016/j.jbusres.2013.01.008
- Bushee, B. Y., & Noe, C. F. (2000). Corporate disclosure practices, institutional investors and stock return volatility. *Journal of Accounting Research*, 38 (Supplement 2000), 171-202. doi:10.2307/2672914
- Casas, C. (2019). *Impacto del buen gobierno corporativo en diferentes variables bursátiles*. Bolsa de Valores de Lima. https://documents.bvl.com.pe/ipgc/Impacto_BGC.pdf
- Chong, A., Izquierdo, A., Micco, A., & Panizza, U. (2003). *Corporate governance and private capital flows to Latin America*. Inter-American Development Bank Research Department Working Paper 482. <https://publications.iadb.org/.../Corporate-Governance-and-Private-Capital-Flows-to-Latin-America.pdf>
- Claessens, S. (2006). Corporate governance and development. *The World Bank Research Observer*, 21(1), 91-122. doi:10.1093/wbro/lkj004
- Du, J., & Wei, S. J. (2004). Does insider trading raise market volatility? *The Economic Journal*, 114(498), 916-942. doi:10.1111/j.1468-0297.2004.00249.x
- Erdag, E., & Mugaloglu, Y. (2013). Corporate governance, transparency and stock return volatility: Empirical evidence from the Istanbul Stock Exchange. *Journal of Applied Economics and Business Research*, 3(4), 207-221. http://www.aebrjournal.org/uploads/.../joaebDecember2013_207_221.pdf
- Ferreira, M., & Laux, P. (2007). Corporate governance, idiosyncratic risk and information flow. *Journal of Finance*, 62(2), 951-989. doi:10.1111/j.1540-6261.2007.01228.x
- Gagnon, L., & Jeanneret, A. (2020). Does corporate governance impact equity volatility? Theory and worldwide evidence. *Northern Finance Association*. <https://portal.northernfinanceassociation.org/viewp.php?n=2240005096>
- Lee, C., Chung, K. H., & Yang, S. (2016). Corporate governance and the informational efficiency of prices. *Financial Management*, 45(1), 239-260. <https://www.jstor.org/stable/24736523>
- OECD. (1999). *Principles of corporate governance*. Meeting of the OECD Council at Ministerial Level. Organization for Economic Co-operation and Development. [https://www.oecd.org/officialdocuments/publicdisplaydocumentpdf/?cote=C/MIN\(99\)6&docLanguage=En](https://www.oecd.org/officialdocuments/publicdisplaydocumentpdf/?cote=C/MIN(99)6&docLanguage=En)
- Rogers, P., & Securato, J. (2009). Corporate governance and volatility in the capital markets: Brazil case study. *Corporate Ownership and Control*, 7(1), 43-54. doi:10.22495/cocv7i1p4

- Ross, S. A. (1989). Information and volatility: No arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *Journal of Finance*, 44(1), 1-17. doi:10.2307/2328272
- S&P Dow Jones. (2021). *S&P/BVL Peru Índices. Metodología*. Standard & Poor's Global Inc. [https://s3.us-east-1.amazonaws.com/site.documents.cdn.prod.bvl.com.pe/methodology-sp-bvl-peru-indices-spanish_\(Ene2021\)\[1595\].pdf](https://s3.us-east-1.amazonaws.com/site.documents.cdn.prod.bvl.com.pe/methodology-sp-bvl-peru-indices-spanish_(Ene2021)[1595].pdf)
- SMV. (2013). *Código de buen gobierno corporativo para las sociedades peruanas*. Superintendencia del Mercado de Valores. https://www.smv.gob.pe/uploads/codbgc2013%20_2_.pdf
- SMV. (2014). Resolución SMV N.º 012-2014-SMV/01. Superintendencia del Mercado de Valores. [https://www.smv.gob.pe/ConsultasP8/temp/RSMV_012-2014_\(Reporte_BGC\).pdf](https://www.smv.gob.pe/ConsultasP8/temp/RSMV_012-2014_(Reporte_BGC).pdf)
- Vinte, C., Ausloos, M., & Feliz, T. (2021). A volatility estimator of stock market indices based on the intrinsic entropy model. *Entropy*, 23(4), 484. doi:10.3390/e23040484
- Zhu, W. (2010). Corporate governance and insider trading regulation efficiency. *Frontiers of Business Research in China*, 4(2), 306-324. doi:10.1007/s11782-010-0014-2

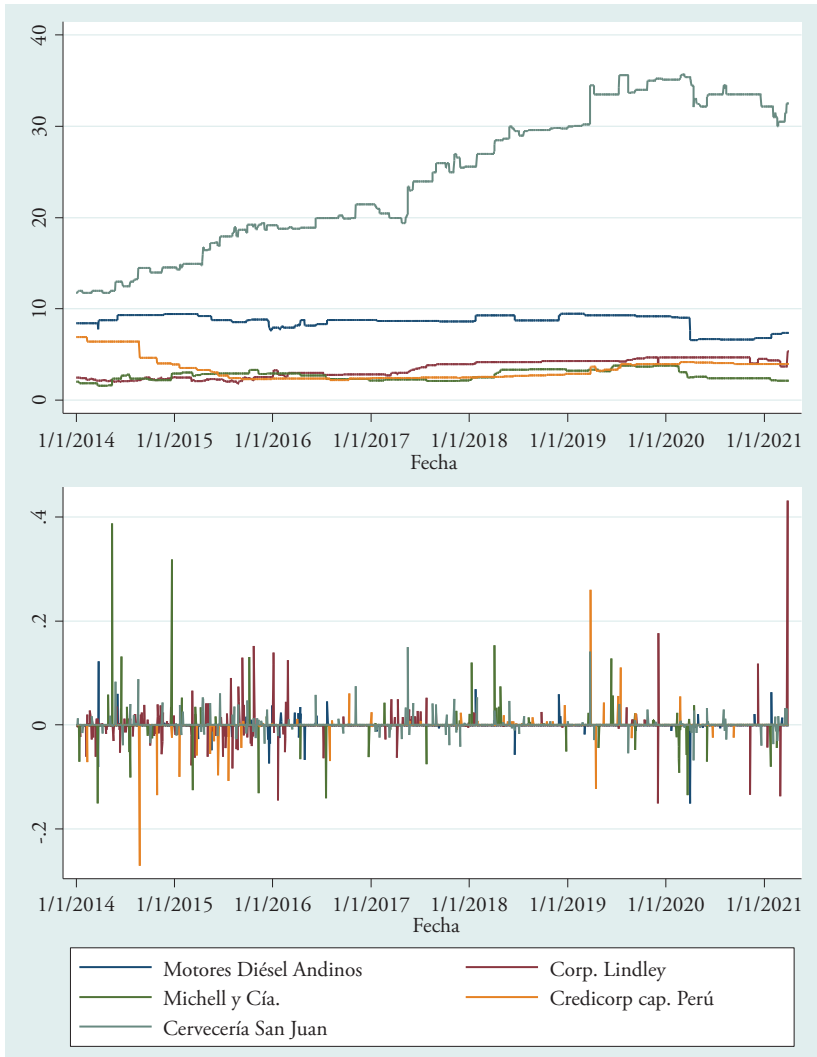
Anexos

Anexo 1
Cinco empresas en la BVL con mayor liquidez: precios y retornos



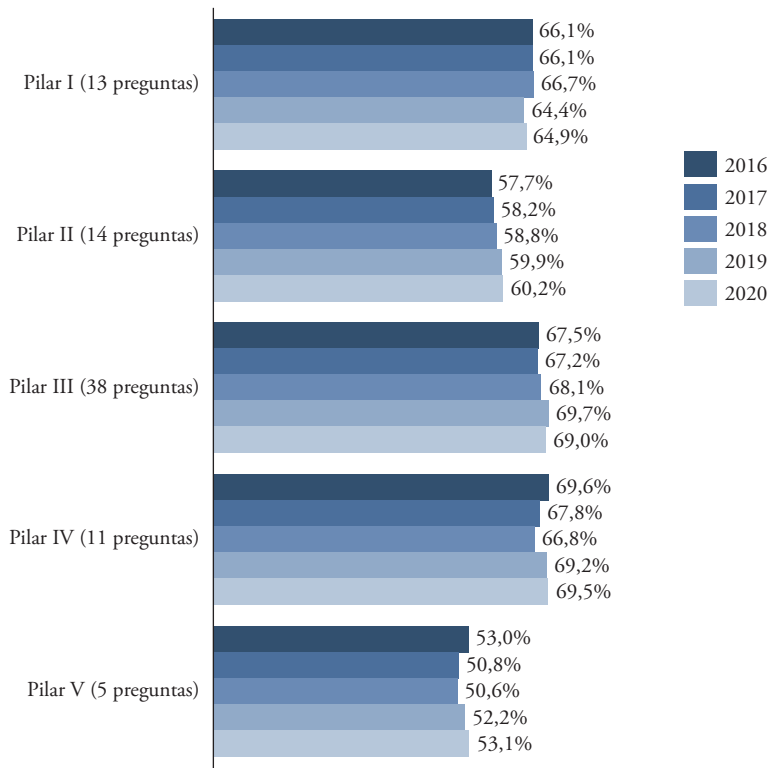
Fuente: Bloomberg. Elaboración propia, 2021.

Anexo 2 Cinco empresas en la BVL con menor liquidez: precios y retornos



Fuentes: Bloomberg. Elaboración propia, 2021.

Anexo 3 Evolución de preguntas respondidas por pilar de BGC



Fuente: SMV. Elaboración propia, 2021.

Anexo 4
Descripción estadística del BGC por sector y año para toda la muestra

Sector	N.º	Media	Desv. est.	Mínimo	Máximo
Agrario	56	54,929	4,389	47	68
Bancos y financieras	42	61,69	7,216	45	74
Diversas	151	54,344	16,505	24	85
Industriales	160	59,394	12,780	28	83
Míneras	75	52,333	15,308	20	80
Míneras de inversión	6	49,167	1,722	47	51
Seguros	30	58,133	8,110	45	76
Servicios públicos	72	50,972	11,725	28	77

Período	N.º	Media	Desv. est.	Mínimo	Máximo
2015	95	54,8	11,995	27	79
2016	96	55,063	13,215	26	81
2017	99	56,495	13,884	26	83
2018	100	56,39	14,215	22	85
2019	101	56	13,775	22	83
2020	101	55,743	13,314	20	83

Fuente: Bloomberg. Elaboración propia. 2021.

Anexo 5
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos, controlando por período para la muestra de 48 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score</i> de BGC	-0,00101 (0,00113)	-0,00264* (0,00155)	-0,00241 (0,00155)	-0,00472*** (0,00165)
Retornos anualizados	0,0686*** (0,0201)	0,0614*** (0,0191)	0,0579*** (0,0191)	0,0774*** (0,0162)
Volumen promedio negociado		0,0276* (0,0149)	0,0282* (0,0145)	0,0340*** (0,0124)
<i>Debt to equity</i>		0,0657* (0,0341)	0,0650* (0,0363)	0,0624 (0,0460)
Ratio corriente		-0,0197** (0,00918)	-0,0187** (0,00880)	-0,0189*** (0,00641)
<i>Interest coverage ratio</i>		-5,91e-07 (9,85e-07)	-8,91e-07 (1,04e-06)	-1,31e-06** (6,15e-07)
Retorno sobre activos			-0,0420 (0,145)	-0,0583 (0,262)
Margen operativo			0,0137*** (0,00301)	0,00475 (0,0998)
<i>Earnings per share</i>				0,000705 (0,00689)
<i>Price to earnings</i>				-0,000706*** (0,000184)
Capitalización de mercado				8,90e-06 (6,66e-06)
Constante	0,367*** (0,0700)	0,461*** (0,0959)	0,445*** (0,0962)	0,546*** (0,101)
Observaciones	281	235	234	168
R ²	0,234	0,442	0,452	0,550
N.º de empresas	48	42	42	37
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	X	X	X	X
F-Stat	15,25	17,23	634,9	1865

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de enero a diciembre para empresas líquidas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Elaboración propia, 2021.

Anexo 6
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos, controlando por
período para la muestra de 101 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score</i> de BGC	-0,00152 (0,00145)	-0,00347* (0,00187)	-0,00390** (0,00194)	-0,00251 (0,00200)
Retornos anualizados	0,00126*** (0,000157)	0,00126*** (0,000154)	0,00125*** (0,000137)	0,0936** (0,0432)
Volumen promedio negociado		0,0340** (0,0129)	0,0332*** (0,0124)	0,0418*** (0,0142)
<i>Debt to equity</i>		0,0480 (0,0394)	0,0930** (0,0454)	0,0130 (0,0559)
Ratio corriente		-0,0131 (0,0128)	-0,0210 (0,0132)	-0,0176* (0,00994)
<i>Interest coverage ratio</i>		7,83e-07 (3,36e-06)	-4,10e-06* (2,44e-06)	-6,74e-07 (1,00e-06)
Retorno sobre activos			0,955*** (0,331)	-0,306 (0,372)
Margen operativo			0,00591 (0,0104)	0,0229 (0,115)
<i>Earnings per share</i>				0,00155 (0,0102)
<i>Price to earnings</i>				-0,000750*** (0,000229)
Capitalización de mercado				9,83e-06 (6,15e-06)
Constante	0,304*** (0,0794)	0,434*** (0,108)	0,427*** (0,110)	0,437*** (0,124)
Observaciones	592	477	455	231
R ²	0,792	0,821	0,839	0,622
N.º de empresas	101	85	82	59
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	X	X	X	X
F-Stat	10,36	7,922	9,428	376,1

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de enero a diciembre para todas las empresas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Elaboración propia, 2021.

Anexo 7
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos, con *dummy* de BGC para la muestra de 48 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Dummy</i> de BGC	-0,0178 (0,0175)	-0,0565* (0,0292)	-0,0550* (0,0297)	-0,0972*** (0,0320)
Retornos anualizados	0,0596*** (0,0140)	0,0645*** (0,0151)	0,0640*** (0,0153)	0,0806*** (0,0144)
Volumen promedio negociado	0,0281* (0,0155)	0,0277* (0,0147)	0,0280* (0,0144)	0,0318** (0,0117)
<i>Debt to equity</i>		0,0862*** (0,0301)	0,0833** (0,0322)	0,0637** (0,0295)
Ratio corriente		-0,0115 (0,0109)	-0,0104 (0,0108)	-0,0128 (0,00954)
<i>Interest coverage ratio</i>		-2,07e-06 (1,46e-06)	-2,20e-06* (1,27e-06)	-3,45e-06*** (6,39e-07)
Retorno sobre activos			-0,141 (0,167)	-0,343 (0,308)
Margen operativo			0,0124*** (0,00333)	0,150 (0,126)
<i>Earnings per share</i>				-0,00172 (0,00776)
<i>Price to earnings</i>				-0,000663*** (0,000157)
Capitalización de mercado				4,83e-06 (6,18e-06)
Constante	0,266*** (0,0102)	0,262*** (0,0258)	0,265*** (0,0277)	0,267*** (0,0348)
Observaciones	281	235	234	168
R ²	0,299	0,374	0,383	0,477
N.º de empresas	48	42	42	37
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	8,726	6,406	10,36	1587

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de enero a diciembre para empresas líquidas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Elaboración propia, 2021.

Anexo 8
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos, con *dummy* de BGC para la muestra de 101 empresas

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Dummy</i> de BGC	-0,00465 (0,0262)	-0,0172 (0,0303)	-0,0165 (0,0321)	-0,0561* (0,0285)
Retornos anualizados	0,00127*** (0,000160)	0,00127*** (0,000159)	0,00125*** (0,000143)	0,0965** (0,0402)
Volumen promedio negociado	0,0267** (0,0104)	0,0342** (0,0132)	0,0348*** (0,0125)	0,0415*** (0,0132)
<i>Debt to equity</i>		0,0497 (0,0411)	0,0950* (0,0483)	0,0271 (0,0529)
Ratio corriente		-0,00992 (0,0115)	-0,0153 (0,0124)	-0,00730 (0,0117)
<i>Interest coverage ratio</i>		5,37e-07 (3,00e-06)	-4,25e-06*** (1,20e-06)	-2,13e-06** (9,68e-07)
Retorno sobre activos			1,012*** (0,358)	-0,529 (0,379)
Margen operativo			0,00375 (0,0103)	0,0516 (0,134)
<i>Earnings per share</i>				0,000976 (0,0102)
<i>Price to earnings</i>				-0,000742*** (0,000218)
Capitalización de mercado				6,55e-06 (6,23e-06)
Constante	0,224*** (0,0135)	0,241*** (0,0286)	0,193*** (0,0382)	0,277*** (0,0383)
Observaciones	591	477	455	231
R ²	0,793	0,815	0,833	0,605
N.º de empresas	101	85	82	59
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	23,15	12,35	13,28	581,6

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de enero a diciembre para todas las empresas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Elaboración propia, 2021.

Anexo 9
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos, con estimador Range GK para la muestra con 48 empresas de marzo a marzo

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score</i> de BGC	-0,00120* (0,000609)	-0,00253*** (0,000749)	-0,00248*** (0,000757)	-0,00301*** (0,00101)
Retornos anualizados	0,0206*** (0,00399)	0,0210*** (0,00435)	0,0214*** (0,00434)	0,0276*** (0,00443)
Volumen promedio negociado	0,00107 (0,00282)	0,000709 (0,00260)	0,000746 (0,00254)	0,0148* (0,00869)
<i>Debt to equity</i>		0,0249** (0,0122)	0,0226* (0,0126)	0,0199 (0,0174)
Ratio corriente		-0,00289 (0,00523)	-0,00250 (0,00523)	-0,00803* (0,00407)
<i>Interest coverage ratio</i>		-1,70e-06*** (5,90e-07)	-1,56e-06** (5,89e-07)	-8,37e-07** (3,27e-07)
Retorno sobre activos			-0,0823 (0,0664)	-0,131 (0,171)
Margen operativo			0,00373** (0,00143)	0,0802 (0,0709)
<i>Earnings per share</i>				0,00604 (0,00421)
<i>Price to earnings</i>				-2,72e-05 (0,000133)
Capitalización de mercado				4,67e-06 (3,11e-06)
Constante	0,211*** (0,0376)	0,289*** (0,0460)	0,290*** (0,0472)	0,288*** (0,0618)
Observaciones	281	235	234	168
R ²	0,091	0,153	0,158	0,343
N.º de empresas	48	42	42	37
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	11,45	6,998	16,99	5661

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de marzo a marzo del siguiente año para empresas líquidas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Elaboración propia, 2021.

Anexo 10
Regresión por efectos fijos sobre las volatilidades de los retornos, con estimador
Range GK para la muestra con 101 empresas de marzo a marzo

VARIABLES	(1) Caso base	(2) Ratios de solvencia y liquidez	(3) Ratios de eficiencia y rentabilidad	(4) Ratios de valorización
<i>Score de BGC</i>	-0,000729 (0,000768)	-0,00194** (0,000953)	-0,00218** (0,00105)	-0,00255*** (0,000935)
Retornos anualizados	-6,23e-06 (1,62e-05)	-6,19e-06 (1,65e-05)	-2,02e-05** (7,79e-06)	0,0202*** (0,00321)
Volumen promedio negociado	0,00363* (0,00198)	0,00291 (0,00278)	0,00351 (0,00264)	0,0163*** (0,00456)
<i>Debt to equity</i>		0,0260* (0,0135)	0,0498** (0,0238)	0,00168 (0,0203)
Ratio corriente		0,00335 (0,00399)	0,00159 (0,00453)	-0,00847* (0,00486)
<i>Interest coverage ratio</i>		2,42e-07 (1,89e-06)	-4,62e-06* (2,57e-06)	-9,46e-07** (3,73e-07)
Retorno sobre activos			1,085* (0,603)	-0,111 (0,137)
Margen operativo			-0,0155 (0,0141)	0,0670 (0,0640)
<i>Earnings per share</i>				0,00462 (0,00466)
<i>Price to earnings</i>				-5,01e-06 (0,000150)
Capitalización de mercado				4,89e-06 (3,15e-06)
Constante	0,148*** (0,0428)	0,202*** (0,0490)	0,172*** (0,0618)	0,255*** (0,0567)
Observaciones	591	477	455	231
R ²	0,002	0,006	0,149	0,435
N.º de empresas	101	85	82	59
Efectos fijos por empresa	X	X	X	X
Efectos fijos por período	-	-	-	-
F-Stat	1,635	1,630	83,18	153,2

Notas. Volatilidades anualizadas de los retornos de marzo a marzo del siguiente período para todas las empresas. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Elaboración propia, 2021.

Anexo 11

Estimaciones Egarch para una empresa del grupo con altos puntajes de BGC (Aenza) y otra del grupo con bajo puntaje (ENEL Distribución)

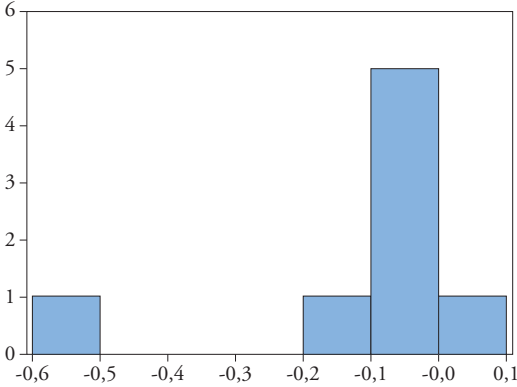
Dependent Variable: AENZA_S_A_A_ Method: ML - ARCH Date: 11/02/21 Time: 01:24 Sample (adjusted): 1/08/2014 4/01/2021 Included observations: 1887 after adjustments Convergence achieved after 25 iterations MA Backcast: 1/01/2014 1/07/2014 Presample variance: backcast (parameter = 0.7) $\text{LOG}(\text{GARCH}) = C(5) + C(6) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + C(7)$ $* \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(8) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.337352	0.016508	20.43594	0.0000
AR(5)	0.637246	0.015440	41.27304	0.0000
MA(1)	-0.326013	0.011049	-29.50740	0.0000
MA(5)	-0.670483	0.010797	-62.09689	0.0000
Variance Equation				
C(5)	-0.163605	0.010173	-16.08220	0.0000
C(6)	0.122763	0.007679	15.98737	0.0000
C(7)	-0.059631	0.005455	-10.93044	0.0000
C(8)	0.988310	0.001211	815.9275	0.0000
R-squared	0.002979	Mean dependent var	-0.000515	
Adjusted R-squared	0.001390	S.D. dependent var	0.031186	
S.E. of regression	0.031164	Akaike info criterion	-4.357860	
Sum squared resid	1.828776	Schwarz criterion	-4.334362	
Log likelihood	4119.641	Hannan-Quinn criter.	-4.349207	
Durbin-Watson stat	1.826898			
Inverted AR Roots	.99 -.68+.53i	.35+.86i .35-.86i	-.68-.53i	
Inverted MA Roots	1.00 -.69+.54i	.35+.87i .35-.87i	-.69-.54i	

Dependent Variable: ENEL_DISTRIBUCION_PERU_S_A_A_ Method: ML - ARCH Date: 11/02/21 Time: 01:24 Sample (adjusted): 1/02/2014 4/01/2021 Included observations: 1891 after adjustments Convergence achieved after 179 iterations MA Backcast: 1/01/2014 1/07/2014 Presample variance: backcast (parameter = 0.7) $\text{LOG}(\text{GARCH}) = C(3) + C(4) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + C(5)$ $* \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(6) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.490657	0.195289	2.512462	0.0120
MA(1)	-0.390387	0.206944	-1.886443	0.0592
Variance Equation				
C(3)	-1.123223	0.072291	-15.53748	0.0000
C(4)	0.175614	0.009177	19.13703	0.0000
C(5)	-0.018977	0.007191	-2.639155	0.0083
C(6)	0.886250	0.007543	117.4892	0.0000
R-squared	0.010993	Mean dependent var	0.000177	
Adjusted R-squared	0.010469	S.D. dependent var	0.011026	
S.E. of regression	0.010968	Akaike info criterion	-6.271932	
Sum squared resid	0.227249	Schwarz criterion	-6.254339	
Log likelihood	5936.112	Hannan-Quinn criter.	-6.265454	
Durbin-Watson stat	1.982962			
Inverted AR Roots	.49			
Inverted MA Roots	.39			

Elaboración propia, 2021.

Anexo 12

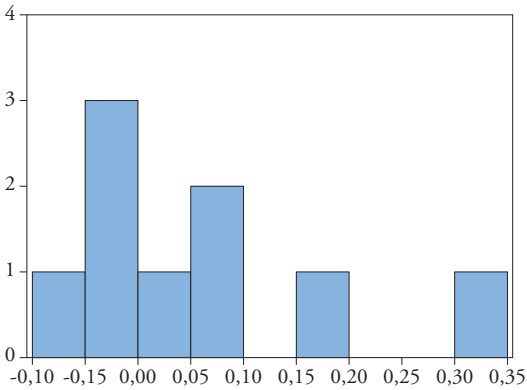
Histogramas de coeficientes significativos de la variable efecto *leverage* por grupos de empresas con mayor (Top10) o menor (Bottom10) *score* de BGC



Series: TOP10
Sample 1/01/2014 4/01/2021
Observations 8

Mean -0,113125
Median -0,057169
Maximum 0,049731
Minimum -0,580360
Std. Dev. 0,193751
Skewness -2,027651
Kurtosis 5,611223

Jarque-Bera 7,754652
Probability 0,020706



Series: BOTTOM10
Sample 1/01/2014 4/01/2021
Observations 9

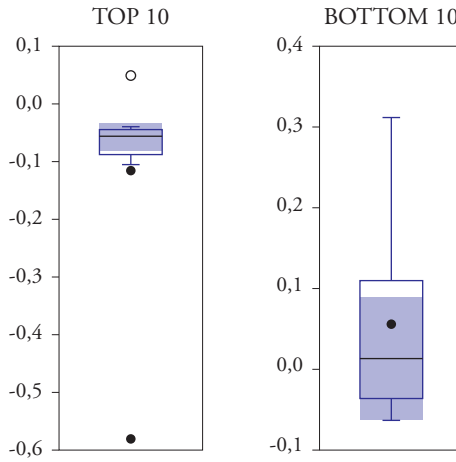
Mean 0,054407
Median 0,010064
Maximum 0,313228
Minimum -0,064304
Std. Dev. 0,124736
Skewness 1,089548
Kurtosis 3,014232

Jarque-Bera 1,780749
Probability 0,410502

Elaboración propia, 2021.

Anexo 13

Box-Plots de coeficientes significativos de la variable efecto *leverage* por grupos de empresas con mayor (Top 10) o menor (Bottom 10) score de BGC



Transferencias monetarias condicionadas y autoempleo: el caso del programa Juntos en Perú¹

Samantha Valeria Guillén Luna

María Fe Mendoza Segura

Introducción

Los programas de transferencias monetarias condicionadas (CCT por sus siglas en inglés) han sido considerados como «el nuevo instrumento contra la pobreza favorito del mundo» (*The Economist*, 2010). Surgidos en Latinoamérica, parten de la premisa de que la transmisión intergeneracional de la pobreza es causada por la inversión subóptima en salud y educación (Fiszbein *et al.*, 2009; Maluccio, 2010). Así, esos programas entregan un incentivo monetario a los hogares beneficiarios bajo la condición de que estos inviertan en la formación del capital humano de sus hijos.

Los CCT se han hecho populares debido a las múltiples evidencias de su efectividad, provistas por estudios que han encontrado resultados positivos en indicadores de educación (Behrman, Parker, & Todd, 2011; Millán *et al.*, 2019; Schultz, 2004) y salud (Barham, 2011; Fernald, Gertler, & Neufeld, 2008; Gertler, 2004). Además, otras investigaciones han encontrado que los CCT promueven la inversión en activos productivos (Gertler, Martínez, & Rubio-Codina, 2012; Todd, Winters, & Hertz, 2010) y fomentan tanto los microemprendimientos como los ingresos por autoempleo (Bianchi & Bobba, 2013; Lichand, 2010; Gertler *et al.*, 2012).

En 2005 fue creado en el Perú el Programa Nacional de Apoyo Directo a los Más Pobres, abreviadamente denominado programa Juntos, el cual

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2021. Las autoras agradecen profundamente a su asesor, el profesor Manuel Barrón, por su tiempo y retroalimentación constante.

entrega bimensualmente S/ 200 a familias pobres del país, condicionado a compromisos en materia de salud, nutrición y educación. El programa Juntos está destinado a hogares en condición de pobreza o pobreza extrema según el Sistema de Focalización de Hogares (Sisfoh), con gestantes o hijo(a)s entre 0 y 19 años que aún no hayan acabado la secundaria. Además de esa priorización individual, Juntos sigue criterios de focalización geográfica al seleccionar distritos con alta concentración de hogares pobres.

Por otro lado, el autoempleo es la fuente predominante de trabajo en el Perú. La Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) de 2016 reveló que 6,5 millones de trabajadores son autoempleados, lo cual representa el 45% de la población ocupada. Se recurre al autoempleo principalmente por necesidad económica (INEI, 2020) y como posible solución o atenuante del desempleo y la pobreza (Banerjee & Duflo, 2007). Sin embargo, debido a las decisiones económicas subóptimas generadas por las restricciones financieras y cargas cognitivas que enfrentan los hogares pobres, estos serían menos capaces de autoemplearse exitosamente.

En ese sentido, si bien el autoempleo puede ser visto como una forma de salir de la pobreza, también debe considerarse la productividad de este tipo de ocupaciones. Por ello, en la presente investigación nos preguntamos si los hogares receptores de Juntos pueden percibir mayores ingresos provenientes del autoempleo, mediante la reducción de sus restricciones financieras y cargas cognitivas que posibilitaría tal programa. Así, buscamos dar luces sobre si Juntos, a través del autoempleo, puede ser un instrumento de lucha contra la pobreza con efectos sostenidos en la calidad de vida de sus beneficiarios.

1. Revisión de literatura

1.1 Autoempleo en países en vías de desarrollo

Los altos niveles de pobreza y desempleo o subempleo son problemas que caracterizan a países en vías de desarrollo (Fields, 2019), donde muchas personas recurren al autoempleo como vía de solución o reducción de tales problemas (Banerjee & Duflo, 2007). Los especialistas definen este fenómeno como autoempleo por necesidad (Block & Wagner, 2007; Reynolds *et al.*, 2005), muy presente en los mercados laborales de países en vías de desarrollo (Kremer, Rao, & Schilbach, 2019). Sin embargo, si bien el autoempleo permite generar ingresos, no siempre es efectivo para salir de la pobreza, ya que suele darse en condiciones de baja productividad (Fields, 2019).

Algunas investigaciones explican las fuentes de dicha productividad baja, la cual, para Banerjee y Duflo (2007), se debería en parte a la falta de especialización y pequeña escala de los negocios. Para otros autores, se debería al bajo capital humano gerencial que conlleva una gestión deficiente (La Porta & Shleifer, 2008; Calderón, Iacovone, & Juárez, 2016). Pero estas investigaciones dejan de lado los sesgos cognitivos que afectan las decisiones económicas, especialmente en condiciones de pobreza.

1.2 Pobreza, decisiones económicas y productividad

Los estudios recientes reevalúan la dirección de causalidad entre bajos ingresos y pobreza. Los ingresos bajos generan pobreza, obviamente; sin embargo, es probable que la pobreza reduzca la capacidad de generar ingresos al perjudicar la productividad (Kaur *et al.*, 2021). Lo cual, cuando los ingresos dependen directamente de la productividad, como es el caso del autoempleo, generaría un círculo vicioso que dificulta librarse de la pobreza en el largo plazo (Haushofer & Fehr, 2014; Kaur *et al.*, 2021; Mani *et al.*, 2013).

1.2.1 Cargas cognitivas

La pobreza suele estar atormentada por preocupaciones resultantes de las restricciones financieras. Estas preocupaciones, que pueden surgir por ejemplo de un gasto no planificado, generan cargas cognitivas como estrés y afecciones negativas (Chemin, De Laat, & Haushofer, 2013; Haushofer & Fehr, 2014), y ocupan gran parte de la capacidad cognitiva de los pobres (Mullainathan & Shafir, 2013), cuyas funciones ejecutivas –como atención y memoria– son absorbidas por esas cargas, reduciéndose así su habilidad de enfocarse en otras tareas (Adamkovič & Martončík, 2017; Mani *et al.*, 2013). Inversamente, cuando se relajan las restricciones financieras, la productividad de los trabajadores aumenta (Kaur *et al.*, 2021), porque pueden prestar más atención a las actividades productivas (Banerjee & Mullainathan, 2008).

1.2.2 Sesgo hacia el presente y aversión al riesgo

Haushofer y Fehr (2014) encuentran que los pobres son más propensos a descontar pagos futuros y más adversos al riesgo que los no pobres, debido a las cargas cognitivas que enfrentan. Similarmente, Liu *et al.* (2012) señalan que las afecciones negativas, como preocupaciones por restricciones financieras, darían lugar a preferir menores pagos inmediatos en lugar de pagos futuros

más altos. Asimismo, Carvalho, Meier y Wang (2016) concluyen que, en situaciones en las que se enfrentan más restricciones de liquidez, los individuos tendrían un sesgo hacia el presente.

Cabe mencionar que el sesgo hacia el presente y la aversión al riesgo no serían preferencias intrínsecas del individuo, sino producto de la pobreza (Carvalho *et al.*, 2016). Aunque dos individuos tengan las mismas preferencias, si uno es pobre y el otro no, sus decisiones económicas pueden diferir debido a las restricciones financieras que enfrentan. Así, los pobres tienden a priorizar los beneficios de corto plazo, porque sus necesidades apremiantes copan sus decisiones y merman su capacidad de invertir a largo plazo (Adamkovič & Martončík, 2017; Haushofer & Fehr, 2014).

1.3 Efectos de las transferencias monetarias condicionadas

1.3.1 Consumo, ahorro e inversión

Hay evidencia empírica de que las transferencias monetarias condicionadas aumentan el consumo de las familias beneficiarias, tanto en el corto plazo (Attanasio & Mesnard, 2006; Fiszbein *et al.*, 2009) como en el largo plazo (Gertler *et al.*, 2012). Pero el incremento del consumo sería menor, en términos absolutos, que el monto de la transferencia. Al respecto, tanto Attanasio y Mesnard (2006) como Fiszbein *et al.* (2009) argumentan que parte de la transferencia puede ser ahorrada, probablemente con fines de inversión en actividades productivas o reducción de deudas.

Para los casos de los programas Juntos en el Perú y Progresá en México, se ha encontrado que los hogares beneficiarios invierten en animales de carga, ganado, uso de tierra y producción de cultivos (Gertler *et al.*, 2012; Todd, Winters, & Hertz, 2010; Zegarra, 2015; Cirillo & Giovannetti, 2018). Así, estas inversiones les permitirían contar con mayores ingresos y lograr un mejor nivel de vida, incluso si no continuaran recibiendo la transferencia.

1.3.2 Microemprendimientos y autoempleo: las restricciones financieras

También hay evidencia empírica del efecto positivo de las CCT sobre el autoempleo (Bianchi & Bobba, 2013; Lichand, 2010; Gertler *et al.*, 2012; Ribas, 2019). El programa Progresá habría aumentado la probabilidad de convertirse en emprendedor (Bianchi & Bobba, 2013), en especial fuera de actividades de campo (Gertler *et al.*, 2012). Mientras que, para el caso de una transferencia incondicionada, Haushofer y Shapiro (2016) señalan que los hogares tratados aumentaron sus ingresos por autoempleo, pero no encontraron un

efecto significativo sobre los beneficios netos del negocio ni la probabilidad de tener una empresa no agrícola.

En tal sentido, la literatura ha buscado explicar el rol de las CCT a través del relajamiento de las restricciones financieras al empezar un negocio (Bianchi & Bobba, 2013; Fernald *et al.*, 2008; Lichand, 2010; Gertler *et al.*, 2012; Ribas, 2019). Por un lado, la restricción de liquidez hace que los hogares pobres usualmente no tengan el capital suficiente para solventar la inversión inicial requerida. Por el otro lado, la restricción de cobertura de riesgo implica que dichos hogares buscan tener menos incertidumbre sobre sus ingresos futuros. Esta restricción es relajada por las CCT, pues dan certeza de contar con un ingreso fijo en el futuro, haciendo así que los hogares estén más dispuestos a asumir el riesgo de emprender. Pero la evidencia no es concluyente sobre la importancia relativa del rol de las CCT respecto a cada una de esas dos restricciones (Bianchi & Bobba, 2013; Lichand, 2010).

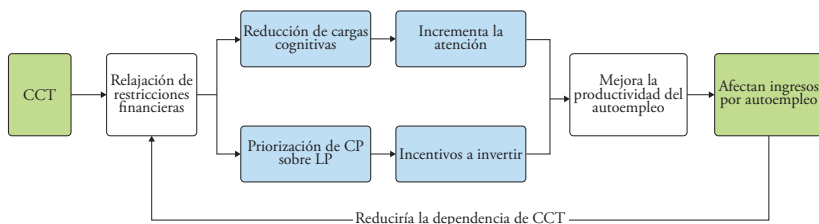
Con base en la literatura revisada, se deduce que el autoempleo en Latinoamérica es generalmente poco productivo y rentable, posiblemente debido al entorno de pobreza en que surge. Si bien hay estudios sobre la relación entre CCT y autoempleo, no hemos encontrado ninguno que la analice para el caso del programa Juntos. Por ello, el presente trabajo busca contribuir a la literatura indagando si dicho programa contribuye a mejorar el bienestar de sus beneficiarios promoviendo su obtención de ingresos por autoempleo. Específicamente, abordamos esa pregunta a través del análisis de sesgos cognitivos.

2. Marco analítico

La hipótesis de nuestra investigación es que la transferencia CCT del programa Juntos contribuye a que los hogares beneficiarios incrementen sus ingresos por autoempleo. Nuestro marco analítico plantea que esa relación positiva opera a través de los mecanismos de transmisión esquematizados en la figura 1 y explicados a continuación.

Recibir la transferencia relaja las restricciones financieras que los hogares pobres enfrentan, debido a la recepción de un ingreso fijo mensual. Esto tiene dos efectos: por un lado, reduce las preocupaciones y el estrés de los beneficiarios; es decir, reduce sus cargas cognitivas permitiéndoles prestar más atención a otras tareas; y, por otro lado, reduce la priorización del corto plazo sobre el largo plazo, llevando a decisiones económicas menos subóptimas y aumentando la inversión. Ambos efectos aumentan la productividad laboral y los ingresos del autoempleo.

Figura 1
Mecanismos de transmisión del marco analítico



Elaboración propia, 2021.

2.1 Autoempleo

Parker (2004) define al autoempleo como la ocupación de «aquellos individuos que no ganan sueldo o salario, pero perciben ingresos ejerciendo su profesión o un negocio por cuenta propia y a su propio riesgo» (p. 5). Siguiendo la clasificación de la Organización Internacional del Trabajo, el autoempleo abarca a empleadores, trabajadores independientes y miembros contribuyentes de la familia. Aunque los trabajadores tienen en teoría la opción de ser asalariados, la pobreza y carencias de los beneficiarios de Juntos hacen que pocos de ellos puedan optar por ser asalariados en vez de autoempleados.

2.2 Pobreza y restricciones financieras

La pobreza configura un entorno de gran escasez. Según Mullainathan y Shafir (2013), la escasez no es solo una falta de recursos, sino también una forma de pensar que afecta «cómo decidimos y nos comportamos» (p. 7). Por ello, aquí abordamos el problema de los hogares de Juntos, que están entre los más pobres del país, con un enfoque de restricciones financieras y considerando el canal conductual.

Varios estudios exploran cómo las restricciones financieras afectan a los más pobres, principalmente generando imperfecciones en el mercado de capital que impiden su flujo hacia hogares pobres (Banerjee & Newman, 1993; Galor & Zeira, 1993; Aghion & Bolton, 1997). Dadas esas imperfecciones estructurales, los hogares pobres podrían beneficiarse mucho de un relajamiento de dichas restricciones (Beck, Demirgüç-Kunt, & Levine, 2007), como el provisto por una CCT. Un beneficio de acceso no solo a recursos sino también a la posibilidad de tomar mejores decisiones.

Por un lado, la teoría del ingreso permanente de Milton Friedman enseña que los individuos buscan suavizar su consumo a lo largo de su vida. Pero el acceso nulo o costoso al crédito de un hogar pobre limita su capacidad de sustituir intertemporalmente recursos endeudándose hoy con cargo a sus ingresos futuros. Esta aguda restricción de liquidez produce una falta de capital suficiente para solventar el inicio de un negocio u otra actividad en autoempleo (Bianchi & Bobba, 2013; Evans & Jovanovic, 1989; Holtz-Eakin, Joulfaian, & Rosen, 1994; Hurst & Lusardi, 2004). Por ello, los hogares pobres responden en mayor magnitud a cambios en su ingreso disponible (Hubbard & Judd, 1986), como el resultante de la inyección de liquidez provista por una CCT.

Por otro lado, los hogares pobres son más vulnerables frente a situaciones económicas adversas. Alderman y Paxson (1994) señalan que a los hogares pobres les es más difícil lidiar con el riesgo debido a su limitada capacidad de acceder a mecanismos de cobertura (seguros). También es limitado el acceso de esos hogares a formas de autocobertura como los ahorros, debido a sus ingresos insuficientes (Dercon, 2002). Estas situaciones ejemplifican la restricción de cobertura al riesgo. Una transferencia, cuando es vista como certera y perdurable, ayudaría a relajar tal restricción actuando como un método de cobertura al riesgo. Así, promovería la incursión de dichos hogares en actividades riesgosas, como lo es un negocio u otra forma de autoempleo.

Lo anterior enseña que las restricciones financieras son especialmente relevantes para los hogares pobres. Y lo son, con mayor motivo, porque generan otro conjunto de restricciones de índole psicológica y conductual que padecen los hogares pobres.

2.3 Mecanismos de transmisión

2.3.1 Cargas cognitivas

Las cargas cognitivas son el primer mecanismo de transmisión planteado, mediante el cual las CCT afectan a los ingresos del autoempleo. Se definen como la presencia de agobios en el sistema cognitivo de un individuo (Adamkovič & Martončík, 2017). Haushofer y Fehr (2014) las clasifican en estrés y afecciones negativas, como la tristeza. Nuestra investigación está enfocada en las cargas cognitivas provenientes exclusivamente de la escasez, es decir, en las resultantes del estilo de vida y forma de pensar que la escasez impone en los individuos pobres (Mullainathan & Shafir, 2013).

A un individuo pobre, por el hecho de no contar con suficiente dinero para cubrir varias necesidades básicas, cada gasto le representa una agobiante

decisión a favor de una necesidad en lugar de otra también básica. Esto le sustrae recursos cognitivos, especialmente atención, para otras tareas como el trabajo, exponiéndolo a realizarlas con más errores o demoras; ergo, con menor productividad (Kaur *et al.*, 2021). Las CCT, al aliviar las restricciones financieras de los pobres, mejorarían su productividad porque les reducen el estrés y les permiten dedicarse más a una actividad productiva.

2.3.2 Sesgo hacia el presente y aversión al riesgo

El segundo mecanismo de transmisión reduce la preferencia por ingresos actuales sobre ingresos futuros, modificando sus dos componentes: (i) la aversión al riesgo; y (ii) el sesgo hacia el presente. Los pobres suelen encontrarse en entornos más riesgosos, y las restricciones de liquidez limitan su capacidad para lidiar con la incertidumbre (Gollier, 2002). Por ello, están menos dispuestos a asumir mayores riesgos voluntariamente y, ante la posibilidad de recibir ingresos en el presente o en el futuro, preferirían la primera opción, ya que esta relaja la restricción de liquidez y les permite satisfacer necesidades apremiantes (Haushofer & Fehr, 2014).

En particular, la pobreza desincentiva la inversión en activos productivos destinados al autoempleo, debido a que esta implicaría sacrificar ingresos presentes y asumir riesgos adicionales para obtener retornos inciertos en el futuro (Haushofer & Fehr, 2014). La menor propensión de los individuos pobres autoempleados a invertir en capital físico reduciría su productividad e ingresos.

A la luz de la literatura revisada, deducimos que el programa Juntos, al asegurar una inyección de liquidez a hogares pobres, puede reducir su aversión al riesgo y su sesgo hacia el presente, promoviendo su disposición a invertir en activos productivos, cuyos retornos futuros verían como menos inciertos, debido a la mejora en productividad e ingresos resultantes del alivio a sus cargas cognitivas.

3. Metodología y estrategia empírica

Esta investigación utilizó la metodología cuasi experimental de regresión discontinua (RD) para identificar el efecto de la recepción del programa Juntos sobre los ingresos por autoempleo. La asignación de dicho programa no es aleatoria, pues selecciona a los beneficiarios mediante un método de focalización distrital seguida por una focalización categórica, implementado por el Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social (Midis) con base en una serie de criterios socioeconómicos recolectados a partir del Sistema de Focalización

de Hogares (Sisfoh). Esta clasificación distribuye a los hogares dentro de un índice que cuenta con un punto de corte o límite para determinar la elegibilidad. La RD permite explotar esta discontinuidad, para evaluar cómo afecta la recepción de la CCT a los mecanismos de transmisión antes planteados y a los ingresos por autoempleo (Lee & Lemieux, 2010).

Sin embargo, ese punto de corte no representa un quiebre completamente claro, porque existe un problema de cumplimiento en la implementación del método de Juntos. En efecto, la focalización distrital implica que no serían beneficiarios los hogares pobres no pertenecientes a los distritos seleccionados. Además, existen problemas de identificación a nivel hogar que generan filtración y subcobertura en el programa. Ambos defectos indican que un índice por encima del punto de quiebre, aunque no garantiza que los respectivos hogares participarán en Juntos, sí incrementa la probabilidad de que lo hagan. Así, la discontinuidad se da en la **probabilidad** de participación en el programa. Por ello, nosotras recurrimos a la metodología de RD difusa, que permite un «salto» menor en la probabilidad de asignación del tratamiento (Lee & Lemieux, 2010).

En esta, para solucionar el mencionado problema de cumplimiento, incluimos como variable instrumental el índice de focalización de hogares (IFH), aprendiendo de estudios previos (Bernal, Carpio, & Klein, 2017; Guerrero, Molina, & Winkelried, 2020). El IFH es una puntuación socioeconómica calculada por el Midis mediante el promedio ponderado de indicadores de pobreza predeterminados (anexo 1). Los hogares catalogados como «pobres» son los que obtienen puntuaciones por encima de 0; por lo cual este será nuestro punto de quiebre. Si bien el IFH no predice de manera exacta la clasificación como elegible o no elegible para Juntos, esta variable mantiene la discontinuidad en la probabilidad de tratamiento. Alrededor del punto de quiebre, la clasificación puede considerarse como casi aleatoria, porque los grupos de tratamiento y de control son comparables (Lee & Lemieux, 2010). Lo cual permite evaluar la relación causal entre recibir el CCT y el incremento de los ingresos por autoempleo, realizando el análisis del IFH a nivel de hogares para poder captar los dos mecanismos de transmisión explicados previamente.

A fin de resolver la pregunta de investigación sobre el efecto de las CCT del programa Juntos sobre los ingresos por autoempleo, planteamos el siguiente modelo no paramétrico de RD difusa:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 J_i + f(D_IFH_i) + \gamma' X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$J_i = \beta_0 + \beta_1 D_IFH_i + g(D_IFH_i) + \delta' X_i + \mu_i \quad (2)$$

Y_i representa a los ingresos por autoempleo del hogar; j_i es una variable binomial que toma el valor de 1 cuando el hogar es beneficiario de Juntos y 0 de otro modo; D_IFH_i corresponde a una variable binomial que toma el valor de 1 cuando el hogar obtiene una calificación mayor a cero en el IFH y 0 de otro modo; X_i representa al vector de las variables de control; y los términos de perturbación de cada ecuación son ε_i y μ_i . Como variables de control consideramos sexo, lengua materna y educación.

En línea con la metodología usada por Guerrero, Molina y Winkelried (2020), las funciones $f(D_IFH_i)$ y $g(D_IFH_i)$ comprenden polinomios localmente lineales estimados de manera flexible. El coeficiente α_1 será un estimador consistente del efecto de Juntos sobre los ingresos por autoempleo, y este efecto será válido únicamente para las observaciones cercanas al punto de quiebre (IFH cercano a 0). Y hacemos el cálculo del margen de validez para el estimador utilizando el método propuesto por Imbens y Kalyanaraman (2012).

Con el fin de evaluar el mecanismo de transmisión de inversión en activos productivos, utilizamos la misma metodología de RD difusa no paramétrica.

$$I_i = \rho_0 + \rho_1 j_i + j(D_IFH_i) + \varphi' X_i + \omega_i \quad (3)$$

$$E_i = \theta_0 + \theta_1 j_i + \psi' X_i + \omega_i \quad (4)$$

La ecuación 3 muestra el efecto de la mayor inversión en activos productivos (I_i), resultante de la reducción del sesgo hacia el presente y de la aversión al riesgo, medido mediante ρ_1 . Para medir las cargas cognitivas, utilizamos variables sobre distintos aspectos del estado mental de los individuos, con las cuales generamos índices estandarizados mediante el método de análisis de componentes principales (PCA por sus siglas en inglés). Y, como no es posible replicar el IFH a partir de los datos disponibles, recurrimos a una regresión MCO para medir el impacto de ser beneficiario de Juntos sobre las cargas cognitivas (E_i) en la ecuación 4.

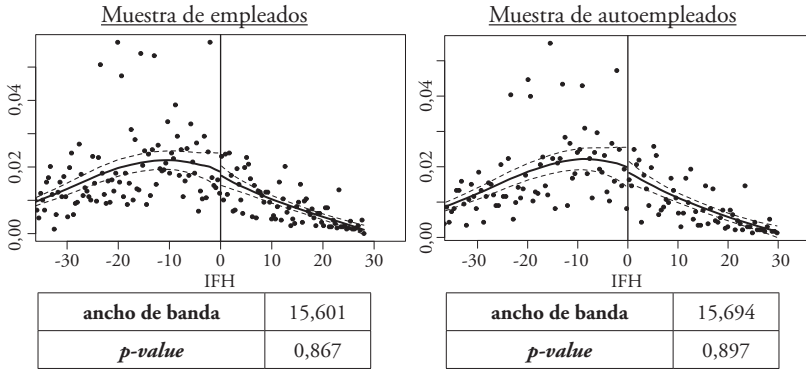
4. Análisis de resultados

4.1 Identificación

Para asegurar la validez de la metodología de regresión discontinua (RD), es necesario verificar que el índice de focalización de hogares (IFH) no sea manipulable; lo que dirigiría la asignación al programa Juntos. Al aplicar el test de McCrary (2008) al IFH (figura 2), concluimos que no se puede

rechazar la continuidad de la función de densidad ($p_{val} > 0,05$); por lo cual no existiría manipulación en la asignación del tratamiento por parte de los beneficiarios.

Figura 2
Test de McCrary para el IFH, 2016



Elaboración propia, 2021.

Además, para asegurar la consistencia de los resultados, fue necesario realizar pruebas de balance. Si estas confirman que no hay discontinuidad alrededor del punto de corte ($IFH = 0$) en otras variables que podrían influir en los ingresos por autoempleo, se puede afirmar que Juntos está siendo asignado aleatoriamente alrededor de dicho corte.

Para ello, seleccionamos como variables de control a las siguientes tres características del jefe del hogar que determinan el nivel de pobreza del hogar: años de educación, sexo y probabilidad de que su lengua materna sea el quechua; e incluyendo a estas variables, corrimos regresiones discontinuas sobre el IFH. Dado que los coeficientes obtenidos en las tres variables analizadas no son significativos para los autoempleados (tabla 1), concluimos que el comportamiento de las variables es continuo alrededor del punto de corte, es decir, no hay heterogeneidad entre el grupo con un $IFH < 0$ y el grupo con un $IFH > 0$.

Tabla 1
Pruebas de balance de variables de control

Muestra	Educación	Mujer	Quechua
Dependientes y autoempleados	-7,241* (3,896)	-0,052 (0,437)	-0,870* (0,445)
Autoempleados	-6,670 (5,190)	0,456 (0,659)	-1,624 (1,022)

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Adicionalmente, teniendo en cuenta que varios hogares receptores de Juntos también reciben otros programas sociales que podrían relajar sus restricciones presupuestarias, evaluamos la continuidad en la probabilidad de recibirlos alrededor del punto de corte. Los resultados en la tabla 2 muestran la continuidad del comportamiento de las variables correspondientes a otros programas sociales cuando el $IFH = 0$; por lo que no fue necesario incluirlos, ya que no sesgarían la evaluación del efecto de Juntos.

Tabla 2
Pruebas de balance de programas sociales

Muestra	Pensión 65	Vaso de Leche	Qali Warma – Desayuno	Qali Warma – Almuerzo	Cuna Más
Dependientes y autoempleados	-0,012 (0,291)	0,102 (0,299)	0,344 (0,319)	0,485* (0,272)	0,067 (0,052)
Autoempleados	-0,316 (0,541)	0,018 (0,449)	0,235 (0,502)	0,245 (0,703)	0,129 (0,118)

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

4.2 Estadísticas descriptivas

4.2.1 Datos distritales

Según la plataforma InfoMidis, a diciembre de 2016, Juntos estaba presente en 1289 de los 1875 distritos existentes en el país. En 18 de ellos, Juntos es el único programa social presente, mientras que en los otros 1271 es posible que un hogar sea receptor de más de un programa. Y no incluimos en esta investigación a distritos para los cuales el IFH no es válido como criterio de

elegibilidad, como son los 65 en el Vraem, los 143 correspondientes a comunidades indígenas, y los que ingresaron a Juntos antes del año 2011.

4.2.2 Empleo y autoempleo

Para el análisis del empleo y autoempleo, utilizamos los módulos 500 y 700 de la Enaho 2016, que asimismo sirven para reconstruir el IFH². Con base en ello, construimos dos muestras: la primera compuesta tanto por autoempleados como por trabajadores dependientes, y la segunda incluyendo solo a autoempleados.

La primera muestra de 2016, que incluye a todo tipo de trabajadores, cuenta con 4170 observaciones, de las cuales 1102 son receptores de Juntos y, de estos, 255 son calificados como pobres por el IFH (anexo 4). En principio, destaca que la educación promedio de los receptores de Juntos sea aproximadamente primaria completa, y que la prevalencia del analfabetismo sea mayor en el sector pobre de la muestra. En cuanto a los indicadores laborales, el 62% de la muestra son autoempleados, de los cuales el 58% tiene un trabajo independiente y el 4% son empleadores. Y los ingresos laborales promedio de toda la muestra se ubican en S/ 6299 anuales.

Respecto a la segunda muestra, compuesta solo por autoempleados, se observa un comportamiento similar por submuestras (de receptores y no receptores de Juntos, respectivamente) en cuanto a características demográficas (anexo 5). Sin embargo, para los pobres que no reciben Juntos, los años de educación son menos, y mayores son tanto la proporción de analfabetos como la prevalencia de una lengua materna diferente al español. Asimismo, el promedio de ingresos laborales para las submuestras se encuentra entre S/ 2800 y S/ 5100 anuales deflactados. Además, el 5% de la muestra hace algún producto en casa para luego venderlo, y el 4% vende algún producto de belleza, ropa, joyas, entre otros. Por último, el 13% de los beneficiarios de Juntos no pobres fabrican algún producto.

4.2.3 Discusión de resultados

4.2.3.1 Primera etapa: evaluación de mecanismos de transmisión

El análisis del monto de inversión en activos productivos fue realizado para la muestra de autoempleados, y encontramos que el efecto local promedio del

² Dado que la única metodología para el cálculo del IFH replicable con la Enaho es la del MEF 2011 (R. M. N.º 320-210-PCM, 2010), que es válida entre 2011 y 2015 (anexo 3), optamos por utilizar la Enaho 2016 porque esta encuesta captura el mayor uso de la metodología MEF 2011.

tratamiento (LATE por sus siglas en inglés) de Juntos sobre dicha inversión es estadísticamente nulo (tabla 3). Así, los individuos autoempleados no destinarían sus ingresos por las CCT de Juntos al gasto en activos que les permitan ser más productivos. En cambio, dejarán de ser trabajadores independientes, como se verá más adelante.

Tabla 3
Efecto de Juntos sobre la inversión en activos productivos

LATE	ln_costo activos	ln_costo activos
Juntos	-0,819 (2,047)	-1,117 (1,770)
Controles	No	Sí
Ancho de banda	6,103	6,052
Observaciones	4687	4687

Nota. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Para evaluar el mecanismo de transmisión de cargas cognitivas, se realizó el PCA incluyendo las variables obtenidas de la Endes 2016 que se mencionan en el anexo 6. Dado que varias de esas variables forman parte del IFH bajo la metodología MEF 2011 (R. M. N.º 320-210-PCM, 2010), las incluimos como controles en una regresión MCO aplicada a los primeros cuatro componentes resultantes del PCA (tabla 4).

Tabla 4
Resultados del PCA de las variables de salud mental o cargas cognitivas

Componente	Proporción	Prop. acumulada
Primer componente	0,49	0,49
Segundo componente	0,11	0,60
Tercer componente	0,08	0,68
Cuarto componente	0,07	0,75
Quinto componente	0,06	0,81
Sexto componente	0,06	0,86
Séptimo componente	0,05	0,91
Octavo componente	0,05	0,96
Noveno componente	0,04	1,00

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

El programa Juntos sí reduce las cargas cognitivas de sus beneficiarios, a juzgar por los signos negativos de los coeficientes hallados en la estimación del respectivo efecto LATE. Al ser los componentes índices estandarizados, dicho programa reduciría las cargas cognitivas en 0,11 desviaciones estándar (tabla 5). Y los resultados de esta primera etapa también representan un indicio de que el IFH es un buen predictor de la probabilidad de que el hogar sea un beneficiario de Juntos.

Tabla 5
Efecto de Juntos sobre los componentes de las cargas cognitivas

LATE	Primer componente		
Juntos	-0,120** (0,029)	-0,109** (0,051)	-0,152*** (0,057)
Controles	No	Demográficos	IFH
Observaciones	4140	4075	4024
LATE	Segundo componente		
Coefficiente	-0,072 (0,049)	-0,110 (0,049)	-0,122 (0,055)
Controles	No	Demográficos	IFH
Observaciones	4140	4075	4024
LATE	Tercer componente		
Coefficiente	-0,090 (0,049)	-0,104 (0,051)	-0,130 (0,057)
Controles	No	Demográficos	IFH
Observaciones	4140	4075	4024
LATE	Cuarto componente		
Coefficiente	-0,082 (0,049)	0,011 (0,047)	0,031 (0,052)
Controles	No	Demográficos	IFH
Observaciones	4140	4075	4024

Notas. *** significancia al 1%, ** al 5% y * al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

4.2.3.2 Segunda etapa: estimación de efectos de Juntos

Esta sección analiza los resultados de la estimación del efecto de recibir Juntos sobre los ingresos por autoempleo, así como los respectivos efectos heterogéneos relevantes.

Para la muestra de autoempleados, se obtuvo un estimador positivo, indicando que ser receptor de Juntos aumentaría los ingresos por autoempleo (tabla 6 y figura 3). Pero este estimador no es significativo a ningún nivel de confianza, tanto con controles como sin controles; por lo que no se puede descartar que tal efecto sea nulo.

Este procedimiento fue replicado para la muestra de trabajadores en general (dependientes e independientes), obteniendo resultados similares. En efecto, los resultados mostrados en la tabla 7 indican que participar en Juntos aumentaría los ingresos laborales para aquellos hogares cuya participación en dicho programa depende de su IFH. Es decir, el conjunto de ingresos por autoempleo y ocupación dependiente se incrementaría. Sin embargo, este coeficiente es no significativo.

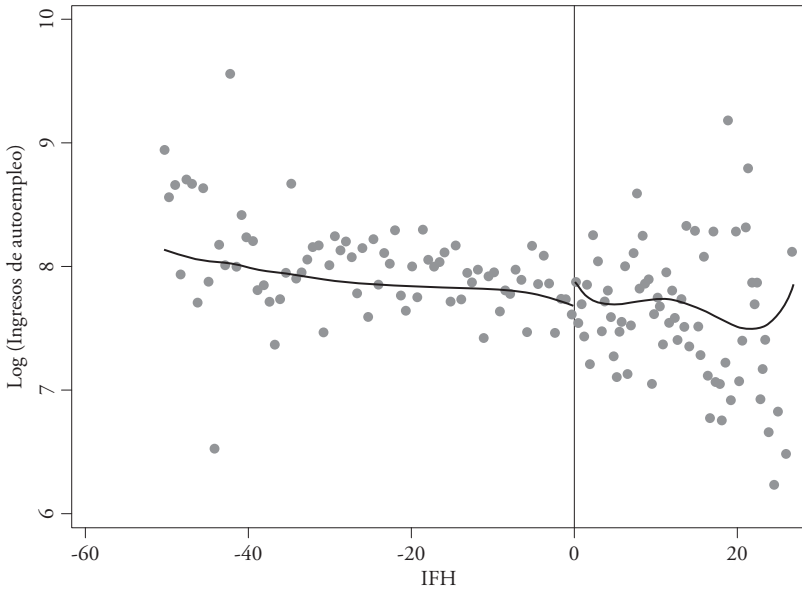
Tabla 6
Efecto de Juntos sobre los ingresos de autoempleo

LATE	ln_ing	ln_ing
Coefficiente	1,779 (1,521)	2,027 (1,332)
Controles	No	Sí
Ancho de banda	6,192	6,145
Observaciones	2662	2662

Nota. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Figura 3
IFH e ingresos de autoempleo



Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Tabla 7
Efecto LATE de participar en Juntos sobre ingresos laborales y la probabilidad de estar autoempleado

LATE	ln_ing	autoempleo	ln_ing	autoempleo
Coefficiente	0,640 (0,890)	-0,541 (0,440)	1,255 (0,780)	-0,725* (0,395)
Controles	No	No	Sí	Sí
Ancho de banda	9,055	5,939	6,07	5,935
Observaciones	4170	4170	4170	4170
Significancia etapa 1	Sí	Sí	Sí	Sí

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Esos resultados también muestran un coeficiente significativo al 10% al controlar por sexo, lengua materna y educación. Y, al controlar únicamente por educación, el coeficiente se vuelve significativo. Lo cual podría indicar que, a menor nivel de educación, es menor la probabilidad de estar autoempleado; por ello, es importante analizar esta variable más adelante. Así, el coeficiente indica que Juntos estaría reduciendo la probabilidad de ser autoempleado en 72,5 puntos porcentuales. Adicionalmente, realizamos una estimación paramétrica que coincide con la estimación no paramétrica (anexo 7).

4.2.4 Efectos heterogéneos

Con base en lo anterior, exploramos si existen complementariedades con otros programas sociales que puedan potenciar el efecto encontrado respecto a Juntos. También exploramos los efectos heterogéneos según el nivel de educación, dado que los resultados antes presentados indicaron la influencia de esa variable en la significancia de nuestros estimadores. Para ello, trabajamos con la muestra de trabajadores en general, y la dividimos para evaluar posibles cambios en magnitudes o signos.

4.2.4.1 Otros programas sociales

Al evaluar el efecto del programa Juntos sobre la probabilidad de ser autoempleado cuando el hogar también es receptor de otros programas sociales, obtuvimos que estos otros no influyen sobre dicha variable (tabla 8). Lo cual rechaza la hipótesis de que el efecto de Juntos pueda ser mayor cuando sus beneficiarios reciben otros programas sociales.

Tabla 8
Efectos heterogéneos en la probabilidad de autoempleo por recepción de otros programas sociales

LATE	Pensión 65	Vaso de Leche	Qali Warma
Coefficiente	-3,030 (6,592)	0,960 (3,210)	-19,294 (174,970)
Controles	Sí	Sí	Sí
Ancho de banda	7,136	6,864	5,919
Observaciones	464	978	1,718
Significancia etapa 1	No	No	No

Nota. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021

4.2.4.2 Educación

En este caso evaluamos el efecto de ser beneficiario de Juntos sobre la probabilidad de ser autoempleado según diferentes niveles de educación. La tabla 9 muestra los resultados de la estimación correspondiente a los jefes de hogares catalogados como pobres por el IFH que son receptores de Juntos. Ahí se observa que los que cuentan únicamente con educación primaria tienen una probabilidad menor –en 83,5 puntos porcentuales– de ser autoempleados. También se observa que Juntos no tiene incidencia en la probabilidad de ser autoempleado para los jefes de hogar con educación secundaria o superior.

Tabla 9
Efectos heterogéneos en la probabilidad de autoempleo por nivel educativo

LATE	Primaria	Secundaria	Educación superior
Coefficiente	-0,835* (0,489)	-0,387 (0,707)	0,523 (2,854)
Observaciones	2197	1402	571
Significancia Etapa 1	Sí	Sí	Sí

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

4.2.4.3 Desplazamiento laboral

Sin embargo, lo anterior no implica que los beneficiarios de Juntos con niveles bajos de educación tiendan a convertirse en trabajadores dependientes a causa del programa. En efecto, mediante una RD difusa encontramos que dichos beneficiarios suelen migrar del autoempleo hacia empleos temporales en diversos sectores (tabla 10). En la medida en que esta movilidad laboral les permite obtener mayores ingresos, representa una contribución adicional de Juntos al bienestar de sus beneficiarios.

Tabla 10
Efecto LATE de Juntos sobre probabilidad de tener un empleo temporal para individuos con educación primaria completa como máximo

LATE	Temporal	Temporal – informal
Coefficiente	0,757* (0,413)	0,699* (0,397)
Ancho de banda	6,558	6,583
Observaciones	2197	2197

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

No obstante, tal desplazamiento laboral suele ocurrir hacia empleos temporales en el sector informal. Así, Juntos aumentaría la probabilidad de estar empleado temporalmente en el sector informal en casi 70 puntos porcentuales (tabla 10). De hecho, el aumento de este tipo de empleo prácticamente compensa la reducción en el autoempleo. Además, son empleos informales que en promedio generan S/ 3028 más de ingresos anuales que el autoempleo.

5. Conclusiones y recomendaciones

Los estudios consultados enseñan que la población en pobreza de países en vías de desarrollo recurre al autoempleo como fuente de subsistencia en condiciones precarias, y que los hogares pobres se ven atrapados en un círculo vicioso de bajos ingresos y estresantes carencias que limitan su productividad. Por ello, nuestro estudio ha indagado econométricamente si el programa Juntos contribuye a mejorar la productividad y los ingresos de sus beneficiarios pobres, al asegurarles transferencias monetarias con periodicidad fija que alivian no solo sus restricciones financieras, sino también sus cargas cognitivas y sesgos hacia el presente que limitan su disposición a invertir en capital.

Nuestros resultados indican, respecto a la submuestra de beneficiarios de Juntos en autoempleo, que el efecto positivo del programa sobre sus ingresos no es significativo estadísticamente, y que el efecto sobre su inversión en activos productivos es estadísticamente nulo. Ambos resultados guardan coherencia con los hallados respecto a la muestra de beneficiarios que incluye distintos tipos de empleo, en la cual se reduce en 72,5 puntos porcentuales la probabilidad de que opten por el autoempleo, particularmente cuando su nivel educativo es de primaria completa como máximo; y ocurre un desplazamiento

hacia empleos temporales, mayormente en el sector informal, pero generadores de S/ 3028 más de ingresos anuales que el autoempleo.

La opción por esos otros empleos en vez del autoempleo se explicaría no solo porque aportan más ingresos, sino también porque reducen la incertidumbre respecto a recibir pagos futuros, complementando así el rol aliviador del estrés que tienen las transferencias fijas de Juntos. Nuestros resultados sugieren entonces que los beneficiarios pobres de Juntos ven reducidas sus cargas cognitivas negativas, lo cual les permite poner más atención en tareas productivas, incrementar su productividad e ingresos laborales y tener así condiciones de vida menos precarias.

Sin mengua de lo anterior, al elaborar nuestro estudio también hemos detectado que muchos hogares beneficiarios de Juntos no son pobres según el IFH, por lo que recomendamos que sean mejorados los criterios de focalización y cobertura del programa. Esto permitiría realizar evaluaciones más certeras de la eficiencia de Juntos.

Y los hallazgos de nuestro estudio también aconsejan recomendar que se continúe investigando los efectos «colaterales» de programas sociales como Juntos, especialmente en la salud mental de los beneficiarios, a fin de que tales efectos sean tomados en cuenta al diseñar e implementar el programa. Proponemos que el cuidado de la salud mental sea incluido como corresponsabilidad programa-beneficiario; por ejemplo, cubriendo la salud mental dentro del Seguro Integral de Salud para todos los beneficiarios de Juntos.

Adicionalmente, teniendo en cuenta nuestros hallazgos respecto al impacto de Juntos según el nivel educativo y el tipo de empleo del beneficiario, conviene que la educación y capacitación laboral también sean incluidas como corresponsabilidades programa-beneficiario. Por ejemplo, ampliando el tipo de transferencias realizadas con perspectiva de largo plazo, como las de Progresá en México. Este programa implementa incentivos para promover la formación laboral y mejorar directamente las perspectivas laborales de los beneficiarios. Todo esto ayudaría a mejorar su productividad y calidad de vida, así como la calidad del empleo en el mercado laboral peruano.

Referencias

- Adamkovič, M., & Martončík, M. (2017). A review of consequences of poverty on economic decision-making: A hypothesized model of a cognitive mechanism. *Frontiers in Psychology*, 8(Oct.), article 1784. doi:10.3389/fpsyg.2017.01784
- Aghion, P., & Bolton, P. (1997). A theory of trickle-down growth and development. *Review of Economic Studies*, 64(2), 151-172. doi:10.2307/2971707

- Alderman, H., & Paxson, C. H. (1994). Do the poor insure? A synthesis of the literature on risk and consumption in developing countries. En E. L. Bacha. *Economics in a changing world* (pp. 48-78). doi:10.1007/978-1-349-23458-5_3
- Attanasio, O., & Mesnard, A. (2006). The impact of a conditional cash transfer programme on consumption in Colombia. *Fiscal Studies*, 27(4), 421-442. doi:10.1111/j.1475-5890
- Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2007). The economic lives of the poor. *Journal of Economic Perspectives*, 21(1), 141-167. doi:10.1257/jep.21.1.141
- Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational choice and the process of development. *Journal of Political Economy*, 101(2), 274-298. doi:10.1086/261876
- Banerjee, A. V., & Mullainathan, S. (2008). Limited attention and income distribution. *American Economic Review*, 98(2), 489-493. doi:10.1257/aer.98.2.489
- Barham, T. (2011). A healthier start: The effect of conditional cash transfers on neonatal and infant mortality in rural Mexico. *Journal of Development Economics*, 94(1), 74-85. doi:10.1016/j.jdeveco.2010.01.003
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49. doi:10.1007/s10887-007-9010-6
- Behrman, J. R., Parker, S. W., & Todd, P. E. (2011). Do conditional cash transfers for schooling generate lasting benefits?: A five-year followup of Progres/Oportunidades. *Journal of Human Resources*, 46(1), 93-122. doi:10.3368/jhr.46.1.93
- Bernal, N., Carpio, M. A., & Klein, T. J. (2017). The effects of access to health insurance: Evidence from a regression discontinuity design in Peru. *Journal of Public Economics*, 154(C), 122-136. doi:10.1016/j.jpubeco.2017.08.008
- Bianchi, M., & Bobba, M. (2013). Liquidity, risk, and occupational choices. *Review of Economic Studies*, 80(2), 491-511. doi:10.1093/restud/rds031
- Block, J. H., & Wagner, M. (2007). Opportunity recognition and exploitation by necessity and opportunity entrepreneurs: Empirical evidence from earnings equations. *AOM 2007 Annual Meeting: Doing Well by Doing Good*. doi:10.5465/ambpp.2007.26523855
- Calderón, G., Iacovone, L., & Juárez, L. (2016). Opportunity versus necessity: Understanding the heterogeneity of female micro-entrepreneurs. *World Bank Economic Review*, 30(April), S86-S96. doi:10.1093/wber/lhw010
- Carvalho, L. S., Meier, S., & Wang, S. W. (2016). Poverty and economic decision-making: Evidence from changes in financial resources at payday. *American Economic Review*, 106(2), 260-284. doi:10.1257/aer.20140481
- Chemin, M., De Laat, J., & Haushofer, J. (2013). Negative rainfall shocks increase levels of the stress hormone cortisol among poor farmers in Kenya. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.2294171
- Cirillo, C., & Giovannetti, G. (2018). *The impact of conditional cash transfers on households investments in productive assets and activities: Evidence from the Juntos Programme in Peru*. Working Papers – Economics 03/2018. Università degli Studi di Firenze. https://www.disei.unifi.it/upload/sub/pubblicazioni/repec/pdf/wp03_2018.pdf

- Dercon, S. (2002). Income risk, coping strategies and safety nets. *World Bank Research Observer*, 17(2), 141-166. doi:10.1093/wbro/17.2.141
- Evans, D., & Jovanovic, B. (1989). An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints. *Journal of Political Economy*, 97(4), 808-827. doi:10.1086/261629
- Fernald, L., Gertler, P. J., & Neufeld, L. (2008). Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: An analysis of Mexico's Oportunidades. *The Lancet*, 371(9615), 828-837. doi:10.1016/S0140-6736(08)60382-7
- Fields, G. S. (2019). Self-employment and poverty in developing countries. *IZA World of Labor*, 60(2). doi:10.15185/izawol.60.v2
- Fiszbein, A., Schady, N., Ferreira, F., Grosh, M., Kelecher, N., Olinto, P., & Skoufias, E. (2009). *Conditional cash transfers – Reducing present and future poverty*. World Bank Policy Research Report, 47603. doi:10.1001/jama.298.16.1900
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 35-52. doi:10.4337/9781785365065.00026
- Gertler, P. J. (2004). Do conditional cash transfers improve child health? Evidence from Progresa's control randomized experiment. *American Economic Review*, 94(2), 336-341. doi:10.1257/0002828041302109
- Gertler, P. J., Martínez, S. W., & Rubio-Codina, M. (2012). Investing cash transfers to raise long-term living standards. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1), 164-192. doi:10.1257/app.4.1.164
- Gollier, C. (2002). Discounting an uncertain future. *Journal of Public Economics*, 85(2), 149-166. doi:10.1016/S0047-2727(01)00079-2
- Guerrero, N., Molina, O., & Winkelried, D. (2020). Conditional cash transfers, spillovers and informal health care: Evidence from Peru. *Health Economics*, 29(2), 111-122. doi:10.1002/hec.3956
- Haushofer, J., & Fehr, E. (2014). On the psychology of poverty. *Science*, 344(6186), 862-867. doi:10.1126/science.1232491
- Haushofer, J., & Shapiro, J. (2016). The short-term impact of unconditional cash transfers to the poor: Experimental evidence from Kenya. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1973-2042. doi:10.1093/qje/qjw025
- Holtz-Eakin, D., Joulfaian, D., & Rosen, H. S. (1994). Entrepreneurial decisions and liquidity constraints. *The RAND Journal of Economics*, 25(2), 334-347. doi:10.2307/2555834
- Hubbard, R. G., & Judd, K. L. (1986). Liquidity constraints, fiscal policy, and consumption. *Brookings Papers on Economic Activity*, 17(1), 1-59. doi:10.2307/2534413
- Hurst, E., & Lusardi, A. (2004). Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship. *Journal of Political Economy*, 112(2), 319-347. doi:10.1111/j.1475-4991.2011.00491.x
- Imbens, G., & Kalyanaraman, K. (2012). Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. *Review of Economic Studies*, 79(3), 933-959. doi:10.1093/restud/rdr043

- INEI. (2016). *Encuesta Nacional de Hogares sobre Condiciones de Vida y Pobreza*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <http://webinei.inei.gob.pe>
- INEI. (2020). *Producción y empleo informal en el Perú*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/.../publicaciones_digiales/Est/Lib1764.pdf
- Kaur, S., Mullainathan, S., Oh, S., & Schilbach, F. (2021). *Do financial concerns make workers less productive?* NBER Working Paper 28338. <https://www.nber.org/papers>
- Kremer, M., Rao, G., & Schilbach, F. (2019). Behavioral development economics. En B. Douglas Bernheim, S. DellaVigna & D. Laibson. *Handbook of behavioral economics – Foundations and applications 2* (cap. 5, pp. 346-458). Elsevier. doi:10.1016/bs.hesbe.2018.12.002
- La Porta, R., & Shleifer, A. (2008). The unofficial economy and economic development. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 275-363. doi:10.1353/eca.0.0016
- Lee, D. S., & Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity designs in economics. *Journal of Economics Literature*, 48(2), 281-355. doi:10.1257/jel.48.2.281
- Lichand, G. (2010). *Decomposing the effects of CCTs on entrepreneurship*. World Bank Policy Research Working Paper 5457. doi:10.1596/1813-9450-5457
- Liu, L., Feng, T., Suo, T., Lee, K., & Li, H. (2012). Adapting to the destitute situations: Poverty cues lead to short-term choice. *PLoS One*, 7(4), 1-6. doi:10.1371/journal.pone.0033950
- Maluccio, J. A. (2010). The impact of conditional cash transfers on consumption and investment in Nicaragua. *Journal of Development Studies*, 46(1), 14-38. doi:10.1080/00220380903197952
- Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., & Zhao, J. (2013). Response to comment on «poverty impedes cognitive function». *Science*, 342(6163), 1169. doi:10.1126/science.1246799
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698-714. doi:10.1016/j.jeconom.2007.05.005
- Millán, T. M., Barham, T., Macours, K., Maluccio, J. A., & Stampini, M. (2019). Long-term impacts of conditional cash transfers: Review of the evidence. *World Bank Research Observer*, 34(1), 119-159. doi:10.1093/wbro/lky005
- Mullainathan, S., & Shafir, E. (2013). *Scarcity: Why having too little means so much*. Times Books. ISBN: 0-80-509264-1. <https://behavioralscientist.org/scarcity-excerpt>
- Parker, S. (2004). *The economics of self-employment and entrepreneurship*. ISBN: 9780511493430. doi:10.1017/CBO9780511493430
- Reynolds, P., Bosma, N., Autio, E., ... Chin, N. (2005). Global entrepreneurship monitor: Data collection design and implementation 1998-2003. *Small Business Economics*, 24(3), 205-231. doi:10.1007/s11187-005-1980-1
- Ribas, R. P. (2019). Liquidity constraints, spillovers, and entrepreneurship: Evidence from a cash transfer program. *Small Business Economics*, 55, 1131-1158. doi:10.1007/s11187-019-00178-1

- R. M. N.º 320-210-PCM. (2010, 24 de septiembre). *Aprueban la Ficha Socioeconómica Única (FSU) y la metodología de cálculo del índice de focalización de hogares que serán utilizadas por el Sistema de Focalización de Hogares (Sisfoh)*. Normas Legales, N.º 426287. Diario Oficial El Peruano. <https://vlex.com.pe/vid/fsu-focalizacion-sisfoh-222196923>
- Schultz, T. P. (2004). School subsidies for the poor: Evaluating the Mexican Progresa poverty program. *Journal of Development Economics*, 74(1), 199-250. doi:10.1016/j.jdeveco.2003.12.009
- The Economist*. (2010, 29 de julio). Give the poor money. Conditional cash-transfers are good. They could be even better. *The Economist*. <https://www.economist.com/leaders/2010/07/29>
- Todd, J. E., Winters, P. C., & Hertz, T. (2010). Conditional cash transfers and agricultural production: Lessons from the Oportunidades experience in Mexico. *Journal of Development Studies*, 46(1), 39-67. doi:10.1080/00220380903197945
- Zegarra, E. (2015). *Efectos dinámicos del programa Juntos en decisiones productivas de los hogares rurales del Perú*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <https://repositorio.grade.org.pe/handle/20.500.12820/537>

Anexo 1

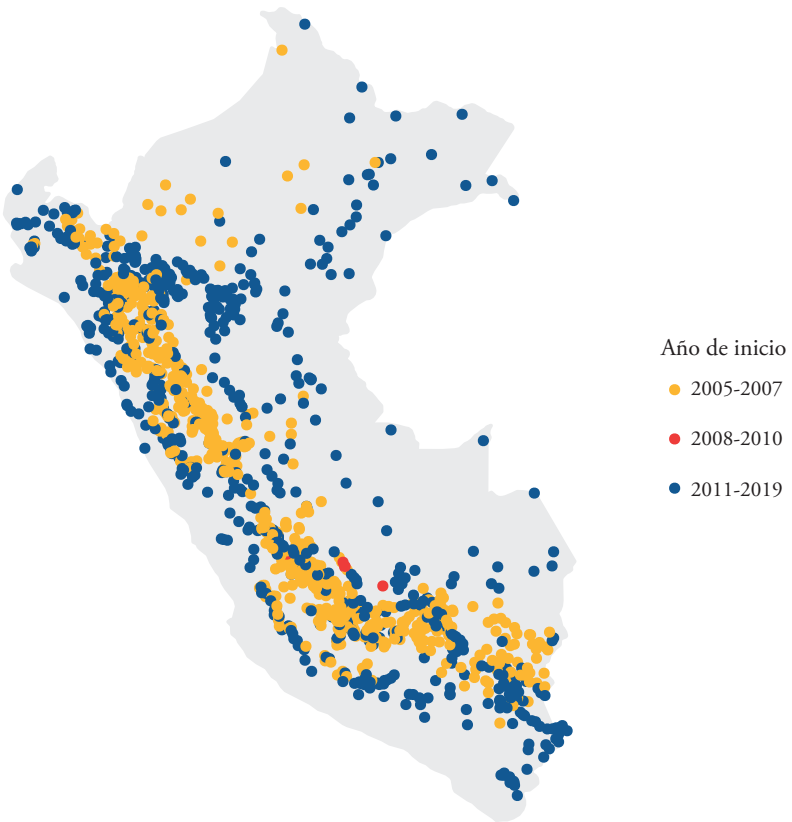
La condición de pobreza como criterio de elegibilidad a Juntos: clasificación socioeconómica del hogar en el Sisfoh, R. M. N.º 184-2019-Midis³

1. Evaluación de la afiliación a seguros de salud privados
Evaluación de la afiliación a un seguro privado de salud o acceso a empresa prestadora de salud por parte del jefe del hogar o su cónyuge. Los hogares con esta característica serán considerados como no pobres.
2. Evaluación de la tenencia de vehículos
Con base en la Sunarp, los hogares en los que alguno de sus miembros tenga posesión de un automóvil o camioneta o camión serán considerados como no pobres.
3. Evaluación de ingresos del hogar
Con información de la Sunat, se comparan los ingresos mensuales promedio del hogar per cápita (de primera, tercera, cuarta y quinta categoría) contra ciertos puntos de corte. Estos son S/ 948 para Lima Metropolitana, S/ 718 para la zona urbana y S/ 380 para la zona rural. Los hogares por encima de estos umbrales son considerados no pobres.
4. Evaluación por el consumo en servicios de electricidad
Se utilizan las bases de datos de Osinergmin. Los puntos de corte son S/ 25,11, S/ 16,76 y S/ 7,80 para Lima Metropolitana, zona urbana y rural, respectivamente. Los hogares por encima de estos umbrales son considerados no pobres.
5. Cálculo del índice de focalización de hogares
Se utilizan 15 conglomerados para el cálculo del IFH, según los dominios geográficos y si es zona urbana o rural. Las variables utilizadas para este fin se dividen en cuatro categorías:
 - Bienes del hogar
 - Servicios básicos del hogar
 - Calidad de la vivienda
 - Población.

³ Este anexo, por tratarse de normatividad, ha sido parcialmente transcrito de esa Resolución Ministerial.

Anexo 2

Expansión de la cobertura del programa Juntos a nivel distrital, 2005-2019



Fuente: <http://www2.juntos.gob.pe/infojuntos>. Elaboración propia, 2021.

Anexo 3
Cálculo del IFH: metodología MEF 2011

Siguiendo la metodología MEF 2011, el IFH es calculado de manera que tome un valor entre 0 y 100. Utilizando la Enaho de 2016, es posible reconstruir el índice basándose en los pesos asignados a cada variable, que, cabe resaltar, varían según área geográfica (Lima, otras áreas urbanas, y áreas rurales). La siguiente tabla muestra las variables consideradas, donde existen alternativas mutuamente excluyentes, y sus correspondientes pesos.

Pesos de componentes del IFH

	Lima Metropolitana	Otras áreas urbanas	Áreas rurales
Combustible para cocinar			
No cocina	-0,49	-0,67	-0,76
Otro	-0,40	-0,50	-0,38
Leña	-0,37	-0,33	0,05
Carbón	-0,33	-0,22	0,36
Querosene	-0,29	-0,19	0,37
Gas	0,02	0,12	0,52
Electricidad	0,43	0,69	0,52
Suministro de agua			
Otro	-0,78	-0,58	
Río	-0,65	-0,42	
Pozo	-0,62	-0,37	
Cisterna de agua	-0,51	-0,34	
Pilón de uso público	-0,41	-0,32	
Red pública dentro de la vivienda	-0,35	-0,25	
Red fuera de la vivienda, pero en edificio	0,10	0,12	
Material de paredes			
Otro	-0,70	-0,80	
Madera o estera	-0,48	-0,55	
Piedra con barro	-0,44	-0,46	
Quincha	-0,41	-0,43	
Arcilla	-0,39	-0,38	
Adobe	-0,37	-0,20	

Piedras, cal o concreto	-0,33	-0,07	
Ladrillo o adobe secado al sol	0,10	0,25	
Tipo de desagüe			
Ninguno	-0,89	-0,68	
Río	-0,75	-0,49	
Pozo ciego o negro	-0,59	-0,40	
Pozo séptico	-0,46	-0,30	
Red fuera de la vivienda, pero en edificio	-0,39	-0,21	
Red dentro de la vivienda	0,10	0,20	
Número de miembros con seguro de salud			
Ninguno	-0,26	-0,25	-0,10
Uno	-0,04	0,06	0,50
Dos	0,06	0,17	0,59
Tres	0,14	0,27	0,66
Más de tres	0,32	0,48	0,86
Bienes para identificar riqueza del hogar			
Ninguno	-0,47	-0,35	-0,11
Uno	-0,17	0,05	0,64
Dos	0,02	0,25	0,83
Tres	0,15	0,40	0,90
Cuatro	0,25	0,52	1,09
Cinco	0,47	0,75	1,09
Tiene teléfono fijo			
Sí	-0,32		
No	0,20		
Material de techo			
Otro	-0,86	-0,90	
Paja	-0,74	-0,72	
Estera	-0,67	-0,62	
Caña	-0,38	-0,23	
Tejas	-0,23	0,03	
Madera o estera	-0,21	0,07	
Cemento	0,17	0,32	

Educación del jefe del hogar			
Ninguna	-0,51	-0,57	-0,59
Preescolar	-0,43	-0,25	-0,08
Primaria	-0,28	0,01	0,35
Secundaria	-0,06	0,19	0,59
Superior no universitaria	0,10	0,33	0,68
Pregrado	0,22	0,55	0,88
Posgrado	0,40	0,55	0,88
Material de pisos			
Otro	-0,97	-1,12	
Tierra/adobe	-0,60	-0,47	
Cemento	-0,16	-0,01	
Madera	0,08	0,30	
Losetas	0,16	0,40	
Láminas vinílicas	0,28	0,51	
Parqué	0,51	0,71	
Hacinamiento			
Más de 6	-0,68		
Entre 4 y 6	-0,51		
Entre 2 y 4	-0,31		
Entre 1 y 2	-0,07		
Menos de 1	0,24		
Máximo nivel de educación en el hogar			
Ninguno			-0,35
Primaria			0,11
Secundaria			0,41
Superior no universitaria			0,62
Pregrado			0,83
Electricidad			
Sí			0,22
No			-0,29
Piso de tierra			
Sí			-0,17
No			0,47

Fuente: R. M. N.º 320-210-PCM. Elaboración propia, 2021.

Siguiendo la reconstrucción realizada por Bernal, Carpio y Klein (2017), el ifh_{ij} es calculado como una combinación lineal de las características del hogar con sus pesos específicos. Así, se estandariza entre 0 y 100 el resultado obtenido, de la siguiente manera:

$$ifh_{ij}' = 100 * \frac{ifh_{ij} - ifh_j^{min}}{ifh_j^{max} - ifh_j^{min}}$$

donde ifh_j^{min} e ifh_j^{max} son los mínimos y máximos del ifh en el clúster j , respectivamente.

Como paso siguiente, para evaluar la clasificación socioeconómica del hogar, el Sisfoh define umbrales de IFH de acuerdo con 15 agrupaciones (*clusters*), tal que si $ifh_{ij} < umbral_j$, el hogar es considerado como «Pobre». La siguiente tabla presenta los umbrales de acuerdo con cada clúster:

Umbrales de IFH según clúster

Clúster	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Umbral IFH	33	36	34	38	35	34	52	42	44	50	44	43	43	33	55

Fuente: R. M. N.º 184-2019-Midis (véase el anexo 1). Elaboración propia, 2021.

Anexo 4
Estadísticos descriptivos de población empleada, 2016

Pobre (IFH<0)	Recibe Juntos		No recibe Juntos		Todos
	Pobre	No pobre	Pobre	No pobre	
(A) Características demográficas					
Mujer	0,40 (0,49)	0,31 (0,46)	0,40 (0,49)	0,35 (0,48)	0,35 (0,48)
Edad	40,82 (14,56)	39,72 (13,42)	53,87 (19,38)	44,00 (16,77)	44,45 (17,02)
Años de educación	5,72 (4,00)	7,26 (3,62)	4,46 (4,43)	8,28 (4,38)	7,33 (4,44)
Número de miembros en el hogar	5,09 (1,91)	5,05 (1,72)	2,87 (1,88)	4,13 (2,00)	4,19 (2,04)
Jefa del hogar es mujer	0,20 (0,40)	0,14 (0,34)	0,31 (0,46)	0,15 (0,36)	0,18 (0,38)
Analfabeto	0,20 (0,40)	0,07 (0,26)	0,31 (0,46)	0,06 (0,24)	0,11 (0,31)
Lengua materna es español	0,70 (0,46)	0,70 (0,46)	0,59 (0,49)	0,77 (0,42)	0,72 (0,45)
Pobreza en distrito	54,20 (9,17)	54,48 (10,29)	54,49 (11,00)	51,68 (10,04)	52,83 (10,28)
(B) Indicadores laborales					
Ingresos laborales	5794,42 (4826,66)	5933,77 (5049,09)	4711,81 (4919,24)	6776,74 (5775,79)	6229,02 (5502,84)
Autoempleado	0,60 (0,49)	0,65 (0,48)	0,71 (0,46)	0,59 (0,49)	0,62 (0,49)
Trabajador independiente	0,58 (0,50)	0,61 (0,49)	0,68 (0,47)	0,55 (0,50)	0,58 (0,49)
Empleador	0,02 (0,15)	0,04 (0,20)	0,03 (0,16)	0,04 (0,19)	0,04 (0,19)
Trabaja en negocio propio o familiar	0,14 (0,38)	0,07 (0,27)	0,11 (0,32)	0,16 (0,37)	0,13 (0,34)
Observaciones	255	847	639	2429	4170

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Anexo 5
Estadísticos descriptivos de población autoempleada, 2016

Pobre (IFH<0)	Recibe Juntos		No recibe Juntos		Todos
	Pobre	No pobre	Pobre	No pobre	
(A) Características demográficas					
Mujer	0,43 (0,50)	0,35 (0,48)	0,46 (0,50)	0,37 (0,48)	0,39 (0,49)
Edad	45,36 (13,86)	43,50 (12,44)	61,59 (16,93)	50,26 (16,06)	50,73 (16,52)
Años de educación	4,85 (3,81)	6,53 (3,51)	3,02 (3,46)	6,96 (4,02)	6,01 (4,10)
Número de miembros en el hogar	4,75 (1,73)	4,95 (1,79)	2,43 (1,69)	3,78 (1,92)	3,82 (2,02)
Jefa del hogar es mujer	0,23 (0,42)	0,13 (0,34)	0,35 (0,48)	0,15 (0,35)	0,19 (0,39)
Analfabeto	0,26 (0,44)	0,10 (0,30)	0,40 (0,49)	0,08 (0,28)	0,15 (0,36)
Lengua materna es español	0,67 (0,47)	0,65 (0,48)	0,52 (0,50)	0,72 (0,45)	0,66 (0,47)
Pobreza en distrito	54,67 (9,49)	54,79 (10,55)	54,99 (11,26)	52,41 (10,16)	53,52 (10,49)
(B) Indicadores laborales					
Ingresos por autoempleo	4739,93 (6927,84)	5054,29 (7447,09)	2848,46 (4283,11)	5984,91 (10 589,28)	5130,72 (8971,10)
Trabajador independiente	0,96 (0,19)	0,93 (0,26)	0,96 (0,19)	0,93 (0,26)	0,94 (0,25)
Empleador	0,04 (0,19)	0,07 (0,26)	0,04 (0,19)	0,07 (0,26)	0,06 (0,25)
Trabaja en negocio propio o familiar	0,20 (0,45)	0,08 (0,28)	0,14 (0,35)	0,16 (0,37)	0,14 (0,35)
Hace algo en casa para vender	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,05 (0,21)	0,07 (0,26)	0,05 (0,22)
Vende prod. de belleza, ropa, etc.	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,07 (0,26)	0,04 (0,20)
Realiza labor artesanal	0,00 (0,00)	0,04 (0,20)	0,00 (0,00)	0,01 (0,12)	0,02 (0,13)
Fabrica algún producto	0,00 (0,00)	0,13 (0,34)	0,05 (0,21)	0,01 (0,12)	0,04 (0,20)
Costo de activos prod. en hogar	670,86 (1275,04)	7254,93 (11 668,37)	5163,57 (12 806,68)	6112,40 (18 505,38)	5985,30 (16 623,43)
Observaciones	165	621	567	1646	2999

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Anexo 6

Variables de salud mental o cargas cognitivas de la Endes, 2016

Variables Endes	Categorías
QS704A Últimos 12 meses tuvo poco interés	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704B Se sintió deprimido(a)	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704C Tuvo problemas para dormir	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704D Se sintió cansado(a)	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704E Tuvo poco apetito	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704F Dificultad en poner atención	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704G Poco movimiento	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704H Pensamiento de morir	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704I Sentirse mal de sí mismo(a)	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Anexo 7

Efecto LATE de participar en Juntos sobre ingresos laborales y la probabilidad de estar autoempleado. Estimación paramétrica. Muestra de trabajadores

LATE	ln_ing	autoem
Coefficiente	1,427 (0,937)	-0,642 (0,411)
Controles	Sí	Sí
Ancho de banda	6,070	5,935
Observaciones	856	842

Nota. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

¿El mayor gasto en prevención de riesgos reduce los efectos negativos de los desastres? Un análisis regional en el Perú¹

Marah Melany Díaz Bauer

Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri

Introducción

Durante las últimas dos décadas, se ha incrementado el número de desastres de origen natural alrededor del mundo. Sus consecuencias se calculan en más de 1 230 000 pérdidas de vidas humanas y US\$ 2,97 billones en pérdidas económicas (UNDRR, 2020). Según el Banco Mundial, los desastres causados por la naturaleza y cambios climáticos extremos representan una amenaza latente, que potencialmente podría sumir a más de 100 millones de personas en la pobreza extrema para el año 2030 (Toro, 2020).

El incremento del número de desastres está asociado al calentamiento global, al crecimiento poblacional y a la rápida urbanización (UNDRR, 2020). Estos factores se observan en el Perú, cuya geografía diversa y posición sobre el Cinturón de Fuego del Pacífico hacen que sea un país vulnerable a diferentes peligros de origen natural y al incremento de situaciones de emergencia². Los fenómenos más frecuentes son de origen hidrometeorológico, que se caracterizan por su estacionalidad, aunque existe una gran variabilidad de la intensidad entre períodos (Indeci, 2006).

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en noviembre de 2021. Las autoras agradecen profundamente a su asesora, la profesora Joanna Kamiche, por el gran apoyo y dedicación brindados.

² Una emergencia es definida como un «Estado de daños sobre la vida, el patrimonio y el medio ambiente ocasionados por la ocurrencia de un fenómeno natural o tecnológico que altera el normal desenvolvimiento de las actividades de la zona afectada» (Indeci, 2006, p. 44).

Según el Indeci, el número total de emergencias registradas durante los años 2003 a 2008 fue de 74 932 a nivel nacional; de las cuales, casi el 65,8% fueron causadas por algún fenómeno hidrometeorológico³. Las emergencias de este tipo han aumentado: en 2018 fueron un 86% más que en 2003, y tuvieron un pico en 2017 debido al Fenómeno de El Niño Costero (Indeci, 2019a).

El costo de ocurrencia de un desastre es muy alto para la sociedad, pues ocasiona pérdida de vidas humanas y activos e interrumpe flujos de ingreso, generando pobreza y vulnerabilidad. Por ello, el Marco de Sendai⁴ incentiva la adopción de medidas gubernamentales para prevenir este tipo de riesgos. El rol estatal es fundamental como pilar de protección social, a cargo de inversiones de gran escala no realizables de manera privada⁵ y de asistir a la población más vulnerable (Cannon, 2008).

Entre las estrategias implementadas por el Estado peruano destaca el Plan Nacional de Gestión del Riesgo de Desastres (Planagerd) 2014-2021, elaborado por un equipo técnico multiinstitucional⁶. Las acciones allí planteadas están incluidas en el Programa Presupuestal 068 (PP068), cuya asignación fiscal ha ido en aumento y el año 2018 ascendió aproximadamente al 2,17% del presupuesto total destinado a los gobiernos regionales (MEF, 2021). El PP068 comprende medidas económicas y financieras que buscan disminuir la vulnerabilidad⁷ de los hogares peruanos frente a desastres de origen natural. Dado que cada región tiene distintas características físicas, sociales y económicas que influyen en su nivel de vulnerabilidad, cada gobierno regional debe asignar un monto presupuestal al PP068 a fin de que sea mejor ejecutado.

No obstante, en un balance al año 2013, la UNISDR (2015) consideró que el esfuerzo de los gobiernos en materia de gestión de riesgos de desastre (GRD) era insuficiente, tanto en nivel o escala como en efectividad. El caso peruano incluido, pues estudios de Cenepred (2014) y el BID (2015) señalan

³ Son fenómenos o procesos de origen atmosférico, hidrológico u oceanográfico (UNISDR, 2009, pp. 6-7) por ejemplo: lluvias torrenciales, inundaciones, deslizamientos, etc. (Corporación OSSO, 2008). De los cuales, por disponibilidad de datos, la presente investigación toma en cuenta los siguientes: alud, inundación, deslizamiento, huaico, lluvias y tormenta eléctrica.

⁴ El Marco de Sendai para la Reducción del Riesgo de Desastres 2015-2030 fue adoptado en la Tercera Conferencia Mundial de las Naciones Unidas, el 18 de marzo de 2015, como sucesor del Marco de Acción de Hyogo 2005-2015 (UNISDR, 2015).

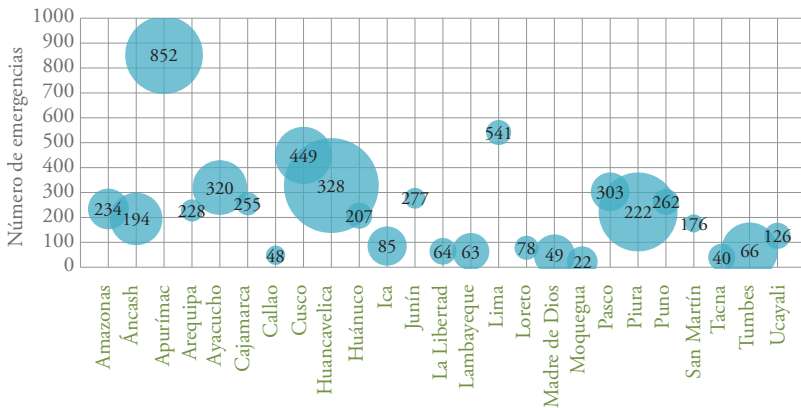
⁵ Tales como la construcción y mantenimiento de defensas ribereñas, taludes, diques, represas, etc.

⁶ Conformado por representantes de la Secretaría de Gestión de Riesgos de Desastres (SGRD) de la Presidencia del Consejo de Ministros (PCM), del Centro Nacional de Estimación, Prevención, y Reducción del Riesgo de Desastres (Cenepred), del Instituto Nacional de Defensa Civil (Indeci), del Ministerio de Economía y Finanzas (MEF), del Centro Nacional de Planeamiento Estratégico (Ceplan) y de otras entidades integrantes del Sistema Nacional de Gestión de Riesgos de Desastres (Sinagred) (PCM, 2014).

⁷ Vulnerabilidad: características y circunstancias físicas, sociales y económicas de una comunidad o región que la vuelven susceptible a los efectos dañinos de una amenaza de origen natural (Cepal, 2014).

que aún existe insuficiente inversión y pobre capacidad de gestión. Por ejemplo, en 2018, algunas provincias con menos recurrencia de desastres recibieron un presupuesto mayor que otras más afectadas (figura 1). Así, el problema en cuestión reside tanto en el monto asignado como en la calidad de la gestión. Y, pese a esos estudios y las valorizaciones de daños resultantes de eventos específicos, no existen investigaciones que den cuenta del efecto en infraestructura del gasto destinado a la prevención de daños ante la ocurrencia de un desastre originado por un evento hidrometeorológico; más aún, se desconoce el impacto de dicho gasto en el bienestar y la recuperación luego del desastre.

Figura 1
Presupuesto per cápita asignado al PP068 y número de emergencias por departamento en el año 2018



Nota. El tamaño de la burbuja representa la cantidad de presupuesto per cápita asignado por el gobierno regional a su respectivo departamento.

Fuentes: Portal de Transparencia Económica, MEF (2021); Indeci (2019a). Elaboración propia, 2021.

En este escenario, para el presente estudio nos planteamos la pregunta: ¿una mayor inversión en acciones de prevención reduce los efectos negativos de un desastre de origen hidrometeorológico?; y las siguientes dos hipótesis de trabajo:

H1: Una mayor inversión en medidas de prevención vía el PP068⁸ en el año previo de ocurrencia del suceso, mitigaría los efectos contraproducentes de los desastres (excluyendo los gastos de reconstrucción).

H2: Una mayor inversión en infraestructura pública de prevención vía la correspondiente partida del PP068 (excluyendo ordenamiento territorial, reforestación y capacitaciones) en el año previo de ocurrencia del suceso, reduce los efectos negativos de este.

Específicamente, nuestra investigación analiza el efecto de una mayor asignación de presupuesto para acciones de prevención sobre la infraestructura afectada. Para ello, construimos un índice que aproxima los daños en infraestructura, utilizando la información del Indeci sobre los desastres ocurridos durante el período 2012-2018.

La importancia de este trabajo radica en identificar la contribución de la GRD en la prevención de desastres, dado que acciones efectivas en mitigar vulnerabilidades reducirían pérdidas tanto en vidas humanas como en infraestructura y, por ende, de bienestar y crecimiento. Además, ante la amenaza del calentamiento global, resulta crucial identificar la situación actual en materia de prevención de riesgos y evaluar el rol de una mejor infraestructura en la reducción de daños.

1. Contexto peruano

Desastres de origen hidrometeorológico

Históricamente, los eventos de origen hidrometeorológico representan una de las principales amenazas que ocasionan los desastres de mayor envergadura (Corporación OSSO, 2008). Entre los años 2003 y 2018, se han registrado 74 932 emergencias por desastres de origen natural, de las cuales 49 333 fueron causadas por fenómenos hidrometeorológicos y dejaron un gran número de fallecidos, heridos y desaparecidos.

El territorio peruano es muy rico en diversidad de climas y genética debido a su compleja orografía⁹. Pero esto implica características disímiles entre regiones, que conllevan distintos grados de vulnerabilidad. Adicionalmente, el cambio climático supone graves amenazas por mayor variabilidad

⁸ El PP068 busca disminuir la vulnerabilidad de la población y sus medios de vida ante la ocurrencia de desastres, reduciendo la exposición a estos e incrementando tanto la seguridad como la capacidad de respuesta de la infraestructura y servicios para mitigar riesgos de desastres (Care Perú, 2019).

⁹ La orografía es la rama de la geografía física encargada del estudio, descripción y representación cartográfica del relieve terrestre, el cual es complejo cuando comprende numerosos pisos altitudinales y pendientes muy pronunciadas.

de precipitaciones pluviales, derretimiento de glaciares y aumento del nivel del mar. El conjunto de estos sucesos incrementa el riesgo de la ocurrencia de desastres de origen natural, especialmente de aquellos con consecuencias masivas (inundaciones, huacos, heladas).

Asignación presupuestal y gestión

La GRD en el Perú empieza con la Política de Estado 32 – Gestión del riesgo de desastres, cuyo fin es «proteger la vida, la salud y la integridad de las personas; así como el patrimonio público y privado» (Acuerdo Nacional, 2010, p. 1). Para lo cual abarca los tres tipos de gestiones examinados por Lavell (2014): (i) prospectiva: interviene antes de que se produzca un futuro riesgo; (ii) correctiva: trata de reducir la vulnerabilidad ante riesgos ya existentes; y, (iii) reactiva: lidia con el riesgo que no se ha podido reducir y eventualmente con las consecuencias de ello.

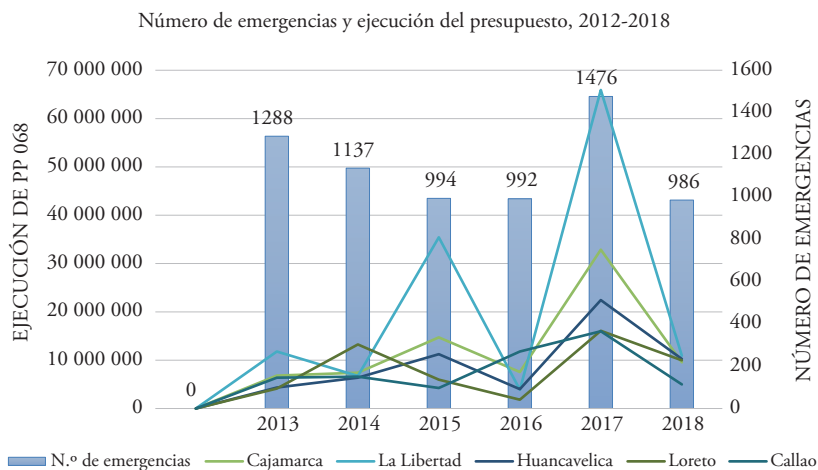
En el año 2011 fue promulgada la Ley N.º 29664, que crea el Sistema Nacional de Gestión del Riesgo de Desastres (Sinagerd), a cargo de definir los principios y lineamientos de política para la GRD. Y el año 2014 fue aprobado el Planagerd, que constituye el documento de planificación estratégica para el cumplimiento de las medidas de GRD. Para lograr los fines del Planagerd, la PCM conduce el programa presupuestal «Reducción de la vulnerabilidad y atención de emergencias por desastres» (PP068), que comprende las medidas económicas y financieras para la reducción de la vulnerabilidad y atención de emergencias por desastres (anexo 1).

Sin embargo, en la figura 2 se observa que, tanto la asignación de presupuesto en el PP068 como su ejecución, al cabo de haberse incrementado en todos los departamentos afectados (salvo escasas excepciones) hasta el año 2015, se reducen en 2016 en la mayoría de los departamentos¹⁰, para luego incrementarse en casi todos¹¹ en el año 2017 y reducirse de nuevo en 2018. Esto da indicios de que la mayor parte de los fondos es para una GRD reactiva o en respuesta a desastres, pero no para prevenirlos.

¹⁰ A excepción de Áncash, Arequipa, Callao, Lima, Pasco y Puno, que aumentan el presupuesto asignado para 2016.

¹¹ A excepción de Lima, Pasco y San Martín, que reducen el presupuesto ejecutado en 2017.

Figura 2
Presupuesto ejecutado del PP068 y número de emergencias en los departamentos de Cajamarca, La libertad, Huancavelica, Loreto y Callao para los años 2013-2018



Fuentes: Indeci (2019a); Portal de Transparencia Económica (2012-2018). Elaboración propia.

Además, si bien el PP068 cuenta con todos los mecanismos e instituciones correctamente designados, aún se presentan muchas deficiencias en la práctica. Un estudio del Banco Interamericano de Desarrollo identificó que la efectividad de las medidas peruanas de GRD era «incipiente»¹² y que persistían problemas como cobertura limitada de amenazas, baja coordinación interinstitucional, entre otros (BID, 2015). En la misma línea, el informe de seguimiento del Cenepred al año 2014 identificó que: las autoridades y los grupos de trabajo designados para la GRD nunca se habían reunido, no se habían dispuesto mecanismos de monitoreo, un 85% en promedio, entre ministerios, municipios y distritos¹³, desconocían el Planagerd, y los distritos más alejados y expuestos al riesgo contaban con menores recursos, capacitaciones y asistencia técnica (Zevallos, 2017). Galarza y Kamiche (2012) resaltan que, además de la poca priorización de la gestión ambiental en la agenda pública, existe un

¹² El BID califica la *performance* de la GRD de manera cualitativa, según un punto de referencia al que deben dirigirse las medidas de GRD, en cinco niveles de desempeño: bajo, incipiente, apreciable, sobresaliente y óptimo (BID, 2015).

¹³ En desagregado, dicho desconocimiento se daba en el 72,2% de los ministerios, el 80% de los gobiernos regionales, el 92,9% de los municipios provinciales, el 81,6% de los distritos limeños, y el 99,37% de los otros distritos peruanos.

permanente incumplimiento de normas, como la de adquirir seguros para las grandes obras de infraestructura pública.

Por último, si bien el presupuesto para el PP068 ha ido en aumento en términos agregados, todavía es limitada la evidencia empírica sobre la efectividad de la inversión en infraestructura para prevenir riesgos en la reducción de los efectos negativos de los desastres de origen natural en el Perú.

2. Revisión de la literatura

Riesgo y vulnerabilidad

Lavell (1996) define el riesgo como una «condición latente o potencial y su grado depende de la intensidad probable de la amenaza y los niveles de vulnerabilidad existentes» (p. 9) y propone una tipología de amenazas o peligros en cuatro categorías, según su origen: naturales, socionaturales, antrópico-contaminantes y antrópico-tecnológicas.

Por otro lado, la vulnerabilidad se refiere a «la propensión o predisposición de ser adversamente afectado» (IPCC, 2012, p. 32). En este sentido, la vulnerabilidad debe ser vista como la variable en la que se puede intervenir para mitigar el impacto de un desastre. El grado de vulnerabilidad se explica por dos factores: fragilidad (condiciones de desventaja) y resiliencia (nivel de asimilación frente a un peligro). Por tanto, la vulnerabilidad comprende también factores geográficos y naturales en los cuales poco se puede intervenir; no obstante, conocer esta condición permite tomar mayores medidas de prevención y mitigación. Con tal propósito, el Ministerio del Ambiente (Minam) propuso una medida de susceptibilidad física que comprende características litológicas, forma del territorio, pendientes, vegetación y clima; con las cuales se elaboraron dos importantes contribuciones¹⁴ para la toma de decisiones y planificación territorial.

Ibarrarán, Reyes y Altamirano (2014) proponen un índice para medir la vulnerabilidad ante desastres de origen hidrometeorológico ponderando seis variables: (i) eventos y daños, (ii) geográficas, (iii) naturales, (iv) socioeconómicas, (v) capacidad institucional y (vi) cambio climático. Sus resultados muestran que la incidencia de vulnerabilidad proviene de: rezagos en la capacidad de respuesta institucional (42%), anomalías en precipitaciones (16%), efectos adversos (15%), y rezagos en capacidades económicas y sociales (9%).

¹⁴ El mapa de vulnerabilidad física como herramienta de gestión de riesgos (Minam, 2011) y el mapa de susceptibilidad para zonas propensas a inundaciones y deslizamientos en la Costa y Sierra (Minam, 2015).

Recapitulando, la vulnerabilidad puede provenir de distintas fuentes, siendo algunas más sencillas de intervenir que otras; y su reducción, a través de cualquiera de sus componentes, puede contribuir a la mitigación de los efectos adversos de un desastre hidrometeorológico.

Medición de los efectos económicos

La Cepal (2003) propone tres métodos para cuantificar los daños ocasionados por los desastres de origen natural:

- a) Precio sombra: toma los precios de mercado, las externalidades y los costos indirectos de un desastre (p. ej., la divisa, la mano de obra y la tasa de descuento). Pero esta metodología es difícil de aplicar, porque requiere de estudios específicos complejos, como conocer la oferta y demanda actuales.
- b) Pérdidas humanas: incluye pérdidas de capital humano, aproximadas estimando el ingreso futuro que la persona habría generado o mediante los montos que pagan las compañías de seguros. Pero estas aproximaciones presentan limitaciones, ya que el ingreso por habitante varía entre países y su aplicación arrojaría que una vida perdida en un país desarrollado vale más que una en un país en desarrollo. Aunque tales deficiencias desaconsejan el uso de esta metodología (Cepal, 2003), para el caso peruano existen algunas estimaciones del costo social del fallecimiento¹⁵.
- c) Efectos en indicadores macroeconómicos: consiste en comparar la evolución de principales variables macroeconómicas luego del desastre con la que habrían tenido si no hubiera ocurrido el desastre¹⁶. Puede incluir la identificación de deterioros en las condiciones de vida en las zonas afectadas por dificultades de acceso a sus fuentes de abastecimiento, menor disponibilidad de servicios esenciales y pérdidas de fuentes de empleo e ingresos (Cepal, 2003).

También se ha recurrido a otros métodos para cuantificar el costo de los daños. Dixon *et al.* (1994) usan el método de valoración de costos evitados, basándose en precios de mercado de la inversión en infraestructura y de

¹⁵ De la Cruz *et al.* (2020) calcularon el valor de la vida estadística (VVE) para el Perú, a través de la disposición de una persona a pagar para reducir el riesgo de perder la vida o ver deteriorada su salud, bajo los enfoques de preferencias reveladas y preferencias declaradas. Y Seminario (2017) estimó el costo de muerte prematura (fallecimiento de una persona, por causa evitable, antes de alcanzar la edad de su esperanza de vida en promedio), a través de la pérdida de productividad generada a la sociedad.

¹⁶ El Banco Central del Caribe Oriental estimó el cambio del PBI antes y después de los huracanes Luis y Marilyn en 1995, y halló una reducción en 2,5 puntos porcentuales del crecimiento del PBI respecto al año anterior (Cepal, 2003).

reconstrucción para estimar el impacto que pudo tener el evento en ausencia de medidas de GRD, y consideran como beneficios a los costos así evadidos. Un limitante de este método es que atribuye el 100% de los costos evadidos a las medidas de GRD.

Por último, se han sugerido evaluaciones estimando los impactos directos e indirectos por interrupciones del acceso a bienes y servicios. Los impactos directos son los ocurridos durante el desastre y poco después. Estos toman en cuenta el número de días con acceso interrumpido y el costo de la atención de emergencia. Y son evaluados estimando la pérdida de medios de producción (número de hectáreas perdidas, número de días de escuela perdidos, etc.) y el valor del equipamiento y del personal asignado para la atención de emergencia (MEF, 2007). Mientras que los impactos indirectos toman en cuenta a las otras personas, instituciones y actividades económicas afectadas (MEF, 2007), y su evaluación considera que pueden prolongarse durante la fase de rehabilitación y reconstrucción hasta un máximo de cinco años (Cepal, 2003).

El Estado

La mitigación de riesgos depende de las acciones tanto públicas como privadas que se adopten. Sin embargo, a diferencia del alcance limitado de las medidas de prevención posibles para agentes privados, mayor magnitud puede tener la acción del gobierno para reducir las pérdidas por desastres porque cuenta con más recursos y herramientas para evaluar y gestionar la exposición a riesgos (Phaup & Kirschner, 2010). Cannon (2008) también resalta la importancia de adoptar políticas públicas de GRD, especialmente en países cuyas poblaciones son más vulnerables y no cuentan con recursos ni conocimientos técnicos para mejorar sus mecanismos de autoprotección. Por añadidura, la seguridad es un bien público cuya preservación es una responsabilidad principal del gobierno.

Anderson (1994) considera como «antieconómico» que los gobiernos no inviertan en reducción de riesgos. Más aún cuando estos riesgos son una barrera para el desarrollo porque generan pobreza e incrementan la vulnerabilidad. Pero, si bien el Marco de Hyogo y luego el Marco de Sendai marcaron un hito importante en la concientización y aplicación del manejo de reducción de riesgos, el gasto público para reducir riesgos es aún insuficiente en escala y efectividad (Gordon, 2013), existiendo problemas no solo de montos asignados sino también en las medidas y funciones adoptadas.

Murphy y Gardoni (2007) plantean que las políticas públicas y asignaciones de recursos para GRD deben tener tres objetivos principales: (i) proteger a los individuos y comunidades de los peligros reduciendo las potenciales pérdidas; (ii) informar y advertir a poblaciones vulnerables sobre las amenazas;

y (iii) aumentar la comprensión y eficacia de las medidas de mitigación. Por su parte, Anderson (1994) hace una distinción entre el gasto en **prevención** y el gasto de **recuperación**. Aunque estos pueden superponerse, la mezcla de ambos conceptos complica el análisis de la eficiencia del gasto. Dicho autor señala que los países desarrollados tienden a asignar más recursos a las actividades de prevención que los países en vías de desarrollo, cuyo presupuesto se concentra en actividades de respuesta y recuperación. Y los presupuestos latinoamericanos no distinguen claramente entre gastos de prevención y de respuesta (Orihuela, 2012). Priorizar la inversión *ex post* implica que los gobiernos aún consideren la GRD como choques exógenos en lugar de riesgos endógenos. Es decir, se suele tratar los desastres como eventos impredecibles que deben manejarse de manera reactiva, en lugar de tratar la vulnerabilidad proactivamente (Gordon, 2013).

El impacto del gasto en infraestructura pública de prevención para reducir los costos de un desastre es complicado de medir. No obstante, existen estudios empíricos que muestran que el gasto en mitigación es efectivo. Por ejemplo, Ishizawa *et al.* (2017) condujeron un estudio en Tabasco (México) para evaluar el impacto del aumento de la inversión en GRD sobre los costos provocados por inundaciones en el período 2007-2010. Bajo la metodología del costo evitado, encontraron que las acciones de precaución tomadas ayudaron a prevenir daños y pérdidas por un monto estimado de US\$ 2317 millones. Más aún, los beneficios de la inversión en GRD del año 2010 fueron tres veces mayores que sus costos de implementación en dicho año.

Otro ejemplo es el estudio de Prada (2006), que muestra que la asignación presupuestal para programas estatales de protección y asistencia social logró mitigar los efectos de choques en el consumo de los hogares colombianos. Concluye así que este tipo de gasto permite evitar una caída drástica en el consumo de los hogares.

Por último, B.-Y. Heo y W.-H. Heo (2019) realizaron un análisis costo-beneficio del gasto en prevención en Corea del Sur. Sus estimaciones muestran que, en el corto plazo, un proyecto de prevención en zonas propensas a desastres aporta un beneficio de un 9% en términos de reducción de daños y que, durante un largo plazo de 10 años, aporta una ratio beneficio/costo del proyecto en valor presente de 3,66.

Acciones privadas

Los agentes económicos buscan reducir el riesgo de perder recursos ante amenazas de origen natural y social (Yamauchi, Yohannes, & Quisumbing 2009), mudándose a zonas menos riesgosas, invirtiendo en reforzar sus

moradas y lugares de trabajo, o comprando un seguro. Pero muchos no conocen el riesgo real de las zonas que habitan, o estiman que tomar más medidas de prevención no necesariamente les redituará mayores ingresos (Iwata, Ito, & Managi, 2014). Y pueden no optar por adquirir un seguro, sea porque prefieren esperar la asistencia gubernamental, o porque subestiman la probabilidad real de pérdidas ante un desastre, o por problemas de selección adversa (Picard, 2008).

Además, en países subdesarrollados, los actores privados están menos atraídos a participar en el manejo del riesgo, pues la percepción de los eventos de origen natural como episodios aislados desemboca en menos participantes que los necesarios para que el sistema de seguros sea rentable. En sus mercados financieros escasean mecanismos como capital de contingencia, productos *multi-trigger*, derivados ambientales, bonos de catástrofe, etc. (Auzzir, Haigh, & Amaratunga, 2014). Y también son insuficientes sus capacidades técnicas e institucionales para implementar servicios financieros complejos, ya que los riesgos ante desastres no son un tema recurrente, y existen poca cultura de aseguramiento, alta informalidad en los bienes asegurables y poco conocimiento de los nuevos instrumentos financieros (Galarza & Kamiche, 2012).

En suma, a la luz de la literatura revisada es posible concluir que, tanto teórica como empíricamente, es conveniente realizar inversiones gubernamentales en prevención de riesgos por desastres. Sin embargo, existe un uso indistinto de conceptos en cuanto a gasto de «prevención» (*ex ante*) y gasto de «recuperación» (*ex post*). Además, pocos estudios han abordado nuestro objetivo específico de investigación: cuantificar los beneficios de mayores asignaciones presupuestales a inversiones en infraestructura pública para prevenir riesgos, en cuanto a reducción de efectos negativos de desastres de origen hidrometeorológico en el Perú.

3. Marco analítico

El momento preciso en que un desastre de origen natural ocurre es incierto. Cuando ocurre, genera una disminución en los ingresos de las personas afectadas y un alto costo para el Estado en responder a la emergencia y reconstrucción. Así, la utilidad se vería reducida. Ante la posibilidad de pérdidas y bajo el supuesto de aversión al riesgo, se crea un potencial mercado de seguro, mediante el cual se invierte hoy para recuperar una parte de la pérdida en caso ocurra el siniestro (Varian, 1992).

$$pU(W - L - \pi q + q) + (1 - p)U(W - \pi q)$$

Desde esta perspectiva, un gobierno regional podría invertir una determinada cantidad πq para reducir la magnitud de la inversión requerida después $(-L + q)$ ¹⁷.

Por otro lado, la teoría económica enseña que los individuos suelen tener conductas defensivas ante situaciones de riesgo¹⁸. Sin embargo, la prevención de daños por desastres naturales, además de requerir de inversiones a gran escala difícilmente realizables por medios privados, representa un bien público porque provee un bien no rival ni excluyente como es la seguridad¹⁹. Por ello, la oferta del nivel de seguridad, asociada a un mayor grado de medidas preventivas, vendría dada por decisiones gubernamentales.

Cada gobierno regional debe asignar, considerando su restricción presupuestaria y distintos proyectos de inversión, un monto determinado a acciones de prevención y de recuperación. El gasto de recuperación en el período t es una función que depende de diversos factores, como el número de desastres en t y los daños que han ocasionado; sin embargo, estos últimos también dependen de la inversión en prevención realizada el período anterior $(t-1)$.

Pérdida de infraestructura pública_t = f(Intensidad evento_t, Prevención_{t-1},...)

Bajo este escenario, se invierte en «Costo de Prevención (CP_{t-1})» si este resulta menor que el costo de la pérdida en infraestructura pública en t multiplicado por la probabilidad de ocurrencia del evento y ajustado por la tasa de descuento. Así, la representación de esta dinámica en un determinado año vendría dada por:

$$CP_{t-1} \leq \frac{p * CA_t}{(1 + i)}$$

Guiado por este marco analítico, el presente estudio busca determinar si efectivamente una mayor inversión en prevención en el año $t-1$ genera una disminución de efectos adversos en el período t .

4. Metodología

El análisis empírico aplica un modelo de efectos fijos basado en un panel de datos agregado por provincias para el intervalo de tiempo 2012-2018.

¹⁷ Lo cual, para los hogares, vendría a representar la mitigación en la caída de sus ingresos o activos. Aunque, bajo el supuesto de que el gobierno es el que invierte, la prima $\pi * q$ no se aplica a los hogares.

¹⁸ *Averting behavior*: acciones para defenderse de peligros ambientales u otros, reduciendo la exposición o mitigando los efectos (Dickie, 2017).

¹⁹ Bien excluyente: si se puede excluir de su consumo a una persona. Bien no rival: su consumo por parte de un individuo no reduce la cantidad de que pueden disponer los demás (Varian, 1992).

4.1 Variables

Variable dependiente

Para estimar los efectos negativos de los desastres, utilizamos la metodología de la Cepal (2014), la cual consiste en estimar los impactos directos por la interrupción de bienes y servicios. Con tal fin, construimos un índice que utiliza los datos de destrucción y colapso de infraestructura tanto pública como privada registrada por el Indeci (2019b), y realizamos un *ranking* agregado del número de daños per cápita.

El índice está compuesto por nueve tipos de infraestructura destruida: número de centros educativos y de centros de salud destruidos; puentes, carreteras, caminos y sistemas de agua y desagüe colapsados; pérdida de canales de riego y número de viviendas destruidas. Estos daños están en unidades y son registrados por el Indeci (2019b). El mayor número de daños corresponde a viviendas destruidas, sistemas de agua y desagüe colapsados, y carreteras colapsadas (figura 3).

El índice fue construido de la siguiente manera:

- a) Calculamos el número de infraestructuras destruidas por cada tipo y per cápita para cada provincia y año.

$$DPC_{it}^s = \frac{\text{Número de unidades destruidas}_{it}^s}{\text{Población}_{it}}$$

$$\forall s = \text{Viviendas, C.Educativos, C.Salud, etc.}$$

Donde:

i = provincia

t = año

s = tipo de infraestructura destruida o colapsada

DPC = daños per cápita

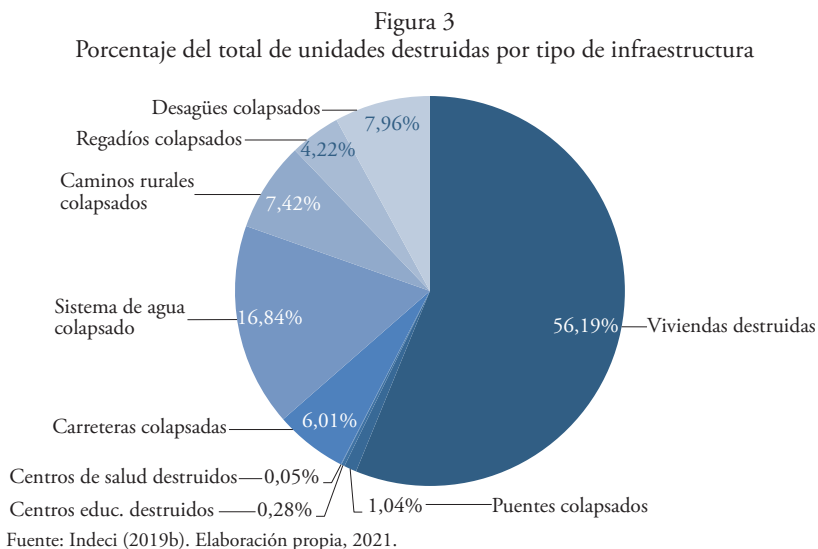
- b) Construimos un *ranking* por cada tipo de infraestructura, ordenando los daños per cápita (DPC) de menor a mayor para cada año. El primer puesto del *ranking* corresponde a la provincia con menos daños, y así sucesivamente.

$$RKG_i^s = \text{ranking}(DPC_i^s)$$

- c) Para formar el índice, hicimos la suma simple de los nueve *rankings* por tipo, asignándoles así la misma ponderación (1/9) al asumir que todos los tipos tienen la misma relevancia. Asimismo, dado que se trata de infraestructura pública salvo viviendas, los daños públicos tienen una representación de 8/9 y los privados, de 1/9.

$$\text{ÍNDICE} = \sum_{s=1}^9 RKG_s^i$$

Por tanto, un mayor puntaje en el índice refleja mayores daños e implica ocupar los últimos puestos en una mayor cantidad de tipos de infraestructura dañada.



Variables de interés

Nos planteamos tres variables de interés para cada una de las especificaciones:

- Gasto total en prevención de desastres por eventos hidrometeorológicos asignado al PP068. Incluye gastos tanto en infraestructura como en capacitaciones, ordenamiento territorial y reforestación (anexo 1).
- Gasto en infraestructura pública de prevención.
- Gasto en infraestructura de prevención con un rezago adicional (gasto de prevención en t-2).

Obtuvimos del portal Transparencia Económica del MEF el gasto asignado al PP068 a nivel provincial para cada año de estudio. Lidiamos con los *outliers* utilizando la metodología de *winsorization*²⁰ y reemplazando el 2% de los datos por los valores más cercanos a estos (Castellani *et al.*, 2019).

Recurrimos a la transformación logarítmica de estas variables para tratar su relación no lineal con la variable dependiente, ajustar la distribución a una normal y facilitar la interpretación de los resultados (Benoit, 2011).

Nuestras hipótesis de estudio implican que los coeficientes asociados a estas variables tengan un signo negativo en las tres especificaciones, en señal de que el gasto en prevención reduce los efectos negativos medidos a través del índice de daños.

Variables explicativas

Intensidad

Medimos las amenazas de daños a través de la intensidad del evento hidrometeorológico, tomando en cuenta la precipitación acumulada registrada cada 12 horas según el portal de la Autoridad Nacional del Agua (ANA). Procedimos a calcular las medias por región natural (Costa, Sierra, Selva) y año, y calculamos las desviaciones de estas medias para cada provincia respecto a su región natural en cada año; pues los mayores desastres son desencadenados por eventos extremos de gran intensidad, con baja frecuencia temporal y distribución irregular. Así, una mayor desviación media significa eventos extremos portadores de mayores amenazas (Sánchez, Borim, & Coutinho, 2011). Cabe esperar, entonces, que el coeficiente de esta variable tenga un signo positivo.

Vulnerabilidad

La vulnerabilidad fue aproximada mediante el índice de desarrollo humano (IDH) ajustado por el nivel de desigualdad, y el PBI. El IDH es provisto por el PNUD y se forma como el promedio de tres componentes: esperanza de vida, acceso a educación y nivel de ingresos; cada uno de los cuales toma valores entre 0 y 1, haciendo que un IDH cercano a 1 signifique mejor desarrollo humano. Se espera así que esta variable tenga un coeficiente negativo, pues un mayor IDH indica menor vulnerabilidad y, por ende, menos daños.

²⁰ *Winsorization*: asignar un menor peso o modificar los valores de los *outliers* para que sean cercanos al resto de los datos (Ghosh & Vogt, 2012). A la variable X , se le asigna el valor de $X=k$ cuando $X \geq k$ y $X = -k$ cuando $X \leq -k$ (Lien & Balakrishnan, 2005).

Por otro lado, las provincias con mayores niveles de PBI per cápita tendrían más recursos para invertir en obras públicas e infraestructura de calidad. Sin embargo, si estas decisiones de inversión no consideran la prevención de riesgos, podrían agregar más vulnerabilidad (Lavell, 2014). Por ello, el signo esperado al respecto es indefinido.

Gestión pública

Dado el impacto socioambiental de los daños por desastres, su reducción depende de decisiones en materia tanto de reconstrucción posdesastre como de planes y políticas de desarrollo. Por esta razón, la capacidad institucional y la calidad de la inversión para reducir vulnerabilidades son factores fundamentales para el desarrollo sostenible (BID, 2015). En el presente estudio, utilizamos como *proxy* de calidad de la gestión pública el porcentaje de presupuesto ejecutado sobre el presupuesto institucional modificado (devengado/PIM) por parte de los gobiernos regionales, tomado del portal Transparencia Económica del MEF.

Urbanización

La rápida urbanización, sobre todo la no planificada, conlleva que las autoridades municipales sean incapaces de garantizar la disponibilidad de terrenos seguros para viviendas, lo que complica la gestión de los riesgos medioambientales (UNISDR, 2009). Además, Choi (2016) resalta que el desarrollo urbano mal administrado amplifica el daño de los desastres, ya que existe mayor número de personas expuestas a los desastres y generalmente está acompañado de una degradación medioambiental que aumenta las probabilidades de ocurrencia de un evento de origen natural. Así, utilizamos como *proxy* de urbanización la tasa de crecimiento poblacional anual (Choi, 2016) por provincia, esperando que el coeficiente de esta variable sea positivo.

4.2 El modelo

Nos basamos en el siguiente modelo, propuesto por Greene (1997) y desarrollado por Oswald y Brauch (2009):

$$y_{it}^{\square} = x'_{it-1}\beta + x'_{it}\theta + z'_{it}\alpha + \varepsilon_{it} \dots (1)$$

Donde:

y_{it}^{\square} = índice agregado de daños ocasionado para cada provincia i en el año t

Nuestra variable dependiente está definida por el índice de destrucción de infraestructura de cada región (i) en el año (t) y β es el parámetro de la

variable de interés «Gasto total en prevención» o «Gasto en infraestructura pública de prevención», según la especificación. X_{it} representa a las variables explicativas y Z_{it} , a los efectos fijos.

$x_{it-1}^1 =$ *Inversión total o en infraestructura pública de prevención de desastres (en el año anterior)*

$x_{it-2}^2 =$ *Inversión en infraestructura pública de prevención de desastres (dos años antes)*²¹

$x_{it}^3 =$ *Calidad de gestión pública(proxy Ejecución/PIM)*

$x_{it}^4 =$ *Intensidad del evento (desviación de la media de la precipitación acumulada)*

$x_{it}^5 =$ *Vulnerabilidad (medida por el IDH)*

$x_{it}^6 =$ *Urbanización (medida por la tasa de crecimiento poblacional)*

$x_{it}^7 =$ *Intensidad del evento (número de eventos hidrometeorológicos)*

$x_{it}^8 =$ *Vulnerabilidad (medida por el PBI per cápita)*

Aplicamos un modelo de efectos fijos por dos razones: (i) debido a la existencia de factores propios a cada provincia analizada que son invariables en el tiempo (geográficos, culturales), pero que podrían correlacionarse con la variable de interés, afectando la consistencia de los estimadores²²; y (ii) el reducido espacio geográfico de nuestro estudio implica la existencia de una alta correlación espacial que sesgaría nuestros resultados si utilizáramos efectos aleatorios. De hecho, cuando aplicamos la prueba de Hausman, resultó rechazada la hipótesis nula, confirmándose así que era preferible un modelo de panel con efectos fijos.

Entonces: $Cov(z_i, x_{i,t-1}^1) \neq 0$.

También utilizamos clústeres a nivel provincia para tener en cuenta tanto la heterocedasticidad como la autocorrelación del error sistemático del panel

²¹ Solo para nuestra especificación 3.

²² Por ejemplo, nuestra variable de interés podría estar relacionada con la vulnerabilidad física y natural del territorio, resultante de sus características específicas en términos de fisiografía, litología, precipitación, pendiente y cobertura de uso (Minam, 2011), pues es posible que, ante una mayor vulnerabilidad conocida por las autoridades, estas inviertan más en prevención.

e_{it} (Kezdi, 2003). Respecto a la heterocedasticidad, es probable que los no observables no sean constantes para todas las provincias, ya que existen factores culturales, geográficos y de gestión, que interfieren en el nivel del gasto.

5. Análisis de resultados

La tabla 1 muestra los resultados para nuestras tres especificaciones, obtenidos mediante efectos fijos.

Tabla 1
Resultados de la regresión *panel data* con efectos fijos

VARIABLES	(1) Modelo 1	(2) Modelo 2	(3) Modelo 3
Ln (Gasto total en prevención (t-1))	-23,05*** (7,635)		
Ln (Gasto en infraestructura (t-1))		-4,986 (3,882)	-7,633 (4,962)
Ln (Gasto en infraestructura (t-2))			2,945 (4,475)
Eficiencia (ejecutado/PIM)	-9,504*** (2,634)	-5,525** (2,170)	-2,883 (3,477)
Desviación de la media de precipitación	17,83** (7,735)	40,17*** (6,881)	44,75*** (7,850)
Índice de desarrollo humano (%)	13,26* (7,886)	2,769 (7,602)	16,65 (15,63)
Número de eventos hidrometeorológicos	2,004*** (0,438)	1,834*** (0,400)	2,067*** (0,378)
Ingreso per cápita	0,102 (0,184)	0,278 (0,188)	0,110 (0,319)
Tasa de crecimiento poblacional	1,194** (0,538)	1,568** (0,734)	
Tasa de crecimiento poblacional (t-1)			1,477 (0,998)
Constante	251,0 (219,4)	103,8 (196,0)	-646,4 (631,9)
Observaciones	442	387	277
R-cuadrado	0,444	0,517	0,552
Número de PROV1	107	107	96

Notas. La columna (1) muestra los resultados utilizando el logaritmo del gasto total en el año t-1, la columna (2) utiliza el logaritmo del gasto en infraestructura de prevención en t-1 y la columna (3) utiliza el gasto en infraestructura en t-1 y t-2. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Con la primera especificación (columna 1) resulta que, si el gasto total per cápita en prevención aumenta en un 1%, el índice de daños en la provincia se reduce en 0,2305 y este coeficiente es significativo. Es decir, la provincia mejoraría su posición en el *ranking* de daños, pues esta bajaría en 0,2305. Este resultado valida nuestra primera hipótesis.

Pero no es posible inferir el impacto de un mayor gasto en infraestructura de prevención. En efecto, en la segunda especificación (columna 2) con un rezago ($t-1$), si bien se mantiene el signo negativo del coeficiente, este ya no resulta significativo. Y con la especificación 3 (columna 3), que agrega un rezago adicional ($t-2$), no resultan significativos los coeficientes ni del gasto en infraestructuras de prevención en $t-1$ ni del rezago en $t-2$. Ambos resultados rechazan la segunda hipótesis planteada.

Respecto a la eficiencia del gobierno local, el coeficiente en las tres especificaciones tiene el signo esperado (negativo) y es significativo en dos de estas (1 y 2); lo que reafirma la importancia de la calidad de gestión pública.

Acerca de las amenazas, los coeficientes de la desviación respecto a la media de la precipitación acumulada y del número de eventos meteorológicos por año y provincia, presenta los signos esperados y son significativos bajo las tres especificaciones. Esto significa que el número de eventos y su nivel de intensidad influyen decisivamente en los efectos posdesastre, e implica que la inversión solo en infraestructura no es suficiente para reducir la exposición a las amenazas.

Respecto a la vulnerabilidad, el coeficiente de desarrollo humano no tiene el signo esperado y solo resulta significativo (al 10%) en el modelo 1. Esto se alinea con los resultados de Corominas y Martí (2015), quienes no encuentran una asociación significativa entre el nivel de IDH y una mejor preparación frente al riesgo volcánico. Similarmente, el coeficiente del ingreso per cápita de la provincia no es significativo en ninguna de las tres especificaciones.

En cambio, el crecimiento poblacional cuenta con un coeficiente positivo y significativo bajo las dos primeras especificaciones; de lo cual se intuye que este, sin una planificación territorial que ordene una rápida urbanización, aumenta la vulnerabilidad ante desastres.

Luego de haber presentado los resultados de nuestras estimaciones, corresponde señalar que la no significancia del gasto en infraestructura de prevención (y el consiguiente rechazo de nuestra segunda hipótesis) podría estar asociada a un nivel subóptimo de inversión, tanto en magnitud como por carecer de un adecuado marco de planificación integral y priorización por parte de las autoridades. En tal sentido, la última Encuesta Nacional de

Gestión de Riesgos de Desastre (Enagerd), realizada el año 2019, identifica que los avances en prevención aún son limitados en cuanto a ordenamiento territorial y condiciones de seguridad en centros educativos, establecimientos de salud y otros servicios públicos (Cenepred, 2021).

Al respecto, cabe resaltar que el cambio climático y el crecimiento poblacional incrementan la intensidad de los eventos hidrometeorológicos y la exposición a sus riesgos (Ishiwatari & Surjan, 2019), haciendo necesario un mayor gasto en prevención para lograr un nivel de mitigación de daños similar al de años anteriores.

Asimismo, la inversión subóptima en infraestructura de prevención de riesgos futuros puede estar relacionada con la reactividad del gasto frente a eventos presentes, que reduce la cantidad disponible para invertir en prevención (Paleari, 2018).

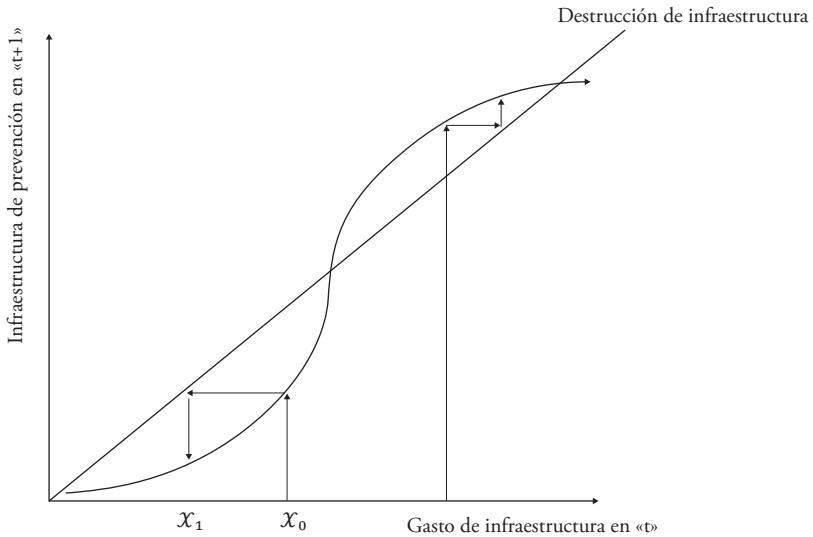
$$\text{Presupuesto}_t = \frac{\alpha * \text{Gasto reactivo}_t}{\alpha + \gamma} + \frac{\gamma * \text{Gasto preventivo}_t}{\alpha + \gamma}$$

$$\alpha \geq \gamma$$

Así, el rechazo de la segunda hipótesis del presente trabajo podría estar influenciado por:

- a) Un insuficiente nivel de inversión de prevención en «t-1», exponiendo a mayores daños por eventos en «t», y entonces, la mayor asignación para reparación en «t» termina desviando la asignación de prevención para «t+1». Esta dinámica sugiere una especie de trampa, donde la inversión mejora poco la infraestructura de prevención acumulada y así esta es fácilmente destruida por los siguientes eventos hidrometeorológicos (figura 4).
- b) Una inadecuada planificación, debido a la falta de capacitaciones a pobladores y autoridades para que comprendan el riesgo real y la eficacia de las medidas de mitigación, ordenamiento territorial e instrumentos de gestión de riesgos.

Figura 4
Trampa de infraestructura



Nota. Si la inversión inicial en infraestructura se posiciona debajo la línea diagonal (x_0), la inversión en infraestructura del próximo año será menor (x_1) y así sucesivamente hasta llegar a un punto de equilibrio bajo que no sea significativo para evitar la destrucción ocasionada por los eventos hidrometeorológicos extremos. Fuente: elaboración propia sobre la base de la trampa de pobreza (Banerjee & Dufló, 2011).

Análisis de robustez: submuestras

Para verificar la robustez de los resultados, dividimos la muestra entre las provincias con mayor y menor susceptibilidad física (SF)²³. Según el Minam, la SF toma valores entre 1 (menor vulnerabilidad) y 5 (mayor vulnerabilidad). Para analizar si existen efectos diferenciados por niveles de SF, realizamos dos regresiones con efectos fijos, catalogando en el nivel alto o muy alto de SF a las provincias con valores mayores o iguales a 4, y al resto en el nivel medio o bajo.

En lo concerniente al gasto total en prevención, la tabla 2 muestra que este es significativo en la reducción del índice de daños, tanto para las provincias con alta SF como para aquellas con baja SF. En estas últimas, un incremento de un 1% en prevención mejora su posición en el *ranking* bajándola en

²³ Características de vulnerabilidad por factores fisiográficos, litológicos, de pendiente y cobertura de uso que tiene una determinada área.

0,34; mientras que para las provincias con alta SF el efecto es menor, pues solo reduce en 0,15 dicha posición. Ello indica que las provincias que sufren mayores daños por tener una alta SF requieren de un incremento del gasto en prevención mayor del 1% para lograr una mejora en su posición similar a la de las provincias con baja SF. Y estos resultados también sugieren que la inclusión de gastos en capacitaciones y campañas de concientización es importante para ambos casos.

Tabla 2
Análisis de robustez – Especificación 1 (Gasto preventivo total)

VARIABLES	(1) SF=baja / media	(2) SF=alta / muy alta
Ln (Gasto total en prevención (t-1))	-34,70** (14,59)	-15,67* (8,286)
Eficiencia (ejecutado/PIM)	-1,339 (3,147)	-9,156*** (2,857)
Desviación de la media de precipitación	37,31*** (8,345)	10,51** (5,086)
Índice de desarrollo humano (%)	9,101 (12,85)	6,220 (9,405)
Tasa de crecimiento poblacional	0,750 (0,665)	1,561 (1,492)
Número de eventos hidrometeorológicos	3,472*** (0,857)	1,711*** (0,459)
Ingreso per cápita	0,146 (0,273)	0,261 (0,229)
Constante	-394,9 (334,7)	458,0 (298,8)
Observaciones	118	324
R-cuadrado	0,687	0,343
Número de PROVI	28	79

Notas. Regresión *panel data* con efectos fijos por submuestras según el nivel de susceptibilidad física. Errores estándar robustos entre paréntesis. Elaboración propia, 2021.

En lo relativo al nivel de eficiencia, este resulta significativo solo para el grupo de mayor SF, lo cual resalta la importancia de contar con gestiones eficientes sobre todo en áreas donde el peligro es mayor. Y es posible que la respectiva no significancia para la submuestra de SF baja pueda deberse a que esta cuenta con menos observaciones.

Tabla 3
Análisis de robustez – Especificación 2 (Gasto preventivo en infraestructura)

VARIABLES	(1) SF=baja / media	(2) SF=alta / muy alta
Ln (Gasto en infraestructura (t-1))	-5,637 (9,258)	-5,514 (4,224)
Eficiencia (ejecutado/PIM)	-0,565 (3,311)	-7,723** (2,961)
Desviación de la media de precipitación	39,57*** (9,660)	39,63*** (13,05)
Índice de desarrollo humano (%)	3,389 (10,20)	1,059 (10,02)
Tasa de crecimiento poblacional	0,921 (0,713)	3,809** (1,800)
Número de eventos hidrometeorológicos	3,326*** (0,821)	1,599*** (0,440)
Ingreso per cápita	0,186 (0,264)	0,351 (0,252)
Constante	-319,5 (203,6)	332,6 (312,9)
Observaciones	107	280
R-cuadrado	0,686	0,411
Número de PROV1	28	79

Notas. Regresión *panel data* con efectos fijos por submuestras según el nivel de susceptibilidad física. Errores estándar robustos entre paréntesis. Elaboración propia, 2021.

Respecto al gasto preventivo en infraestructura, la tabla 3 muestra que ambos grupos presentan el signo esperado respecto al gasto per cápita en inversión de infraestructura, pero en ningún caso resulta significativo. Si bien

es probable que en las provincias con mayor SF se invierta más que en las de baja SF (Miller & Vela, 2014), este no es un factor determinante, ya que su impacto en la reducción de daños tampoco es significativo en las provincias con baja SF. Lo cual parece deberse a un gasto preventivo en infraestructura insuficiente e ineficiente al mismo tiempo.

En este caso, el crecimiento poblacional sí resulta significativo, pero solo en las provincias con mayor SF, como era de esperarse, pues es más probable que más personas se vean expuestas en un área cuyas condiciones geográficas implican una mayor SF.

Por último, los coeficientes asociados a las variables de intensidad y número de eventos son positivos y significativos en ambas tablas (2 y 3), lo cual confirma el rol clave de las amenazas en la magnitud de los daños y la destrucción de infraestructura en particular. En cambio, los coeficientes de las variables IDH e ingreso per cápita no son significativos para ninguna de las submuestras.

6. Conclusiones y recomendaciones

Nuestro estudio ha buscado responder la interrogante de si un mayor gasto en el PP068 para prevención y gestión de riesgos de desastres (GRD) contribuyó a reducir los daños por los desastres ocurridos en el Perú durante el período 2012-2018; enfocándonos en los resultantes de eventos hidrometeorológicos, al estilo de la Cepal (2014).

Con tal fin, hemos utilizado la metodología de *panel data* con efectos fijos, para cuya variable dependiente construimos un índice compuesto por nueve tipos de infraestructura destruida por un evento hidrometeorológico. Para nuestra variable de interés, tomamos el gasto per cápita en el PP068 y, como variables explicativas, los factores determinantes de desastres definidos por Lavell (1996): amenaza, aproximada por la intensidad de los fenómenos; vulnerabilidad, aproximada por el IDH y el PBI per cápita; urbanización; y la calidad de la gestión pública.

Las hipótesis que nos planteamos son: (i) el mayor gasto total en prevención de riesgos y (ii) el gasto solo en infraestructura para prevenir riesgos, reducen ambos los efectos negativos de los desastres en infraestructura tanto pública como privada. El análisis empírico no rechazó la primera hipótesis, mas sí la segunda. Esto significa que el gasto preventivo total destinado a la GRD es el que contribuye a reducir las consecuencias negativas ante desastres. Y atribuimos este efecto a que las acciones de capacitación, ordenamiento territorial y reforestación son las que amplifican los beneficios de la GRD, cuando

complementan la inversión preventiva en infraestructura. Cuando esta última se da sin un marco de intervención integral, es probable que no se invierta donde realmente se necesita y no se obtengan beneficios significativos. Estos resultados son robustos frente a submuestras de provincias según su nivel de susceptibilidad física ante desastres.

Y son resultados alentadores, pues reafirman que las acciones de GRD bien implementadas sí reducen los daños. Esto resalta la importancia de la agenda medioambiental, muchas veces ignorada por autoridades y agentes privados. También pone de relieve el importante papel que tienen las capacitaciones y el ordenamiento territorial en la reducción de daños, dado que el gasto en infraestructura por sí mismo no logra tener un efecto significativo.

Nuestro análisis ha estado limitado por la disponibilidad de datos y su correcto registro. Algunas provincias presentan menos datos y, por ende, puede haber problemas de representatividad. Tampoco dispusimos de la valoración monetaria equivalente de los daños no monetarios causados por desastres, lo que hace imprecisa su comparación con los monetarios y el correspondiente total. Esto explica en parte nuestra opción de ponderar linealmente los distintos tipos de infraestructura destruida al elaborar el índice de daños, lo cual puede ser fuente de distorsión. Por todo ello, se recomienda un registro de datos más desagregado; que asegure el acceso a la información de los lugares más alejados del país; que realice una mejor distinción entre el presupuesto total y el asignado a prevención, capacitaciones y reconstrucción; y que permita una valoración monetaria de todos los principales daños por desastres.

Como sugerencias para futuras investigaciones, convendría que identifiquen el nivel óptimo de gasto preventivo para que así sea posible estimar mejor su probable efecto reductor de los daños por desastres de origen natural, así como lo que supone en términos de calidad de la gestión pública, a fin de optimizar la combinación de políticas públicas en el país para reducir las probabilidades de pérdidas por dichos desastres.

Además, convendría explorar nuevas metodologías para calcular el respectivo índice de daños. Finalmente, ante la posible endogeneidad por bidireccionalidad entre el gasto y los daños, hemos analizado submuestras según niveles de susceptibilidad que arrojaron resultados robustos. Pero una potencial mejora sería utilizar variables instrumentales para verificar la validez de los resultados hallados.

Referencias

- Acuerdo Nacional. (2010). *Política de Estado 32. Gestión del riesgo de desastres*. <https://www.gob.pe/.../minjus/informes-publicaciones/1941748-politica-de-estado-32>
- Anderson, M. B. (1994). ¿Qué cuesta más: la prevención o la recuperación? En A. Lavell (Comp.). *Al norte del Río Grande* (pp. 1-25). La Red. <http://www.funsepa.net/.../pubs/MTUw.pdf>
- Auzzir, Z., Haigh, R., & Amaratunga, D. (2014). Public-private partnerships (PPP) in disaster management in developing countries: A conceptual framework. *Procedia Economics and Finance*, 18, 807-814. doi:10.1016/S2212-5671(14)01006-5
- Banerjee, A., & Duflo, E. (2011). *Poor economics: A radical rethinking of the way to fight global poverty*. Public Affairs. https://warwick.ac.uk/.../courses/.../poor_economics.pdf
- Benoit, K. (2011). *Linear regression models with logarithmic transformations*. London School of Economics. <https://kenbenoit.net/assets/courses/ME104/logmodels2.pdf>
- BID. (2015). *Indicadores de riesgo de desastres y de gestión de riesgos: Perú*. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://publications.iadb.org/es/...13890>
- Cannon, T. (2008). *Reducing people's vulnerability to natural hazards*. UNU-Wider Research Paper 2008/34. <https://www.wider.unu.edu/.../rp2008-34.pdf>
- Care Perú. (2019). *Mecanismos de financiamiento para el Sinagerd*. PCM – Viceministerio de Gobernanza Territorial. <https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/475096>
- Castellani, F., Olarreaga, M., Panizza, U., & Zhou, Y. (2019). Investment gaps in Latin America and the Caribbean. *International Development Policy*, 11(1). doi:10.4000/poldev.2894
- Cenepred. (2014). *Manual para la evaluación de riesgos originados por fenómenos naturales. Versión 02*. Centro Nacional de Estimación, Prevención y Reducción del Riesgo de Desastres. <https://sigrid.cenepred.gob.pe/sigridv3/documento/257>
- Cenepred. (2021). *Informe de resultados de la Encuesta Nacional de Gestión del Riesgo de Desastres (Enagerd) 2019. Actualizado a octubre 2020*. Centro Nacional de Estimación, Prevención y Reducción del Riesgo de Desastres. https://dimse.cenepred.gob.pe/.../INFORME_ENAGERD_2019_Rev03_final.pdf
- Cepal. (2003). *Manual para la evaluación del impacto socioeconómico y ambiental de los desastres*. LC/L.1874. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/2781>
- Cepal. (2014). *Manual para la evaluación de desastres*. LC/L.3691. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/35894>
- Choi, C. (2016). Does economic growth really reduce disaster damages? Index decomposition analysis. *International Journal of Urban Sciences*, 20(2), 188-205. doi:10.1080/12265934.2016.1144520
- Corominas, O., & Marti, J. (2015). Estudio comparativo de los planes de actuación frente al riesgo volcánico (Costa Rica, El Salvador, Ecuador, España, México, Nicaragua y Chile). *Revista Geológica de América Central*, 52. <https://doi.org/10.15517/rgac.v0i52.18980>

- Corporación OSSO. (2008). *Anexo 8. Manifestaciones del riesgo intensivo y extensivo. Perú.* Informe de Consultoría al UNISDR. https://www.preventionweb.net/.../Chap3/LAC-overview/OSSO/8_Informe-Peru-v0.doc
- De la Cruz S. R., Salazar, C. R., Guevara, R., Chávez, D., & Carrillo, A. (2020). *El valor de la vida estadística en el Perú.* Documento de Trabajo 48. Osinerming – Gerencia de Políticas y Análisis Económico. <https://cdn.www.gob.pe/uploads/.../file/1394390>
- Dickie, M. (2017). Averting behavior methods. En P. Champ, K. Boyle & T. Brown (Eds.). *A primer on nonmarket valuation. The economics of non-market goods and resources*, Vol. 13 (pp. 293-346). Springer. https://doi.org/10.1007/978-94-007-7104-8_8
- Dixon, J., Fallon, L., Carpenter, R., & Sherman, P. (1994). *Análisis económico de impactos ambientales.* Turrialba. <https://catalogosiidca.csuca.org/Record/UNANI.012251/Similar>
- Galarza, E., & Kámiche, J. (2012). *Impactos del Fenómeno El Niño (FEN) en la economía regional de Piura, Lambayeque y La Libertad.* Informe Técnico N.º 1. Seguros para la Adaptación al Cambio Climático. GIZ. <https://www.apeseg.org.pe/.../2019/02/2012>
- Gordon, M. (2013). *Exploring existing methodologies for allocating and tracking disaster risk reduction in national public investment.* UNISDR. <https://www.agr.una.py>
- Gosh, D., & Vogt, A. (2012). *Outliers: An evaluation of methodologies.* Georgetown University. http://www.asasrms.org/Proceedings/y2012/Files/304068_72402.pdf
- Greene, W. (1997). *Econometric analysis.* 3.ª ed. Prentice-Hall. ISBN: 9780023466021.
- Heo B.-Y., & Heo, W.-H. (2019). Economic analysis of disaster management investment effectiveness in Korea. *Sustainability*, 11(11), 3011. doi:10.3390/su11113011
- Ibarrarán, M., Reyes, M., & Altamirano, A. (2014). *Medición de la vulnerabilidad ante desastres hidrometeorológicos extremos.* Universidad Iberoamericana Puebla. <https://repositorio.iberopuebla.mx/bitstream/handle/20.500.11777/1071>
- Indeci. (2006). *Manual básico para la estimación de riesgo.* Instituto Nacional de Defensa Civil. http://bvpad.indeci.gob.pe/doc/pdf/.../doc319_contenido.pdf
- Indeci. (2019a). *Compendio estadístico Indeci 2019. En la preparación, respuesta y rehabilitación de la GRD.* Instituto Nacional de Defensa Civil. <https://cdn.www.gob.pe/.../file/1048231>
- Indeci. (2019b). *Índice de capacidad de preparación ante emergencias – EPCI 2019. A nivel sectorial, regional, provincial y distrital.* Instituto Nacional de Defensa Civil. <https://cdn.www.gob.pe/.../file/1681578>
- IPCC. (2012). *Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation.* Special Report. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). Cambridge University Press. ISBN: 9781107607804
- Ishiwatari, M., & Surjan, A. (2019). Good enough today is not enough tomorrow: Challenges of increasing investments in disaster risk reduction and climate change adaptation. *Progress in Disaster Science*, 1, 1-3. doi:10.1016/j.pdisas.2019.100007

- Ishizawa, O. A., Miranda, J. J., Paredes, M., De Haro, I., & Pedrozo, A. (2017). *Analysis of the impact of investments in disaster risk reduction and prevention in Mexico: Case study of Tabasco between 2007 and 2011*. World Bank. doi:10.1596/29105
- Iwata, K., Ito, Y., & Managi, S. (2014). Public and private mitigation for natural disasters in Japan. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 7, 39-50. doi:10.1016/j.ijdrr.2013.12.005
- Kezdi, G. (2003). *Robust standard error estimation in fixed-effects panel models*. Central European University. doi:10.2139/ssrn.596988
- Lavell, A. (1996). Degradación ambiental, riesgo y desastre urbano: problemas y conceptos. En M. A. Fernández (Comp.). *Ciudades en riesgo* (pp. 21-59). Lima: La Red. <https://www.fundacionhenrydunant.org/.../Cuidades%20en%20Riesgo%20>
- Lavell, A. (2014). *Disaster risk reduction and public investment decisions: The Peruvian case*. GIZ & UNISDR. <https://sigrid.cenepred.gob.pe/sigridv3/documento/343>
- Lien, D., & Balakrishnan, N. (2005). On regression analysis with data cleaning via trimming, Winsorization, and dichotomization. *Communications in Statistics – Simulation and Computation*, 34(4), 839-849. doi:10.1080/03610910500307695
- MEF. (2007). *Pautas metodológicas para la incorporación del análisis del riesgo de desastres en proyectos de inversión pública*. Ministerio de Economía y Finanzas. <https://sigrid.cenepred.gob.pe/sigridv3/documento/184>
- MEF. (2021). *Portal de Transparencia Económica – Presupuestos 2012-2018*. Ministerio de Economía y Finanzas. <http://www.mef.gob.pe/index>
- Miller, S., & Vela, M. (2014). *Is disaster risk reduction spending driven by the occurrence of natural disasters?* IDB Working Paper Series IDB-WP-500. <https://publications.iadb.org/en/publication/12054>
- Minam. (2011). *Memoria descriptiva del mapa de vulnerabilidad física del Perú: herramienta para la gestión del riesgo*. Ministerio del Ambiente. <http://www.minam.gob.pe/handle/123456789/402>
- Minam. (2015). *Mapa de susceptibilidad física del Perú: zonas propensas a inundaciones y deslizamientos en la costa y sierra frente a la ocurrencia de eventos hidrometeorológicos extremos*. Ministerio del Ambiente. <http://www.minam.gob.pe/handle/123456789/98>
- Murphy, C., & Gardoni, P. (2007). Determining public policy and resource allocation priorities for mitigating natural hazards: A capabilities-based approach. *Science and Engineering Ethics*, 13(4), 489-504. doi:10.1007/s11948-007-9019-4
- Orihuela, J. C. (2012). *Consultancy on understanding existing methodologies for allocating and tracking DRR resources in 6 countries in the Americas*. GAR 2013 Contributing Paper. UNISDR. <http://www.preventionweb.net/.../gar/2013/.../Orihuela%202012.pdf>
- Oswald, U., & Brauch, H. (2009). *Securitizar la Tierra y aterrizar la seguridad*. CLD – Documento Temático N.º 2. Convención de las Naciones Unidas de Lucha contra la Desertificación. https://catalogue.unccd.int/843_dlld_spa.pdf
- Paleari, S. (2018). Natural disasters in Italy: Do we invest enough in risk prevention and mitigation? *International Journal of Environmental Studies*, 75(4), 673-687. doi:10.1080/00207233.2017.1418995

- PCM. (2014). *Plan Nacional de Gestión del Riesgo de Desastres – Planagred 2014-2021*. Presidencia del Consejo de Ministros. <http://www.cenepred.gob.pe/sigridv3/documento/417>
- Phaup, M., & Kirschner, C. (2010). Budgeting for disasters: Focusing on the good times. *OECD Journal on Budgeting*, 2010(1), 1-24. doi:10.1787/16812336
- Picard, P. (2008). Natural disaster insurance and the equity-efficiency trade-off. *The Journal of Risk and Insurance*, 75(1), 17-38. <https://www.jstor.org/stable/25145261>
- Prada, M. (2006). *Los hogares colombianos ante los choques: efectividad de los mecanismos de protección social*. Documento CEDE 2006-23. <http://www.uniandes.edu.co/handle/1992/7996>
- Sánchez, E., Borim, C., & Coutinho, C. (2011). Teachers understanding of variation. En C. Batanero, G. Burril & C. Reading (Eds.). *Teaching statistics in school mathematics. The 18th ICMI Study* (pp. 211-222). Springer. doi:10.1007/978-94-007-1131-0
- Seminario, B. (2017). *Anexo 11. Parámetros de la Evaluación Social*. http://www.mef.gob.pe/contenidos/inv_publica/.../anexo11_directiva001_2019EF6301
- Toro, J. (2020, 29 de julio). *Los desastres no son naturales*. Banco Mundial. <https://www.bancomundial.org/es/news/feature/2020/07/29>
- UNDRR. (2020) *Human cost of disasters – An overview of the last 20 years (2000-2019)*. UN Office for Disaster Risk Reduction. <https://www.undrr.org/media/48008/download>
- UNISDR. (2009). *Terminología sobre reducción del riesgo de desastres*. UN International Strategy for Disaster Reduction. <https://www.unisdr.org/files/7817>
- UNISDR. (2015). *Marco de Sendai para la reducción del riesgo de desastres 2015-2030*. UN International Strategy for Disaster Reduction. <https://www.unisdr.org/files/43291>
- Varian, H. (1992). *Microeconomic analysis*, 3.^a ed. Norton & Co., Inc. <https://es.scribd.com/document/83093538>
- Yamauchi, F., Yohannes, Y., & Quisumbing, A. (2009). *Risk ex-ante actions and public assistance: Impacts of natural disasters on child schooling in Bangladesh, Ethiopia, and Malawi*. Ifpri Discussion Paper 880. <https://www.ifpri.org/publications/>
- Zevallos, A. (2017). La gestión del riesgo de desastres en el Perú. *Paideia*, XXI, 6(7), 137-158. doi:10.31381/paideia.v6i7.1605

Anexo 1 Subcategorías del PP068

Conceptos de gasto en infraestructura	Conceptos de gastos totales en PP068
<ul style="list-style-type: none"> • Construcción de defensas ribereñas • Instalación de infraestructura de protección contra inundaciones y filtraciones • Mejoramiento de canalizaciones • Instalación de sistemas de drenaje pluvial • Encauzamiento de ríos • Enrocado de defensas ribereñas • Creación de diques • Construcción de muros de contención • Protección contra deslizamientos • Construcción de taludes • Rehabilitación y mejoramiento de las infraestructuras de servicio básico • Instalación de infraestructura de prevención de riesgos • Instalación de espigones • Canal de evacuación 	<ul style="list-style-type: none"> • Prevención, limpieza y descolmatación • Recuperación de cobertura forestal • Mejoramiento del servicio educativo en prevención • Mejoramiento de los servicios de reducción de la vulnerabilidad y atención de emergencias por desastre • Mejoramiento de la gestión de riesgos para la prevención y mitigación de los desastres • Mejoramiento de los servicios de zonificación ecológica y económica para el ordenamiento territorial • Mejoramiento de gestión territorial urbana • Mejoramiento de prevención y atención oportuna de emergencias por compañías de bomberos voluntarios • Gestión comunal • Mejoramiento del servicio de atención en emergencias y desastres naturales • Desarrollo de capacidades para el ordenamiento territorial • (+) gastos en infraestructura

Fuente: Portal de Transparencia Económica. MEF. Elaboración propia, 2021.