

Fernando González Vigil (editor)

27

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2022

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Esteban Pierre Chabaneix Castillo
Daniela Chavarría Iglesias
Paloma Domenack Juscamaita
Mauricio Alberto González Campana
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez
Gianfranco Jorge Quintanilla
Nicolás Pantoja Castañeda
Carlos Eduardo Peña Solsol
Wilbert André Pino Aguirre
Alicia Lucía Rego Urrunaga
Fátima Alicia Rohde Fornes
Santiago Matías Valencia Mauleon
Akemí Gabriela Yatto Grados

Con la colaboración de:

Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de Investigación Económica 2022

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Esteban Pierre Chabaneix Castillo
Daniela Chavarría Iglesias
Paloma Domenack Juscamaita
Mauricio Alberto González Campana
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez
Gianfranco Jorge Quintanilla
Nicolás Pantoja Castañeda
Carlos Eduardo Peña Solsol
Wilbert André Pino Aguirre
Alicia Lucía Rego Urrunaga
Fátima Alicia Rohde Forns
Santiago Matías Valencia Mauleon
Akemi Gabriela Yatto Grados

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

© Fernando González Vigil, editor, 2024

De esta edición:

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

Economía aplicada. Ensayos de Investigación Económica 2022

Fernando González Vigil (editor)

1.^a edición digital: setiembre de 2024

Diseño de la carátula: Ícono Comunicadores

ISBN ebook: 978-9972-57-545-7

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2024-10279

doi: <https://doi.org/10.21678/978-9972-57-545-7>

Disponible en fondoeditorial.up.edu.pe

BUP

Economía aplicada: ensayos de investigación económica 2022 / Fernando González Vigil, editor ; con la colaboración de Karina Angeles Mendoza. -- 1a edición. -- Lima: Universidad del Pacífico, 2024.
235 p. -- (Documento de investigación ; 27)

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. Cambio en los incentivos de acumulación de capital humano: dinámica de crecimiento económico. <i>Wilbert André Pino Aguirre y Akemi Gabriela Yatto Grados</i>	17
2. Contraciclicidad de la balanza comercial en el Perú y Chile: el rol del tipo de cambio. <i>Nicolás Pantoja Castañeda y Esteban Pierre Chabaneix Castillo</i>	55
3. Políticas fiscales en presencia de una economía informal, bajo una perspectiva DSGE. <i>Santiago Matías Valencia Mauleon y Gianfranco Jorge Quintanilla</i>	87
4. Variación de la tasa <i>forward</i> instantánea como medida de sorpresa de política monetaria y su efecto en el mercado de bonos en el Perú. <i>Vivian Jimena Castañeda Rivas y Gerardo Alberto Jiménez Jiménez</i>	117
5. ¿Cómo afectan los cambios en el precio de los activos al retorno de mercado de las AFP? El rol aislante de las AFP en Chile. <i>Fátima Alicia Rohde Forns y Alicia Lucía Rego Urrunaga</i>	147
6. ¿Existe complementariedad entre las redes de transporte y la asociatividad de agricultores? Efectos sobre el rendimiento productivo. <i>Mauricio González Campana y Paloma Domenack Juscamaita</i>	175
7. El impacto del control familiar en la manipulación de beneficios en empresas de Latinoamérica. <i>Daniela Chavarría Iglesias y Carlos Eduardo Peña Solsol</i>	203

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 alumnos y concluidos exitosamente en el año 2022. Específicamente, contiene las mencionadas versiones de siete TIE que, además de haber sido aprobados ese año cumpliendo con los dos requisitos para ser publicados por el Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico: haber sido calificados con una nota final igual o mayor de 17 (sobre 20) y que ambos miembros del jurado hayan recomendado 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 siete TIE se suman así a los TIE aprobados en años anteriores que han sido publicados en volúmenes previos de dicha serie, para juntos integrar la galería de exponentes destacados del éxito de la misión formativa de la 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, que incluye la realización satisfactoria de un TIE, donde aplica sus conocimientos teóricos y metodológicos al análisis riguroso de un tema económico bien acotado. Por ello, los alumnos emprenden esta labor durante los dos últimos semestres académicos de la carrera. La calidad de los TIE es supervisada por profesores e investigadores de la UP (a tiempo completo o parcial), quienes participan activamente como asesores y/o jurados. Algunos de ellos también realizan aportes adicionales, brindando talleres sobre métodos y bases de datos para investigación académica y sobre redacción, que, junto con otros talleres a cargo de especialistas de la UP en recursos bibliotecarios y para presentaciones orales, refuerzan las habilidades de los alumnos 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 lista los siete excelentes TIE del año 2022 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 tres fueron concluidos y aprobados en junio de 2022 y cuatro, en noviembre del mismo año. Además, la tabla identifica a los autores respectivos, ordenándolos alfabéticamente según el apellido paterno del primer autor (seguido por su apellido materno y nombres, de entre los cuales cada autor elige los que menciona al entregar su ensayo para publicación), así como según el ciclo académico de 2022 en que completaron con honores la elaboración de su TIE. La tabla también menciona al docente que asesoró la investigación y que, en tal condición, comparte el crédito por la calidad del trabajo realizado. El editor de este volumen felicita efusivamente a todos los autores y asesores mencionados en la tabla.

Autores	Título	Asesor(a)
Aprobados en junio de 2022 (Ciclo Académico 2022-I)		
Chavarría Iglesias, Daniela Peña Solsol, Carlos Eduardo	El impacto del control familiar en la manipulación de beneficios en empresas de Latinoamérica	Jorge Lladó
Rohde Forns, Fátima Alicia Rego Urrunaga, Alicia Lucía	¿Cómo afectan los cambios en el precio de los activos al retorno de mercado de las AFP? El rol aislante de las AFP en Chile	Bryan Gutiérrez
Valencia Mauleon, Santiago Matías Jorge Quintanilla, Gianfranco	Políticas fiscales en presencia de una economía informal, bajo una perspectiva DSGE	Marco Ortiz
Aprobados en noviembre de 2022 (Ciclo Académico 2022-II)		
Castañeda Rivas, Vivian Jimena Jiménez Jiménez, Gerardo Alberto	Variación de la tasa <i>forward</i> instantánea como medida de sorpresa de política monetaria y su efecto en el mercado de bonos en el Perú	Miguel Robles
González Campana, Mauricio Alberto Domenack Juscamaíta, Paloma	¿Existe complementariedad entre las redes de transporte y la asociatividad de agricultores? Efectos sobre el rendimiento productivo	Joanna Kamiche
Pantoja Castañeda, Nicolás Chabaneix Castillo, Esteban Pierre	Contraciclicidad de la balanza comercial en el Perú y Chile: el rol del tipo de cambio	Sergio Serván
Pino Aguirre, Wilbert André Yatto Grados, Akemi Gabriela	Cambio en los incentivos de acumulación de capital humano: dinámica de crecimiento económico	Marco Ortiz

A los mencionados propósitos identificatorios que motivan esa tabla, se suma el propósito, reflejado en el índice de este volumen, de ordenar los trabajos según el tipo de temas que abordan. Este es el orden adoptado para lo que sigue de esta presentación, porque esclarece la comprensión de los respectivos aportes académicos y sus implicaciones de políticas públicas, que en ciertos casos relieván importantes repercusiones económicas de medidas adoptadas ante la pandemia de la COVID-19.

* * * * *

En tal sentido, los dos trabajos al inicio de dicho índice abordan sendos factores claves en la dinámica del crecimiento de una economía abierta.

Uno de ellos es la acumulación de capital humano (CH), que la investigación de Pino y Yatto (asesorada por el profesor Marco Ortiz) aborda novedosamente, enfocándose en el posible impacto del impulso a la educación *online* resultante de medidas para ralentizar la expansión de la COVID-19, sobre dicha acumulación y el crecimiento económico en el largo plazo. Esto es analizado por dichos autores en un plano teórico, debido a la insuficiencia de datos derivada del poco tiempo transcurrido desde la pandemia. En dicho plano, primero recurren a un modelo de decisiones de inversión en CH (entendida como la fracción del tiempo que un individuo dedica a educarse o capacitarse), para plantear escenarios de opción por clases presenciales o virtuales según las diferencias de costos (monetarios y de tiempo) entre los dos modos de educación. Y luego recurren a un modelo de crecimiento endógeno con CH y capital físico (tendencialmente sesgado al CH), para analizar las diferencias, respecto a la dinámica económica en el largo plazo, entre las sendas temporales de inversión en –y acumulación de– CH resultantes de cada modo de educación. De esta manera, concluyen que la opción por la educación virtual expande la función de acumulación de CH, debido principalmente al ahorro de costos en términos del tiempo disponible para educarse y, complementariamente, al ahorro de costos monetarios, por comparación con ambos costos en la educación presencial. En vista de la relevancia de esta conclusión teórica para el Perú y varios otros países donde se ha incrementado el uso de internet para fines educativos, los autores recomiendan que sea evaluada empíricamente cuando la disponibilidad de datos lo permita. Con ello en mente, cierran su trabajo con sugerencias de especificaciones que eviten algunos supuestos teóricos restrictivos y para la identificación de variables, incluyendo las necesarias para capturar diferencias entre la educación presencial y la virtual en cuanto al nivel de conocimientos efectivamente alcanzado.

Y la investigación de Pantoja y Chabaneix (asesorada por el profesor Sergio Serván) examina el rol del tipo de cambio (TC) en una relación clave para el dinamismo de una economía abierta, como es la existente entre balanza comercial y PBI. La hipótesis es que, ante choques de TC, la balanza comercial se comporta contracíclicamente en el Perú y Chile, economías escogidas como casos de estudio porque tienen estructuras comerciales similares y están parcialmente dolarizadas. Dado que el TC es una variable endógena, la comprobación rigurosa de esa hipótesis requiere de una metodología capaz de separar el efecto del TC de los efectos de otras variables que influyen en el TC. Por ello, dichos autores seleccionan siete tipos de choques estructurales (domésticos e internacionales) y les aplican un SVAR para identificar los choques que condicionan las fluctuaciones del TC. Acto seguido, a través de las funciones impulso-respuesta de la balanza comercial y del PBI condicionadas a cada uno de los choques ortogonales, estiman la elasticidad condicional (a un determinado choque) de la balanza comercial que les permite captar el efecto separado de cada choque. Todo lo cual calculan sobre la base de datos trimestrales durante el período 2000-2021, obtenidos de las estadísticas *online* del banco central peruano y del chileno. Merced a esta estrategia empírica, los autores no solo verifican su hipótesis al demostrar la contraciclicidad de la balanza comercial (peruana y chilena) ante un choque de tipo de cambio. También encuentran que, en dicha contraciclicidad, predomina el rol de los choques de oferta global en el caso peruano y el rol de los choques de demanda global en el caso chileno, en señal de la predominancia de un efecto cantidad en el caso peruano y de un efecto precio en el chileno. Los autores concluyen recomendando la realización de estudios empíricos que contribuyan al desarrollo de instrumentos de políticas para mejorar el ajuste macro, enfocándose en componentes de la balanza comercial y del PBI, y/o aplicando la metodología panel VAR a fin de poder identificar las interacciones entre las economías nacionales analizadas y su interdependencia estática y dinámica.

* * * * *

Los tres trabajos que siguen en el índice de este volumen analizan sendos efectos estructurales de, respectivamente, algunas medidas de política fiscal o de política monetaria, o del rol financiero de grandes inversionistas institucionales ante cambios en los precios de activos en su portafolio.

Valencia y Jorge justifican su investigación (asesorada por el profesor Marco Ortiz) señalando que el masivo sector informal de la economía peruana

fue invisibilizado por el apoyo fiscal brindado durante la COVID-19, ya que este se concentró en facilitar que el crédito formal a empresas sea menos costoso, y en otorgar bonos universales a hogares pobres no necesariamente inmersos en el sector informal. Por ello, dichos autores buscan demostrar que, en una economía muy informal y con fricciones en el mercado laboral (como es la peruana), el Gobierno puede maximizar el bienestar agregado mediante políticas contracíclicas que mitiguen choques adversos. Para ello, se valen de un modelo DSGE de ciclos económicos, con fricciones de búsqueda y emparejamiento en el mercado laboral, cuatro empresas representativas (formal, informal, de bienes intermedios y de bienes finales); así como un Gobierno que recauda impuestos a la planilla y cuyo gasto de apoyo a la producción forma parte de la función de producción empresarial. Este modelo es simulado mediante rutinas Matlab y el *software* Dynare, a fin de hallar el estado estacionario de sus 25 variables, y, una vez calibrados sus parámetros, se obtienen las funciones impulso-respuesta ante un choque negativo de productividad, que permiten comparar los efectos de tres medidas contracíclicas: soporte a la empleabilidad para mejorar la eficiencia del emparejamiento vacante laboral-trabajador formal; reducción del impuesto a la planilla; y transferencia a trabajadores informales. Esta comparación se basa en el parámetro óptimo que maximiza el bienestar agregado de la economía, hallado mediante el algoritmo de OSR. Los resultados de esta metodología verifican la hipótesis de investigación, porque muestran que esas tres medidas contracíclicas mitigan el deterioro del bienestar resultante del *shock* adverso; y también muestran que el mejor efecto de bienestar corresponde a la transferencia a trabajadores informales, pues esta medida es la que más reduce el impacto negativo del *shock* sobre el sector formal y el consumo. Los autores concluyen recomendando la realización de investigaciones con versiones perfeccionadas del modelo, que no asuman equilibrio fiscal e incorporen el sector externo a fin de considerar sus efectos en la propagación o mitigación de *shocks* adversos.

Por su parte, la investigación de Castañeda y Jiménez (asesorada por el profesor Miguel Robles) estima, para el caso peruano, un importante efecto de la política monetaria (PM), como es el efecto, sobre las *yields* de los bonos soberanos del Perú, de variaciones sorpresivas (porque no son anticipadas por los agentes económicos) en la tasa (de interés) de referencia (TR) anunciada por el BCRP en sus mensuales reuniones ordinarias de PM. La importancia de dicho efecto reside en que el mercado toma esas *yields* como referencia para la emisión de valores locales en moneda nacional, lo que contribuye al

desarrollo del mercado financiero peruano. Los mencionados autores evalúan tal efecto cubriendo el período desde septiembre de 2008 a agosto de 2022 y los correspondientes 168 anuncios de TR resultantes de sendas reuniones de PM, con datos obtenidos de estadísticas provistas *online* por el BCRP, la SBS y Bloomberg. A partir de estos, realizan una estimación de MCO no lineales con optimización numérica, donde la variable dependiente es la variación de las *yields* en soles de bonos soberanos peruanos a 10 y a 20 años; y la variable explicativa es el componente no esperado en cada TR anunciada (o sorpresa de PM), cuyo efecto propio es debidamente aislado controlando por cambios en el tipo de cambio nominal y en la liquidez del mercado de certificados de depósitos del BCRP, en días alrededor de cada anuncio. Para ello, dichos autores brindan un valioso aporte metodológico en su esfuerzo por identificar bien la variable sorpresa de PM, ya que con tal fin calculan la tasa *forward* instantánea en el Perú (inexistente en los datos disponibles), al día siguiente y a 25 días de cada anuncio de PM, cuya diferencia captura el efecto del componente no esperado de cada nueva TR. Los resultados de esta metodología verifican la hipótesis del trabajo, porque muestran la existencia de un significativo efecto positivo de dichas sorpresas en las mencionadas *yields*. Y también muestran que tal efecto para los bonos a 20 años es mayor que para los bonos a 10 años. Ante estos resultados, los autores recomiendan la elaboración de investigaciones que profundicen sobre el peso relativo de la *risk* (o *term*) *premium* en la economía peruana, así como sobre la asimetría de información entre el BCRP y el mercado que estaría revelando la magnitud y significancia del efecto hallado.

Y la investigación de Rohde y Rego (asesorada por el profesor Bryan Gutiérrez) analiza el rol amplificador o aislante (mitigador) del impacto adverso de caídas en precios de activos financieros sobre inversionistas institucionales tan importantes en el sistema previsional y el mercado financiero como son las AFP. Específicamente, esta investigación está enfocada en las AFP en Chile que cotizan en bolsa, porque el encaje legal de ese país genera la existencia de una relación directa entre el capital de una AFP y el valor de los activos donde ha invertido los fondos de pensiones que administra. Ello permite evaluar si el efecto traspaso de descensos en dicho valor sobre el retorno de mercado de la AFP es mayor o menor que 1, en respectiva señal de la existencia de un rol amplificador o un rol aislante. Para esta evaluación, dichas autoras aplican, a datos mensuales durante el período de octubre de 2008 a julio de 2020 publicados por la Superintendencia de Pensiones de Chile, y de Bloomberg, una regresión con variable instrumental y efectos fijos. Donde la variable

dependiente es el retorno de mercado de la AFP y la variable explicativa es el retorno de un índice ponderado de los retornos de los distintos activos en su portafolio, instrumentalizado por grandes retornos anormales en el sector al que pertenece cada activo, a fin de despejar la endogeneidad por variables omitidas. Con esta metodología, las autoras verifican la hipótesis de su trabajo, porque encuentran que, dentro del período analizado, el mencionado efecto traspaso: (1) es cercano a cero en los años de volatilidad normal en los precios de activos donde la AFP ha invertido los fondos de pensiones a su cargo, en señal de un rol aislante que mitiga el respectivo impacto adverso sobre el retorno de la AFP; y (2) es significativamente mayor que 1 en los años de caídas críticas en dichos precios, en señal de un rol amplificador debido al consiguiente incremento del riesgo de liquidación. Las autoras concluyen recomendando que, de realizarse estudios similares sobre el caso peruano, la metodología tenga en cuenta las diferencias con el caso chileno (como el encaje legal y la comisión por saldo, por ejemplo); y que evalúen el impacto de los retiros anticipados de fondos de pensiones sobre el rol amplificador o aislante de las AFP.

* * * * *

Este volumen se cierra con un par de investigaciones sobre temas microeconómicos, muy distintos el uno del otro, pero sutilmente conectados entre sí porque ponen en evidencia la importancia del «capital social» (en su acepción socioeconómica). Sea por obra de la asociatividad entre productores agrarios y el consiguiente incremento de su productividad. Sea por las mejores prácticas de gobierno corporativo adoptadas por empresas familiares conforme van valorando más su buena reputación.

En ese orden, el propósito de la investigación de González y Domenack (asesorada por la profesora Joanna Kamiche) es evaluar si el acceso a redes viales y la pertenencia a asociaciones agrícolas tienen en conjunto un efecto positivo sobre la productividad agrícola. La necesidad de esta evaluación se desprende de estudios previos consultados, según los cuales dicha productividad es beneficiada por la asociatividad, pero no necesariamente por la construcción de caminos cuando esta provisión no es complementada por otros servicios de apoyo al agricultor. Con tal propósito, los mencionados autores arman una muestra de alrededor de 17 500 unidades agropecuarias (UA), cubriendo las tres regiones naturales del Perú, cuyos datos obtuvieron de la ENA anual durante el trienio 2017-2019 y del MTC respecto a redes viales a nivel de distrito a 2018. Basados en este *pool* de datos, realizan esti-

maciones con efectos fijos de tiempo/departamento y aplican la metodología de PSM con emparejamiento *radius matching* y un *caliper*, a fin de captar diferencias de productividad entre UA asociadas y UA no asociadas comparables entre sí por ser similares en otras características. El resultado principal de esta metodología verifica la hipótesis de dichos autores, al mostrar que la asociatividad y el acceso a más kilómetros de caminos tienen en conjunto un significativo efecto positivo sobre la productividad agrícola. Y se trata de un resultado robusto, pues persiste cuando se aplica otra metodología (variables instrumentales), otro emparejamiento (*nearest neighbours*) y varios *calipers*. En vista de lo cual, los autores concluyen destacando tanto el aporte académico de su investigación, por ser la primera en evaluar dicho efecto conjunto para el caso peruano, como la utilidad práctica de su hallazgo para guiar acciones coordinadas entre autoridades agrarias y de transporte.

Y la investigación de Chavarría y Peña (asesorada por el profesor Jorge Lladó) evalúa el efecto del control familiar de una empresa en la propensión de esta a manipular sus beneficios en valores devengados (MBD) y/o reales (MBR). La hipótesis al respecto, de que dicha propensión disminuye conforme aumentan la edad y el tamaño de la empresa familiar, se sustenta en evidencia provista por estudios consultados, acerca de que la empresa exitosa en términos de longevidad y crecimiento tiende a adoptar prácticas de buen gobierno corporativo a fin de mejorar su reputación y valor en el mercado. Los mencionados autores utilizan datos anuales, durante el período 2016-2019, de empresas familiares listadas en las respectivas bolsas de valores de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú; e información obtenida de Economatica, Refinitiv y la web de cada empresa. Con esos datos, realizan estimaciones anuales por MCO, complementadas con sendos análisis de diferencias en diferencias (DD). En sus regresiones, la variable dependiente es la MBD o la MBR alternativamente; y las cinco variables explicativas son la propiedad (familiar/no familiar) de la empresa, su edad, su tamaño (en nivel de activos), la interacción entre propiedad y edad, y la interacción entre propiedad y tamaño. Esto les permite comparar los cambios en la MB por parte de empresas familiares y no familiares, bajo distintos escenarios de dichas interacciones y aplicando los controles pertinentes. Así logran verificar su hipótesis, al encontrar que la propensión de la empresa familiar a incurrir en MBD es mayor a valores bajos de su edad y tamaño e, inversamente, es menor a valores altos de su edad y tamaño. Ambos resultados son significativos y resisten las pruebas de robustez aplicadas por los autores. En cambio, los resultados respecto a la MBR no son significativos ni consistentes; lo que probablemente se deba a que la MBR

es difícilmente detectable con datos anuales. Los autores concluyen entonces recomendando que futuras investigaciones cuenten con datos trimestrales; y resaltando la utilidad práctica de sus hallazgos respecto a la MBD, tanto para inversionistas interesados en empresas con buenas prácticas corporativas, como para que los reguladores enfoquen su labor de detección de MB según umbrales de edad y tamaño empresarial.

* * * * *

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 la sociedad peruanas, como en la acertada aplicación de conocimientos teóricos y metodológicos idóneos para poder identificar rigurosamente los principales factores explicativos de los problemas o logros analizados y las correspondientes políticas pertinentes. Sus autores y asesores son, por tanto, ejemplos destacados del economista de calidad que la UP forma y/o alberga en su plana docente.

No cabe culminar esta presentación sin resaltar y agradecer el aporte de quienes hicieron posible el éxito de Investigación Económica (IE) 2022. Este reconocimiento se extiende a todos los alumnos de esa asignatura, los profesores que actuaron como asesores y/o jurados, y los especialistas de otras entidades que aportaron información y experiencia. También a los docentes y profesionales de la UP que brindaron a los alumnos talleres metodológicos o de orientación sobre estándares para el desarrollo de una investigación académica y sobre los recursos necesarios para realizarla eficientemente, como fue el caso de los siguientes colegas (en orden alfabético, según apellido paterno): Julio Aguirre, María Pía Basurto, José Luis Bonifaz, Juan Francisco Castro, Francisco Galarza, Bryan Gutiérrez, Silvana Huanqui, Joanna Kamiche, Santiago Medina, Marco Ortiz, Miguel Robles, Dante Solano, Jorge Wiese y Diego Winkelried; así como de Eva Flores (coordinadora del Área de Apoyo a la Investigación de la Biblioteca) y Magaly Rubina (directora de Bienestar y Formación Estudiantil). Asimismo, a quienes fueron decano de la Facultad de Economía y Finanzas y jefe del Departamento Académico de Economía en el año 2022 (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 2022, por su invaluable labor durante dicho año y su apoyo para la edición de este volumen.

Fernando González Vigil

Coordinador de Investigación Económica, 2022

Cambio en los incentivos de acumulación de capital humano: dinámica de crecimiento económico¹

Wilbert André Pino Aguirre
Akemi Gabriela Yatto Grados

1. Introducción

La presente investigación se enfoca en analizar el impacto de cambios en las preferencias de los individuos, respecto a su acumulación de capital humano, sobre el crecimiento económico de largo plazo. En particular, nuestra idea base consiste en que esos cambios fueron acelerados por las restricciones a la movilidad de personas adoptadas durante la pandemia, que generaron en los estudiantes una mayor inclinación a la acumulación de conocimientos a través de cursos *online*, aprovechando las ventajas de reducción de los costos asociados a esta educación y del desarrollo de la digitalización proveedora de múltiples plataformas que permiten acceder a capacitaciones certificadas.

Nuestro interés en el tema surge a partir de la creciente demanda por cursos en línea, incluso en el entorno pospandemia (McKenzie, 2021). Este cambio de preferencias se muestra como un fenómeno no transitorio, que requiere ser analizado en profundidad para lograr una mejor comprensión sobre cómo maximizar los beneficios de dicho cambio de preferencias y estimular el crecimiento económico a largo plazo.

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 2022. Los autores agradecen al profesor Marco Ortiz Sosa por su valiosa asesoría durante la elaboración de dicho trabajo. También a los miembros del jurado, profesores Carlos Casas y Omar Manky, por las recomendaciones brindadas.

En este trabajo, abordamos ese tema en un plano teórico, sin recurrir a datos para estimaciones empíricas, sino planteando aplicaciones del modelo desarrollado por Ben-Porath (1967, 1970), al cual añadimos restricciones de costos incrementales en la acumulación de capital humano, tanto para clases virtuales como para clases presenciales y, seguidamente, incorporamos los resultados hallados al modelo básico de crecimiento endógeno de Lucas. De este modo, buscamos modelar las nuevas preferencias de acumulación de capital humano por parte de individuos, y plantear diversas situaciones a fin de obtener múltiples equilibrios que nos permitan intuir su comportamiento ante la imposición de costos en las restricciones.

En vista de que aún está en ciernes la exploración de la nueva tendencia de acumulación de conocimientos que ha propulsado la COVID-19, la metodología que planteamos aquí tiene un enfoque general, que puede experimentar variaciones si se incorporan supuestos específicos por países. Sin embargo, nuestras conclusiones permiten vislumbrar con mayor claridad algunas implicancias macroeconómicas en el largo plazo. Por ejemplo, con la acelerada digitalización y la drástica reducción de los costos asociados a la educación virtual, aumenta la posibilidad de tomar cursos ofertados por instituciones en otros países sin salir del país de origen, lo cual propiciaría la convergencia del capital humano entre países en el largo plazo.

2. Revisión de la literatura

A finales de 2019, el Gobierno de China informó de la propagación de un nuevo virus, el cual ya estaba presente para marzo de 2020 entre la población de Latinoamérica y otras regiones del mundo. Como señalan Padhan y Prabheesh (2021), la pandemia de COVID-19 tuvo graves consecuencias en la dinámica de la economía mundial. Los negativos efectos económicos afectaron a países desarrollados y en desarrollo, los cuales obligatoriamente frenaron las actividades productivas debido a la interrupción tanto de la cadena de suministros como de la inversión en vistas de la acrecentada incertidumbre. También se incrementaron los niveles de deuda externa para financiar el gasto necesario para hacer frente a la crisis sanitaria: adquisición de vacunas, refuerzo del material hospitalario, etc. Y, a nivel mundial, hubo una gran caída del comercio de bienes y servicios, así como masivas fugas de capitales.

Ante la virulencia del nuevo virus, los Gobiernos adoptaron drásticas medidas para contener los contagios y su letalidad. Entre las medidas más importantes destacan el uso obligatorio de mascarilla, el distanciamiento físico mínimo entre ciudadanos y la presencialidad únicamente para actividades labo-

rales de primera necesidad, mientras que las demás debían migrar a modalidad virtual. Todo lo cual produjo cambios profundos en diferentes ámbitos de la vida de las personas, y uno bastante importante en la educación. Por ello, un informe de la Cepal (2020) analiza la gran diversidad de consecuencias en la educación a nivel latinoamericano y plantea algunas recomendaciones al respecto, teniendo en cuenta el predecible empeoramiento de las brechas en educación e índices de pobreza, pobreza extrema, desigualdad, descontento social, etc.

A fin de continuar con el servicio educativo, los países de la región tomaron diferentes medidas, como el empleo de modalidades de enseñanza remota en línea y fuera de línea mediante plataformas virtuales de aprendizaje asincrónico, clases en vivo y programas educativos por radio o televisión. Pero la calidad de la educación así recibida disminuyó y los alumnos en sectores más vulnerables fueron más afectados, haciendo aún más necesaria la incorporación de criterios de inclusión y equidad en esas medidas, a fin de que dichos alumnos puedan migrar adecuadamente a la educación virtual.

Por otro lado, la migración a la educación *online* es dificultada por el alto nivel de analfabetismo digital existente en varios países. Sharma *et al.* (2018) argumentan que el confinamiento durante la COVID-19 resaltó dos brechas: la digital y la cognitiva; ya que, además del desigual acceso a recursos digitales en las regiones del país, también hay brechas en el conocimiento de los estudiantes sobre cómo usar adecuadamente esos recursos para potenciar su desempeño académico. La importancia de promover la inclusión digital es destacada por Evers (2010), quien afirma que las TIC reforman y reestructuran el contexto de aprendizaje y enseñanza de un modo que eleva la calidad de la educación, al facilitar la adquisición de conocimientos por parte de los estudiantes brindándoles acceso a una amplia gama de herramientas tecnológicas que potencian su aprendizaje, mejorando así el rendimiento académico y la formación profesional en diversas áreas. Lo cual resalta la importancia de las dotaciones de capital físico y digital como soportes de la calidad educativa y del desarrollo de capital humano.

La corriente teórica que incluye al capital humano dentro de la dinámica de la economía impulsó varios estudios que relacionan esta variable con otras variables clave para el crecimiento económico de largo plazo, tales como inversión y acumulación de capital físico. Mincer (1981) explica que la incorporación del capital humano en modelos de crecimiento económico significó la eliminación de dos supuestos básicos de los modelos tradicionales: la restricción de capital limitada al capital físico, y la homogeneidad del factor

trabajo. La consideración del capital humano como factor de producción es importante en dos niveles: a nivel macroeconómico, ya que el *stock* de capital humano y su tasa de crecimiento es central para el crecimiento y desarrollo de un país; y a nivel microeconómico, debido a que el entendimiento de las diferencias en el *stock* de capital humano entre las personas permite una mejor comprensión de los cambios y desigualdades en la distribución de ingresos. También es relevante considerar la endogeneidad existente entre crecimiento económico y capital humano, ya que este último es una condición y a la vez una consecuencia del primero. En efecto, ante aumentos en los niveles de capital humano, se incrementan el producto marginal del capital físico, la acumulación de este y la producción en la economía; lo cual mejora y amplía las oportunidades de inversión tanto en capital físico como en capital humano.

Similarmente, Schultz (1963) sostiene que el incremento sostenido del capital humano contribuye significativamente al crecimiento económico a través de una fuerza laboral más capacitada. Y una mayor tasa de crecimiento económico genera un aumento sostenido de la capacidad productiva, la empleabilidad y la acumulación de riqueza; lo que a su vez aumenta la productividad laboral.

Por su parte, Funke y Strulik (2000) enfatizan los efectos del capital humano sobre el crecimiento económico a través de las etapas de desarrollo de un país. Ellos consideran que el modelo de Uzawa-Lucas sirve para brindar una mejor explicación de los mecanismos de desarrollo al incorporar el capital humano, cuando el nivel de conocimiento es suficientemente alto. Mientras que, en las primeras etapas de desarrollo, si la acumulación de capital físico es complementada con mejoras del capital humano, se incrementa la efectividad de la acumulación de conocimiento por parte de los individuos, lo que fortalece grandemente el crecimiento de la renta per cápita, permitiendo una senda sostenible de acumulación de conocimientos a través de la educación y la formación continua, conforme se avanza hacia etapas superiores de desarrollo.

A partir del reconocimiento de la importancia de incorporar al capital humano en la dinámica de la economía, se fueron realizando estudios que permitieron explicar las decisiones de inversión de los individuos sobre su propio capital humano y capacidad para generar ingresos, a lo largo de su ciclo de vida. Yoram Ben-Porath aportó dos estudios muy importantes al respecto. En el primero (Ben-Porath, 1967) analiza, con un modelo en el que el individuo tiene un *stock* de tiempo limitado que puede invertir en trabajar o acumular más capital humano, sus respectivas decisiones de inversión, la correspondiente distribución de su tiempo, y cómo las ganancias que

percibe durante su ciclo de vida son afectadas por ciertas propiedades de la función de producción. Así, muestra que los individuos jóvenes invierten más tiempo en educarse, con la idea de percibir más ingresos producto de sus mejores capacidades durante una mayor cantidad de años; de modo que, en los primeros años del ciclo de vida, la inversión en capital humano es alta y los ingresos son relativamente bajos, mientras que, luego, dicha inversión disminuye y la retribución a las habilidades obtenidas es relativamente alta. También analiza cómo las mencionadas decisiones de inversión de los individuos pueden ser afectadas por la política pública, ya que esta impacta sobre los ingresos esperados a través de su influencia en tres precios de mercado: la tasa de interés, la retribución al capital humano, y los precios de otros insumos en la función de producción.

En su segundo estudio clave, Ben-Porath (1970) concibe un modelo más general para formular la dinámica de inversión en capital humano, cuyos crecientes costos marginales la van regulando a lo largo de la vida del individuo; y, adicionalmente, plantea el supuesto de neutralidad, según el cual, el capital humano es igual de productivo en ambas actividades: el trabajo, y la educación que lo potencia. Con base en ello, el citado autor explica cómo la trayectoria de inversión en capital humano del individuo es influida por la heterogeneidad de actividades en las que puede invertir para mejorar su capacidad de generar mayores ingresos, ya que esta capacidad es incrementada directamente por algunas actividades, mientras que otras actividades contribuyen con la producción del capital humano que en un futuro aumentará dicha capacidad. Esto se ve reflejado en las habilidades generales que los individuos adquieren en su educación básica, mientras que las habilidades especiales son provistas por capacitaciones más específicas y orientadas al mercado que se obtienen a un costo más alto.

Con base en ello, Hendricks (2013) aplica el modelo Ben-Porath con un enfoque empírico, para identificar los parámetros del modelo teniendo en cuenta el ciclo de vida del individuo, mediante dos aplicaciones que le permiten mostrar que la depreciación del capital humano es mayor de cero, y que esta no se elimina por completo hasta una edad muy cercana al retiro del campo laboral. Estos resultados cuestionan los de estudios anteriores, cuyos fuertes supuestos de nula depreciación de los retornos a la educación, debidos en parte al uso de datos sobre salarios cubriendo a un solo grupo etario, los llevaron a estimar la función de acumulación de capital humano con una curvatura y tasa promedio de crecimiento de los retornos que no describen correctamente la realidad.

Mientras que Griliches (1996), al cabo de examinar exhaustivamente los estudios que evalúan el impacto de la educación formativa de capital humano sobre el crecimiento económico inspirándose en las contribuciones de Ben-Porath, llega a dos conclusiones principales. En primer lugar, que el supuesto de neutralidad de Ben-Porath introduce un sesgo negativo en la estimación de dicho impacto. En cambio, se obtiene un impacto positivo si, en vez de aceptar tal supuesto, la estimación es formulada permitiendo que el capital humano sea más productivo cuando es acumulado mediante la inversión en educación formativa de mejores habilidades, que cuando está siendo utilizado a un nivel dado en una ocupación laboral. Y, segundo, que la trayectoria de la acumulación de capital humano tiene una forma cóncava logarítmica, debido a los costos de oportunidad crecientes de dicha inversión y al finito ciclo de vida del individuo.

Por último, cabe señalar la dificultad para especificar un indicador óptimo de capital humano que enfrentan los estudios enfocados en estimar empíricamente la contribución de este factor al desarrollo económico. La disponibilidad de datos explica que las especificaciones usuales del capital humano recurran al número promedio de años de escolaridad o, en su defecto, a la tasa bruta de matrícula en la escuela (tasa de alfabetización); y algunos investigadores utilizan otras variables *proxy*. Sin embargo, ese tipo de especificaciones complican las comparaciones entre países, ya que no permiten saber si los conocimientos adquiridos en un año de escolaridad en un país coinciden en nivel con los obtenidos en otro país durante un similar año de escolaridad. Por ello, Hanushek y Woessmann (2007) utilizan como indicadores de capital humano los resultados de las pruebas PISA y TIMSS, y destacan que el impacto positivo de la calidad de la educación es sustancialmente más significativo que el de la cantidad.

3. Marco analítico

Según los resultados de una encuesta realizada por Top Hat (2021), resumidos en los anexos 1 al 3, si bien los estudiantes siguen mostrando una preferencia por la educación presencial (54%) mayor que por la virtual u *online* (46%), esta diferencia no es grande, pues solo representa el 8% de los estudiantes encuestados (anexo 1). Las características de la educación virtual más atractivas para los estudiantes encuestados son la flexibilidad que brinda para poder asistir de manera híbrida, es decir, no presencial en su totalidad (59%); la facilidad de acceso al material educativo (84%), la posibilidad de revisar las clases grabadas (75%), entre otras (anexo 2). Y, respecto a las preferencias por formas de

aprendizaje pospandemia (anexo 3), un 46% de los estudiantes encuestados prefiere llevar algunos cursos de manera completamente *online* (porcentaje que coincide con el del aprendizaje *online* en el anexo 1); mientras que el 27% se declara indiferente. Sin embargo, los encuestadores consideran probable que esa indiferencia disminuya a favor de la educación *online*, conforme los beneficios de esta modalidad de aprendizaje vayan incrementándose a resultas de mejores tecnologías y docentes e instructores mejor capacitados en su uso.

A la luz de lo anterior y de las enseñanzas de la literatura especializada que hemos revisado, el presente trabajo busca contribuir al análisis de beneficios aún poco explorados de la educación *online* impulsada durante la pandemia de la COVID-19, a fin de promover un aprovechamiento de las nuevas tecnologías y preferencias asociadas a dicha modalidad de educación, que estimule el crecimiento económico.

Con tal fin, en este trabajo hacemos una aplicación del modelo Ben-Porath que consideramos novedosa, porque permite incorporar nuevas tendencias, reforzadas desde la pandemia de COVID-19, en las decisiones de inversión en capital humano de los individuos, que amplían la gama de posibilidades para dinamizar la capacitación de individuos, especialmente en economías donde la educación presencial es de baja calidad. Consideramos que la creciente preferencia por modalidades de educación y trabajo *online* no es un fenómeno transitorio, sino un cambio radical de efectos permanentes en el proceso de creación de capital humano. La virtualidad, que era vista como un escenario futurista en el tiempo prepandemia, fue adoptada plenamente durante la pandemia y las resultantes medidas de contención y prevención del virus, que obligaron a las personas a adaptarse y generar nuevas habilidades en un corto período de tiempo para poder continuar con sus estudios y/o labores. Estas nuevas habilidades adquiridas y el incesante desarrollo tecnológico hacen poco probable que la educación pospandemia vuelva a ser presencial al estilo tradicional, y hacen necesario que los modelos económicos tengan la capacidad de reflejar esta nueva realidad.

Las restricciones a la libre movilidad de personas impulsaron el desarrollo y/o uso de nuevas tecnologías para realizar actividades educativas y/o laborales por medios *online*, estableciéndose así una nueva cotidianeidad. La educación *online*, que en un inicio enfrentó cierto rechazo e inconformidad, goza de una mayor demanda en la actualidad. Según un estudio realizado por Global Market Insights (2022), el mercado mundial de *e-learning* llegó a valorizarse en US\$ 315 000 millones en 2021, y alcanzaría una valoración mayor de US\$ 1 trillón luego de una tasa de crecimiento promedio de un 20% durante el

período 2022-2028, siendo Asia-Pacífico la región y Alemania el país donde dicho crecimiento sería más rápido: del 27% y 22%, respectivamente.

Una explicación de la creciente demanda por la educación virtual radica en que sus nuevas plataformas facilitan el acceso de los estudiantes a la amplia gama de datos disponibles *online*, estructurando la información dispersa en internet en función de las necesidades del proceso de enseñanza-aprendizaje. A lo que se agrega el hecho de que algunas de estas plataformas pertenecen a universidades de gran prestigio, que certifican su idoneidad para el correcto aprendizaje de los estudiantes. Así, en respuesta al incremento de la demanda por educación por medios virtuales, esos y varios otros centros de estudios están incrementando su oferta académica de cursos y capacitaciones *online*, valiéndose del acelerado desarrollo de tecnologías que permiten diseñarlos e implementarlos cumpliendo estándares de calidad.

Sin embargo, aún no está claro hasta qué punto un mayor nivel de acumulación de capital humano a través de cursos en línea puede contribuir a un incremento del crecimiento económico en el largo plazo. Por ello, aquí nos planteamos la siguiente interrogante: ¿cuál es el impacto del cambio hacia la virtualidad en las preferencias de inversión en capital humano, sobre la dinámica de crecimiento de la economía?

En efecto, a raíz de la cuarentena obligatoria, que caracterizamos como una externalidad, las preferencias por el tipo de acumulación de capital humano fueron cambiando a favor de una sustitución, hasta cierto grado, de la educación presencial por la educación virtual, promovida por la disminución de los costos de adquirir conocimiento por medios virtuales. Esta reducción de costos abarca la mayor comodidad del ambiente al recibir las clases, los ahorros monetarios, de tiempo en transporte y de gastos extras como alimentación, útiles de escritorio y, en algunos casos, gastos de estadía. Pero es importante tener en cuenta que dicha sustitución no es total sino parcial, ya que el aprendizaje de ciertos cursos o habilidades requiere necesariamente de la práctica presencial. Por ello, aquí nos enfocamos en representar el cambio de preferencias referidas a cursos susceptibles de ser llevados por medios virtuales, de manera que el consiguiente ahorro de costos respecto a los ocasionados por la educación presencial permita un nivel de acumulación de capital humano más alto.

A fin de justificar el supuesto de que efectivamente la externalidad resultante de la COVID-19 generó un cambio en las preferencias en pro de la educación virtual, realizamos una comparación basada en algunas variables de interés que resalta dicho cambio, e indica así que, con tal supuesto, nuestro modelo puede proporcionar resultados consistentes con la realidad y, por ello,

pertinentes para vislumbrar cómo este *shock* afectaría el crecimiento económico en el largo plazo. Antes de proseguir, debemos precisar que el término «preferencias» alude tanto al interés de los individuos por el consumo de un bien respecto a otras alternativas, como a la necesidad de su consumo. Con dicho fin, entonces, utilizamos datos de la Enaho 2019 (prepandemia) y la Enaho 2021 (pospandemia), y procedimos a comparar las variables siguientes:

Respecto a las variables de características de la vivienda y del hogar, obtenidas con base en datos recopilados por la Enaho 2019 y 2021, en la tabla 1 se observa que, entre los años 2019 y 2021, se incrementaron el número promedio de hogares peruanos con conexión a internet, el número promedio de hogares peruanos que cuentan con equipos y servicios electrónicos, y el gasto mensual por consumo de internet de estos hogares. Todo lo cual muestra que internet se convirtió en un recurso más importante para los hogares peruanos durante el *shock* pandémico.

Tabla 1
Variables de características de la vivienda y del hogar, 2019 y 2021

Variable	2019			2021			Min.	Max.
	Obs.	Mean	Std. Dev.	Obs.	Mean	Std. Dev.		
Año	43 868	2019		43 524	2021			
Hogar	43 868	11.13486	1.421242	43 524	11.13234	1.407812	11	55
Estrato	43 868	4.366919	2.430524	43 524	4.167356	2.437383	1	8
El hogar tiene conexión a internet (sí: 1, no: 0)	34 565	0.3024157	0.459311	34 245	0.4541685	0.4979023	0	1
El hogar no tiene teléfono fijo, celular, TV cable, internet (sí: 0, no: 1)	34 565	0.0894547	0.285403	34 245	0.0657322	0.4979023	0	1
Último gasto mensual por consumo de internet (sí: 1, no: 0)	34 565	0.3024157	0.459311	34 245	0.4541685	0.4979023	0	1

Fuentes: INEI (2020, 2022). Elaboración propia, 2022.

Respecto a las variables de educación, también obtenidas de las fuentes de datos arriba mencionadas, la tabla 2 muestra que, entre los años 2019 y 2021, aumentó el nivel promedio de consumo de internet por parte de los hogares, sobre todo a través de tabletas u otros dispositivos muy portátiles. Y cabe resaltar que, en promedio, durante el *shock* pandémico, los hogares peruanos destinaron el uso de internet en mayor medida para fines de educación formal y actividades de capacitación; el cual es un hecho muy relevante para el presente estudio.

Tabla 2
Variables de educación (para personas de 3 años y más de edad), 2019 y 2021

Variable	2019			2021			Min.	Max.
	Obs.	Mean	Std. Dev.	Obs.	Mean	Std. Dev.		
Año	116 590	2019		109 867	2021			
Hogar	116 590	11.15773	1.495763	109 867	11.1477	1.457148	11	55
Estrato	116 590	4.326169	2.426143	64 288	4.182075	1.434199	1	8
En el mes anterior, ¿Ud. hizo uso del servicio de internet? (sí: 1, no: 2)	110 676	1.531154	0.4990307	64 288	1.361243	0.483632	1	2
En el mes anterior, ¿usó internet mediante una PC? (sí: 1, no: 0)	51 890	0.355001	0.4785182	66 782	0.1200024	0.3249668	0	1
En el mes anterior, ¿usó internet mediante una <i>laptop</i> ? (sí: 1, no: 0)	51 890	0.3708614	0.7773007	66 782	0.3180198	0.7313761	0	1
En el mes anterior, ¿usó internet mediante una <i>tablet</i> ? (sí: 1, no: 0)	51 890	0.1537869	0.9482025	66 782	0.2473421	1.1928252	0	1
En el mes anterior, ¿usó internet mediante otro dispositivo? (sí: 1, no: 0)	51 890	0.21746	1.214479	66 782	0.6435866	2.022613	0	1
¿Usó internet para educación formal y actividades de capacitación? (sí: 1, no: 2)	51 890	1.91613	0.277195	64 288	1.712886	0.4524189	1	2

Fuente: INEI (2020, 2022). Elaboración propia, 2022.

Los hechos estilizados mostrados en las tablas 1 y 2 indican entonces que los hogares peruanos han efectivamente demandado y utilizado el servicio de internet durante la pandemia en mayor medida que en el período prepandemia, y que el uso de internet para fines educativos también se ha incrementado. Queda así fácticamente justificado el supuesto sobre el cambio de preferencias hacia la educación virtual, contenido en el modelo de crecimiento económico presentado en la siguiente sección de este trabajo.

Según ese modelo, el mayor nivel de acumulación de capital humano a través de cursos virtuales impactará positivamente sobre la tendencia del crecimiento económico, permitiendo que se alcance un nuevo nivel de equilibrio por encima del equilibrio en caso no hubiese ocurrido el mencionado cambio de preferencias, resultante de la externalidad que representó el *shock* pandémico. Dicho impacto se sustenta en la antes citada literatura especializada, la cual explica tanto la causalidad en doble vía entre crecimiento económico y crecimiento del capital humano, como la asociada complementariedad del capital físico con el capital humano, ya que el aumento del *stock* de capital físico incrementa la productividad del capital humano y desemboca así en un efecto circular que produce un nivel más alto de la producción total de la economía. Y nuestro modelo también tiene en cuenta la nueva tendencia de inversión en capital físico sesgado al capital humano, explicada por dos motivos en particular: la creación de una mayor oferta de cursos virtuales a raíz del aumento de la demanda de estos, y los mayores incentivos a la inversión en capital físico relacionado con la innovación y tecnología. Así, una gran variedad de cursos recientemente ofrecidos de manera virtual está no solo cumpliendo con su función educativa específica, sino también propiciando la mejora de habilidades que contribuyen a un mayor desarrollo tecnológico capaz de situarnos en una nueva senda de crecimiento sostenido, mediante el impacto positivo de la tecnología e innovación de mayor nivel sobre la productividad total de factores.

4. Metodología

El presente trabajo aborda la pregunta de investigación planteada previamente haciendo uso, en primer lugar, del modelo teórico de Ben-Porath para proponer escenarios de acumulación de capital humano a través de clases presenciales y de clases virtuales, que facilitan la comparación entre ambas modalidades de educación. Y, en segundo lugar, del modelo básico de Lucas a fin de apreciar las diferencias entre dichas modalidades respecto a la dinámica de crecimiento económico.

4.1 Modelo teórico

El modelo Ben-Porath considera las decisiones de inversión en capital humano, así como las decisiones de oferta laboral a lo largo del ciclo de vida de los individuos (Acemoglu, 2009). Para ello, formula la siguiente ecuación de acumulación de capital humano:

$$\dot{h} = \phi(s(t)h(t)) - \delta_h h(t)$$

Donde $(s(t)h(t))$ es la fracción de tiempo invertido en producir capital humano o inversión en capital humano; ϕ es una función estrictamente creciente, estrictamente cóncava y continuamente diferenciable; δ_h se supone mayor de 0 y representa la tasa de depreciación del capital humano.

También establece una función de utilidad en tiempo continuo que tiene la siguiente forma:

$$\int_0^{\infty} e^{-(r+v)t} (1 - s(t)) h(t) dt$$

Y, a partir de esas dos funciones anteriores, se construye el hamiltoniano:

$$H = (1 - s(t))h(t) + \mu(t)(\phi(s(t)h(t)) - \delta_h h(t))$$

Resolver el modelo así planteado permite determinar una senda que explica las decisiones de inversión en capital humano a lo largo de la vida del individuo; la cual tiene una forma cóncava, ya que, a una edad temprana, la acumulación de capital humano se da de manera creciente a través de la escolaridad a tiempo completo, mientras que, con los años, el tiempo del individuo se distribuye entre educación y trabajo. En tal sentido, la importancia del modelo Ben-Porath radica en dos aportes principales: en primer lugar, explica que la escolaridad no es la única forma de inversión en capital humano por parte de los individuos, ya que después del tiempo de escolaridad pueden optar por estudios universitarios o técnicos y/o por capacitaciones especializadas en el campo laboral; y, en segundo lugar, sugiere que en las sociedades donde las inversiones en escolaridad son mayores, se esperaría un mayor nivel de inversión posterior, en educación enfocada al mercado.

A partir de las funciones arriba planteadas, se desarrollan las siguientes condiciones de optimalidad:

$$H_s = -h(t) + \mu(t)\phi'(s(t)h(t))h(t) = 0$$

$$H_h = (1 - s(t)) + \mu(t)[\phi'(s(t)h(t))s(t) - \delta_h] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$e^{-(r+v)t}\mu(t)h(t) = 0$$

Y la siguiente transformación de variables de inversión en capital humano:
 $x(t) = s(t)h(t)$.

(I) Reemplazando en la primera condición de optimalidad:

$$-h(t)[1 - \mu(t)\phi'(x(t))] = 0 \quad \mu(t) = \frac{1}{\phi'(x(t))}$$

(II) Reemplazando en la segunda condición de optimalidad:

$$(1 - s(t)) + \mu(t)[\phi'(x(t))s(t) - \delta_h] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$\frac{\dot{\mu}(t)}{\mu(t)} = r + v + \delta_h - \phi'(x(t))$$

Reemplazando $\dot{\mu}(t) = 0$ en la ecuación (II), obtenemos el siguiente punto óptimo para x :

$$r + v + \delta_h = \phi'(x(t)) \quad x^* = \phi'^{-1}(r + v + \delta_h)$$

Por otro lado, igualando $\dot{h} = 0$ y reemplazando x^* , hallamos el h óptimo:

$$\phi(x(t)) - \delta_h h(t) = 0$$

$$h^* = \frac{\phi(x^*)}{\delta_h}$$

$$h^* = \frac{\phi(\phi'^{-1}(r + v + \delta_h))}{\delta_h}$$

De (I):

$$1 = \mu(t)\phi'(x(t))$$

$$0 = \frac{\dot{\mu}}{\mu} + \frac{\phi''(x)}{\phi'(x)} \frac{\dot{x}(t)}{x(t)} x$$

$$\frac{\dot{\mu}}{\mu} = -x \frac{\phi''(x)}{\phi'(x)} \frac{\dot{x}(t)}{x(t)}$$

$$(III) \frac{\dot{\mu}}{\mu} = \varepsilon_{\phi'}(x) \frac{\dot{x}(t)}{x(t)}$$

Sabiendo que: $\varepsilon_{\phi'}(x) = \frac{-x\phi''(x)}{\phi'(x)} > 0$

$$(II) = (III)$$

$$\varepsilon_{\phi'}(x) \frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = r + v + \delta_h - \phi'(x(t)) \quad \frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = \frac{1}{\varepsilon_{\phi'}(x)} [r + v + \delta_h - \phi'(x(t))]$$

Para graficar:

$$\dot{x}(t) = 0 \quad x(t) = \phi'^{-1}(r + v + \delta_h)$$

$$\dot{h} = 0$$

$$h(t) = \frac{\phi(x(t))}{\delta_h}$$

A fin de modelar las nuevas preferencias de acumulación de capital humano de los individuos, incorporamos distintas restricciones al modelo convencional de Ben-Porath, para representar los costos incrementales de la educación virtual y los de la educación presencial, que afectarán de distintas maneras el nivel de acumulación de capital humano porque se realizarán con diferentes aplicaciones en el mismo modelo. Y mediante el desarrollo y el gráfico del modelo implementado, mostraremos que el ahorro en costos con educación virtual se ve reflejado en un mayor nivel de capital humano acumulado, y esto permitirá encontrar un nuevo equilibrio para la dinámica de largo plazo del crecimiento económico.

4.2 Costos de aprendizaje y nivel de acumulación de capital humano

Partiendo de la existencia de los modos virtual y presencial de acumulación de capital humano, modelamos el impacto de los costos incrementales de un modo respecto al otro sobre las respectivas decisiones de inversión en capital humano; de tal forma que el individuo representativo de la economía preferirá

invertir en el modo que, a un menor costo, le permita alcanzar el mismo o un mayor nivel de capital humano. El término «costos incrementales» se refiere, exclusivamente, a la diferencia entre los costos generados por un modo y los del otro; es decir, no incluye los costos comunes a ambos modos de aprendizaje o acumulación de capital humano.

Para poder desarrollar las respectivas aplicaciones al modelo y comparar sus resultados, es necesario establecer ciertos supuestos, como los siguientes:

Primero: El individuo representativo maximiza conocimiento; es decir, se asume que el nivel de acumulación de capital humano efectivamente representa el interés que tiene el individuo por aprender y obtener conocimientos.

Segundo: El tiempo adicional es empleado por el individuo para adquirir un mayor nivel de conocimientos. El modelo de clases virtuales presenta un ahorro en el tiempo disponible para el individuo, en comparación con el modelo de clases presenciales. Si bien este tiempo adicional podría ser empleado por los individuos en diversas actividades, se asume que el individuo representativo destinará su tiempo disponible para seguir incrementando sus conocimientos, y que con tal fin tiene la opción de educarse mediante el modo virtual o el presencial yendo al centro de estudios para hacerlo.

Tercero: El desarrollo del modelo y sus aplicaciones se aplican netamente a los países en los que se impuso la cuarentena obligatoria debido a la pandemia de la COVID-19 y que, por tanto, se vieron obligados a mudarse a la virtualidad.

4.2.1 Clases virtuales

El individuo busca optimizar su capital humano intertemporal, derivado del siguiente problema de maximización:

$$\max \int_0^{\infty} e^{-(r+v)t} (1 - s(t)) h(t) dt \quad \text{s.a.} \quad \dot{h} = \phi(s(t)h(t), \kappa) - \delta_h h(t)$$

Donde $\kappa \in [0,1]$ representa todas aquellas penalidades que surgen a partir de la educación virtual. Así, es importante recalcar que, debido a esta restricción, entre mayor sea κ tendiendo a 1, más cercano será el nivel de producción de capital humano al presencial (x^*); mientras que, mientras menor sea κ tendiendo a 0, más se distanciará el nivel de producción de capital humano al

del presencial. Por lo tanto, mientras mayor sea la penalidad que se considere, menor será el valor de κ , y lo inverso también es cierto.

Entre las penalidades en la educación virtual, destacamos la falta de atención de los estudiantes, ya que, al encontrarse en ambientes que no son el salón de clases, tienen muchos más distractores. Además, los estudiantes no se encuentran supervisados por alguien, por lo que no sienten una presión cognitiva de estar completamente enfocados en el aprendizaje. También debe mencionarse el *multitasking* no productivo; esto es, el desarrollo de diversas actividades a la vez, que puede desembocar en no completar ninguna actividad o desarrollarlas de manera ineficiente. Por último, cabe destacar los aspectos éticos que intervienen, como pueden ser los plagios o el pago a terceros para la resolución de exámenes; lo cual genera una calificación (o nota) sesgada que sobrestima los conocimientos del estudiante.

Subsecuentemente, planteamos el hamiltoniano a valor corriente:

$$H = (1 - s(t))h(t) + \mu(t)(\phi(s(t)h(t).\kappa) - \delta_h h(t));$$

las respectivas condiciones de optimalidad:

$$H_s = -h(t) + \mu(t)\phi'(s(t)h(t).\kappa)h(t).\kappa = 0$$

$$H_t = (1 - s(t)) + \mu(t)[\phi'(s(t)h(t).\kappa)s(t).\kappa - \delta_h] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(r+v)t}\mu(t)h(t) = 0;$$

y planteamos la siguiente transformación de variables de inversión en capital humano: $x(t) = s(t)h(t)$.

(I) Reemplazando en la primera condición de optimalidad:

$$-h(t)[1 - \mu(t)\phi'(x(t).\kappa).\kappa] = 0$$

$$\mu(t) = \frac{1}{\phi'(x(t).\kappa).\kappa}$$

(II) Reemplazando en la segunda condición de optimalidad:

$$(1 - s(t)) + \mu(t)[\phi'(x(t).\kappa)s(t).\kappa - \delta_h] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$\frac{\dot{\mu}(t)}{\mu(t)} = r + v + \delta_h - \phi'(x(t), \kappa) \cdot \kappa$$

Reemplazando $\dot{\mu}(t) = 0$ en la ecuación (II), obtenemos el siguiente punto óptimo para x :

$$r + v + \delta_h = \phi'(x(t), \kappa) \cdot \kappa$$

$$x^* = \frac{\phi'^{-1}\left(\frac{r + v + \delta_h}{\kappa}\right)}{\kappa}$$

De ello se observa que, mientras mayores sean las penalidades asociadas a la educación virtual, menor será el valor de κ , por lo tanto, aumenta el término dentro de la función ϕ'^{-1} y, siendo esta estrictamente decreciente, ocurre que disminuye el x^* del individuo. Un efecto contrario en x^* ocurre para el caso del término del denominador: cuando cae el valor de κ , el nivel de x^* del individuo aumenta. Resulta así que son contrapuestos los efectos de la implementación de costos para la educación virtual en el nivel de x^* del individuo y, por tanto, el efecto neto dependerá de la forma que tome la función ϕ'^{-1} , y consecuentemente, del peso que tome cada término de α en la forma de x^* . Esto se debe a que, en un primer momento, la producción de capital humano por tiempo efectivo empleado es menos rentable, de modo que disminuye el stock de h ; sin embargo, este efecto también genera que cada hora adicional empleada por el individuo para acumular capital humano sea más productiva, pues, al tener un menor nivel inicial de conocimientos, los conocimientos adicionales son más productivos.

Por otro lado, igualando $\dot{h} = 0$ y reemplazando x^* , hallamos el h óptimo:

$$\phi(x(t), \kappa) - \delta_h h(t) = 0$$

$$h^* = \frac{\phi(x^*, \kappa)}{\delta_h}$$

$$h^* = \frac{\phi\left(\phi'^{-1}\left(\frac{r + v + \delta_h}{\kappa}\right)\right)}{\delta_h}$$

En este caso, el costo asociado a la educación virtual solo se presenta una vez y es netamente negativo su efecto en el nivel de capital humano acumulado: h^* .

4.2.2 Clases presenciales

Los costos al respecto pueden tomar dos formas:

Primera: costos que impactan en el presupuesto monetario de los individuos; esto es, la adquisición de material educativo y gastos adicionales que le permitan educarse óptimamente.

Segunda: costos asociados al tiempo dedicado a movilizarse de un lugar a otro. A nuestra modelación al respecto contribuye la simplificación sobre los niveles de educación a lo largo de la vida del individuo en el modelo Ben-Porath. Estos niveles son dos: escolaridad completa y educación a la par del trabajo; de modo que el impacto de los costos de tiempo dependerá del nivel en que se encuentra el individuo, ya que los costos de tiempo son mayores cuando el individuo se moviliza entre el centro educativo y el trabajo que cuando solo se dedica a estudiar.

Dado lo anterior, planteamos tres casos: un impacto netamente referido al tiempo de transporte, un impacto únicamente monetario, y un escenario donde puedan observarse ambos impactos. De este modo, el modelar los costos de formas distintas nos permitirá intuir las diversas reacciones de los individuos dependiendo de la forma en la que se les presenten los impactos negativos.

4.2.3 Costos de tiempo

El individuo representativo busca optimizar su capital humano intertemporal derivado del siguiente problema de maximización:

$$\int_0^{\infty} e^{-(r+v)t} (1 - s(t) - g) h(t) dt \quad \text{s.a.} \quad \dot{h} = \phi(s(t)h(t)) - \delta_h h(t) - g \cdot h(t)$$

Donde $g \in [0,1]$ representa el tiempo adicional que se requiere para acumular conocimiento con educación presencial. Como se puede observar, en estas ecuaciones se introducen los costos con respecto al tiempo. Por el lado de la función de maximización, el costo funge como una disminución al tiempo total del que dispone el individuo para trabajar. En cuanto a la función de acumulación de capital humano, el costo representa una penalidad a la acumulación de capital humano a medida que el individuo adquiere un mayor nivel de conocimientos.

Luego, planteamos el hamiltoniano a valor corriente:

$$H = (1 - s(t) - g)h(t) + (t)\left(\phi(s(t)h(t)) - \delta_h h(t) - g \cdot h(t)\right);$$

las respectivas condiciones de optimalidad:

$$H_s = -h(t) + \mu(t)\phi'(s(t)h(t))h(t) = 0$$

$$H_h = (1 - s(t) - g) + \mu(t)[\phi'(s(t)h(t))s(t) - \delta_h - g] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$e^{-(r+v)t}\mu(t)h(t) = 0;$$

y la siguiente transformación de variables de inversión en capital humano:
 $x(t) = s(t)h(t)$.

(I) Reemplazando en la primera condición de optimalidad:

$$-h(t)[1 - \mu(t)\phi'(x(t))] = 0 \quad \mu(t) = \frac{1}{\phi'(x(t))}$$

(II) Reemplazando en la segunda condición de optimalidad:

$$(1 - s(t) - g) + \mu(t)[\phi'(x(t))s(t) - \delta_h - g] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$\frac{\dot{\mu}(t)}{\mu(t)} = r + v + \delta_h + g - (1 - c)\phi'(x(t))$$

Reemplazando $\dot{\mu}(t) = 0$ en la ecuación (II), obtenemos el siguiente punto óptimo para x :

$$r + v + \delta_h + g = (1 - g)\phi'(x(t))$$

$$x^* = \phi'^{-1}\left(\frac{r + v + \delta_h + g}{1 - g}\right)$$

Como podemos observar, esta implementación de costos impacta con signo positivo el valor final dentro de la función ϕ'^{-1} ; lo cual, siendo ϕ'^{-1} estrictamente decreciente, conlleva una disminución del x^* del individuo.

Por otro lado, igualando $\dot{h} = 0$ y reemplazando x^* , hallamos el h óptimo:

$$\phi(x(t)) - (\delta_h + g)h(t) = 0$$

$$h^* = \frac{\phi(x^*)}{\delta_h + g}$$

$$h^* = \frac{\phi\left(\phi'^{-1}\left(\frac{r + v + \delta_h + g}{1 - g}\right)\right)}{\delta_h + g}$$

De modo que este costo también disminuye el h^* del individuo. Así, estas ecuaciones permiten inferir que las situaciones que permitan reducir esa penalidad influyen positivamente en que el individuo logre una mayor combinación de $s(t)h(t)$ y, por ende, su nivel de acumulación de capital humano intertemporal se incrementa.

4.2.4 Costos monetarios

Similarmente a los casos anteriores, el individuo busca optimizar su capital humano intertemporal derivado del siguiente problema de maximización:

$$\int_0^{\infty} e^{-(r+v)t}(1 - s(t))h(t) - m.s(t)h(t) dt$$

$$s.a. \quad \dot{h} = \phi(s(t)h(t)) - \delta_h h(t)$$

Donde $m > 0 \wedge (1 - s(t))h(t) \geq m.s(t)h(t)$ para todo $t > 0$. En este caso, el costo monetario (m) solo afecta la función de maximización del individuo, significando un egreso adicional en su presupuesto.

Luego, se plantean el hamiltoniano a valor corriente:

$$H = (1 - s(t))h(t) - m.s(t)h(t) + \mu(t)\left(\phi(s(t)h(t)) - \delta_h h(t)\right);$$

las respectivas condiciones de optimalidad:

$$H_s = -h(t) - m.h(t) + \mu(t)\phi'(s(t)h(t))h(t) = 0$$

$$H_h = (1 - s(t)) - m.s(t) + \mu(t)[\phi'(s(t)h(t))s(t) - \delta_h] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$e^{-(r+v)t}\mu(t)h(t) = 0;$$

y la siguiente transformación de variables de inversión en capital humano:
 $x(t) = s(t)h(t)$.

(I) Reemplazando en la primera condición de optimalidad:

$$-h(t)[1 + k - \mu(t)\phi'(x(t))] = 0 \quad \mu(t) = \frac{1 + k}{\phi'(x(t))}$$

(II) Reemplazando en la segunda condición de optimalidad:

$$1 - s(t) - m.s(t) + \mu(t)[\phi'(x(t))s(t) - \delta_h] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$\frac{\dot{\mu}(t)}{\mu(t)} = r + v + \delta_h - \frac{\phi'(x(t))}{1 + m}$$

Reemplazando $\dot{\mu}(t) = 0$ en la ecuación (II), obtenemos el siguiente punto óptimo para x :

$$r + v + \delta_h = \frac{\phi'(x(t))}{1 + m} \quad x^* = \phi'^{-1}((1 + m)(r + v + \delta_h))$$

En este caso, también se observa que la implementación de estos costos impacta positivamente en el valor final dentro de la función ϕ'^{-1} , lo cual, siendo ϕ'^{-1} estrictamente decreciente, conlleva una disminución del x^* del individuo.

Por otro lado, igualando $\dot{h} = 0$ y reemplazando x^* , hallamos el h óptimo:

$$\phi(x(t)) - \delta_h h(t) = 0$$

$$h^* = \frac{\phi(x^*)}{\delta_h}$$

$$h^* = \frac{\phi[\phi'^{-1}((1 + m)(r + v + \delta_h))]}{\delta_h}$$

De modo que este costo también disminuye el h^* del individuo. Pero, en este caso, los niveles óptimos de x y h se ven limitados por la necesidad de que los individuos deben cubrir los costos incrementales asociados a educarse.

4.2.5 Costos de tiempo y monetarios

Por último, en este tercer caso, el individuo busca optimizar su capital humano intertemporal derivado del siguiente problema de maximización:

$$\int_0^{\infty} e^{-(r+v)t} (1 - s(t) - g) h(t) - m.s(t)h(t) dt$$

$$s.a. \quad \dot{h} = \phi(s(t)h(t)) - \delta_h h(t) - g.h(t)$$

Esta vez, se incorporan ambos tipos de costos con sus respectivas restricciones:

$$H = (1 - s(t) - g)h(t) - m.s(t)h(t) + (t)(\phi(s(t)h(t)) - \delta_h h(t) - g.h(t));$$

las condiciones de optimalidad:

$$H_s = -h(t) - m.h(t) + \mu(t)\phi'(s(t)h(t))h(t) = 0$$

$$\begin{aligned} H_h &= (1 - s(t) - g) - m.s(t) + \mu(t)[\phi'(s(t)h(t))s(t) - \delta_h - g] \\ &= (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t) \end{aligned}$$

$$e^{-(r+v)t}\mu(t)h(t) = 0;$$

y la siguiente transformación de variables de inversión en capital humano:
 $x(t) = s(t)h(t)$.

(I) Reemplazando en la primera condición de optimalidad:

$$-h(t)[1 + m - \mu(t)\phi'(x(t))] = 0 \quad \mu(t) = \frac{1 + m}{\phi'(x(t))}$$

(II) Reemplazando en la segunda condición de optimalidad:

$$1 - s(t) - g - m.s(t) + \mu(t)[\phi'(x(t))s(t) - \delta_h - g] = (r + v)\mu(t) - \dot{\mu}(t)$$

$$\frac{\dot{\mu}(t)}{\mu(t)} = r + v + \delta_h + g - \frac{(1 - g)\phi'(x(t))}{1 + m}$$

Reemplazando $\dot{\mu}(t) = 0$ en la ecuación (II), obtenemos el siguiente punto óptimo para x :

$$r + v + \delta_h + g = \frac{(1-g)\phi'(x(t))}{1+m}$$

$$x^* = \phi'^{-1}\left(\left(\frac{1+m}{1-g}\right)(r + v + \delta_h + g)\right)$$

Por otro lado, igualando $\dot{h} = 0$ y reemplazando x^* , hallamos el h óptimo:

$$\phi(x(t)) - (\delta_h + c)h(t) = 0$$

$$h^* = \frac{\phi(x^*)}{\delta_h + g}$$

$$h^* = \frac{\phi\left[\phi'^{-1}\left(\left(\frac{1+m}{1-g}\right)(r + v + \delta_h + g)\right)\right]}{\delta_h + g}$$

En este caso, el nivel de capital humano acumulado se ve afectado negativamente por ambos tipos de costos en conjunto, por lo que cae en mayor medida a comparación de cuando se toma un solo tipo de costos.

5. Análisis de resultados

5.1 Inversión en capital humano

Se procede a definir las sendas temporales de la inversión en capital humano (x) y del capital humano acumulado (h) para los modelos presentados previamente, y a representarlas gráficamente a fin de mostrar cómo los costos incrementales cambian el punto óptimo de capital humano.

5.1.1 Educación virtual

De (II) = (III)

$$\varepsilon_{\phi'}(x,\kappa).\kappa \frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = r + v + \delta_h - \phi'(x(t).\kappa).\kappa$$

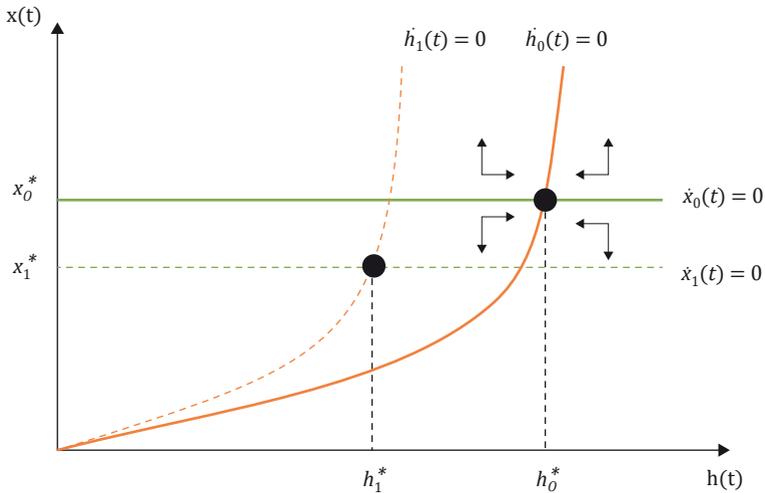
$$\frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = \frac{\kappa}{\varepsilon_{\phi'}(x,\kappa)} [r + v + \delta_h - \phi'(x(t).\kappa).\kappa]$$

Para graficar:

$$\dot{x}(t) = 0 \quad x(t) = \frac{\phi'^{-1}\left(\frac{r + v + \delta_h}{\kappa}\right)}{\kappa}$$

$$\dot{h} = 0 \quad h(t) = \frac{\phi(x(t) \cdot \kappa)}{\delta_h}$$

Figura 1
Diagrama de fases con penalidades en la educación virtual



Elaboración propia, 2022.

En la figura 1, se observa que los costos relacionados con la educación virtual ocasionan que ambas sendas se contraigan y, en consecuencia, se alcance un menor nivel tanto de x^* como de h^* . En este caso, debido a los efectos contrapuestos que genera α en la senda de x , esta se contraerá en mayor o menor medida dependiendo del peso de cada efecto. No obstante, la mayor caída del nivel de acumulación de capital humano se refleja a través de la contracción de la senda de h .

5.1.2 Educación presencial

Con respecto al primer modelo: *Costos de tiempo*

De (II) = (III)

$$\varepsilon_{\phi'}(x) \frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = r + v + \delta_h + g - (1 - g)\phi'(x(t))$$

$$\frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = \frac{1}{\varepsilon_{\phi'}(x)} [r + v + \delta_h + g - (1 - g)\phi'(x(t))]$$

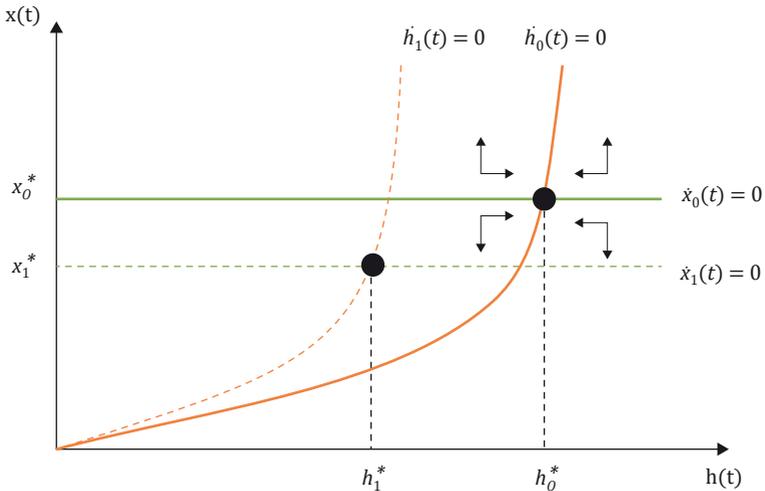
Para graficar:

$$\dot{x}(t) = 0 \qquad x(t) = \phi'^{-1}\left(\frac{r + v + \delta_h + g}{1 - g}\right)$$

$$\dot{h} = 0 \qquad h(t) = \frac{\phi(x(t))}{\delta_h + g}$$

Figura 2

Diagrama de fases con costos incrementales de tiempo en la educación presencial



Elaboración propia, 2022.

Como se observa en la figura 2 para el caso de incluir únicamente los costos de tiempo, tanto la senda de x como la de h se ven afectadas negativamente; por lo que ambas se contraen y se alcanza un punto óptimo de capital humano menor que el del escenario base. Esto indica que los individuos tienden a optar por el modo de acumulación de conocimientos que les brinda mayor comodidad y productividad, tomando en cuenta sus diversas realidades individuales. Por ello, en esta elección consideran aspectos como el mejor aprovechamiento del tiempo que pueden conseguir con las clases virtuales, ahorrándose el tiempo de transporte que puede ser destinarlo a un mayor tiempo de estudio (dado el segundo supuesto mencionado arriba, al inicio del acápite 4.2).

A continuación, el segundo modelo: *Costos monetarios*

De (II) = (III)

$$\varepsilon_{\phi'}(x) \frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = r + v + \delta_h - \frac{\phi'(x(t))}{1 + m}$$

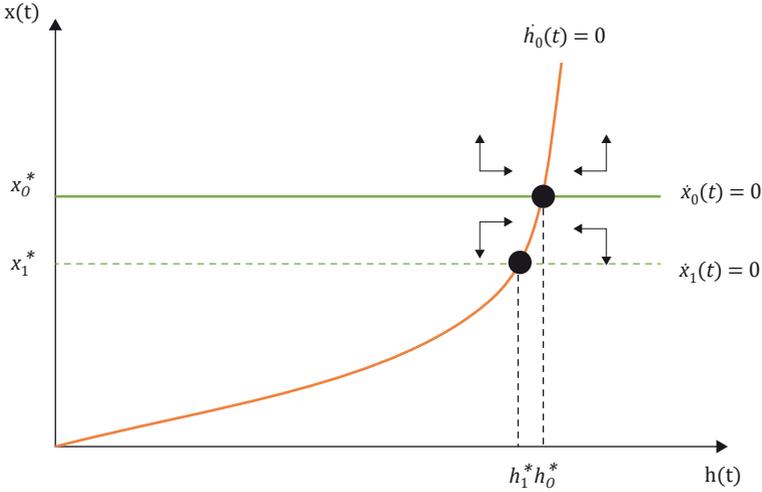
$$\frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = \frac{1}{\varepsilon_{\phi'}(x)} \left[r + v + \delta_h - \frac{\phi'(x(t))}{1 + m} \right]$$

Para graficar:

$$\dot{x}(t) = 0 \qquad x(t) = \phi'^{-1}[(r + v + \delta_h)(1 + m)]$$

$$\dot{h} = 0 \qquad h(t) = \frac{\phi(x(t))}{\delta_h}$$

Figura 3
Diagrama de fases con costos incrementales monetarios en la educación presencial



Elaboración propia, 2022.

Cuando solo se toman en cuenta los costos monetarios, la figura 3 muestra que la senda de x es la única afectada, y, dado que $x(t) = s(t)h(t)$, se deduce que el efecto viene por parte de $s(t)$. Esto se explica porque el individuo, debido a los mayores costos monetarios de educarse, destina una mayor proporción de su tiempo diario a trabajar y una menor a acumular capital humano. Por ello, la senda de x se contrae y, efectivamente, hay una disminución del nivel de capital humano que el individuo logra acumular.

Finalmente, desarrollando el tercer modelo: *Costos de tiempo y costos monetarios*

De (II) = (III)

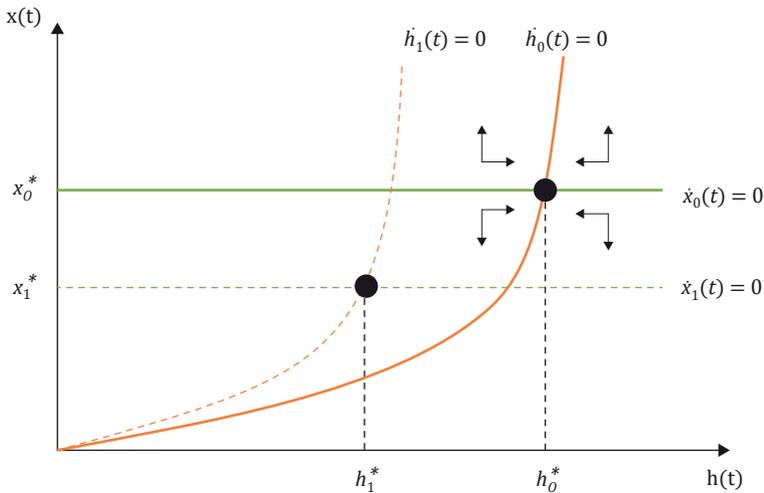
$$\varepsilon_{\phi'}(x) \frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = r + v + \delta_h + g - \frac{(1-g)\phi'(x(t))}{1+m}$$

$$\frac{\dot{x}(t)}{x(t)} = \frac{1}{\varepsilon_{\phi'}(x)} \left[r + v + \delta_h + g - \frac{(1-g)\phi'(x(t))}{1+m} \right]$$

Para graficar:

$$\begin{aligned} \dot{x}(t) = 0 & & x(t) = \phi'^{-1}[r + v + \delta_h + g] \frac{1+m}{1-g} \\ \dot{h} = 0 & & h(t) = \frac{\phi(x(t))}{(\delta_h + g)} \end{aligned}$$

Figura 4
Diagrama de fases con costos incrementales de tiempo y monetarios en la educación presencial



Elaboración propia, 2022.

Por último, cuando se consideran los dos tipos de costos conjuntamente, también resulta que ambas sendas se ven afectadas (figura 4) debido a lo explicado anteriormente. Si bien el efecto es similar al encontrado para el primer caso (con solo costos de tiempo), en este tercer caso el efecto negativo en la senda de x resulta aún mayor que en el primero, como era de esperarse al adicionar el efecto de los costos monetarios.

5.2 Implementación en un modelo de crecimiento endógeno

A continuación, hacemos uso del modelo básico de Lucas para identificar el impacto, sobre el crecimiento económico de los antes mencionados efectos

en el capital humano, que tienen los costos incrementales en la educación virtual y en la educación presencial. Este modelo considera una función de producción tipo Cobb-Douglas y dos tipos de capital, físico (K) y humano (H); siendo $H = hL$, donde L son los trabajadores y h es el capital humano por trabajador. Además, no hay crecimiento poblacional ni progreso tecnológico, y ambos tipos de capital se deprecian a la misma tasa δ .

Restricción de la economía: $Y = AK^\alpha H^{1-\alpha} = C + I_K + I_H$

$$\dot{K} = I_K - \delta_K$$

$$\dot{H} = I_H - \delta_H$$

$$V = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} dt$$

Hamiltoniano:

$$J = e^{-\rho t} \frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \lambda(I_K - \delta_K) + \beta(H - \delta_H) + \omega(AK^\alpha H^{1-\alpha} - C - I_K - I_H)$$

Condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial J}{\partial C} = e^{-\rho t} C^{-\theta} - \omega = 0 \quad (I)$$

$$\frac{\partial J}{\partial I_K} = \lambda - \omega = 0 \quad (II)$$

$$\frac{\partial J}{\partial I_H} = \beta - \omega = 0 \quad (III)$$

$$\frac{\partial J}{\partial K} = -\delta\lambda + \omega\alpha AK^{\alpha-1} H^{1-\alpha} = -\dot{\lambda} \quad (IV)$$

$$\frac{\partial J}{\partial H} = -\delta\beta + \omega(1-\alpha)AK^\alpha H^{-\alpha} = -\dot{\beta} \quad (V)$$

Resolviendo, obtenemos la siguiente tasa de crecimiento del consumo:

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{1}{\theta}(\alpha A(\frac{K}{H}))^{-(1-\alpha)} - \delta - \rho$$

De (II) y (III): $\lambda = \beta = \omega$

$$-\delta\lambda + \omega\alpha AK^{\alpha-1}H^{1-\alpha} = -\dot{\lambda} \qquad -\delta\lambda + \lambda(1-\alpha)AK^{\alpha}H^{-\alpha} = -\dot{\lambda}$$

$$\alpha AK^{\alpha-1}H^{1-\alpha} = (1-\alpha)AK^{\alpha}H^{-\alpha}$$

$$PMg_K = PMg_H$$

$$\alpha \frac{AK^{\alpha-1}}{AK^{\alpha}} \frac{H^{1-\alpha}}{H^{-\alpha}} = 1 - \alpha$$

$$\frac{K}{H} = \frac{\alpha}{1-\alpha}$$

Por lo tanto, la ratio $\frac{K}{H}$ siempre crecerá de manera constante.

$$r^* = PMg - \delta$$

$$PMg_K = (1-\alpha)A\left(\frac{K}{H}\right)^{\alpha}$$

$$PMg_K = A\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha} = PMg_H$$

$$r^* = A\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha} - \delta$$

Reemplazando $\frac{K}{H}$:

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{1}{\theta}(\alpha^{\alpha}A(1-\alpha)^{1-\alpha} - \delta - \rho)$$

El consumo crece a una tasa constante.

$$Y = AK^{\alpha}H^{1-\alpha} = A\left(\frac{K}{H}\right)^{\alpha}H$$

$$Y = A\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{1-\alpha}K$$

$$\uparrow \frac{K}{H} \rightarrow \downarrow PMg_K \rightarrow \downarrow r \rightarrow \downarrow \frac{\dot{C}}{C} \rightarrow \downarrow \frac{\dot{Y}}{Y}$$

Reemplazando los valores hallados en el modelo Ben-Porath:

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{1}{\theta} (\alpha A (\frac{K}{Lh})^{-(1-\alpha)} - \delta - \rho)$$

5.2.1 Educación virtual

$$\uparrow \frac{K}{L \frac{\phi(x(t), \kappa)}{\delta_h}} \rightarrow \downarrow PMg_K \rightarrow \downarrow r \rightarrow \downarrow \frac{\dot{C}}{C} \rightarrow \downarrow \frac{\dot{Y}}{Y}$$

5.2.2 Educación presencial

$$\uparrow \frac{K}{L \frac{\phi(x(t))}{(\delta_h + g)}} \rightarrow \downarrow PMg_K \rightarrow \downarrow r \rightarrow \downarrow \frac{\dot{C}}{C} \rightarrow \downarrow \frac{\dot{Y}}{Y}$$

Como se observa en la ecuación de la tasa de crecimiento del consumo, si reemplazamos los resultados encontrados sobre el nivel de capital humano en el modelo de acumulación de capital humano mediante la modalidad virtual, obtenemos que las penalidades relacionadas con esta modalidad disminuyen la ratio $\frac{K}{H}$ y, así, tienen un impacto negativo sobre la productividad marginal del capital físico, que genera una caída de la tasa de crecimiento de la economía. Un resultado similar se obtiene al tomar en cuenta los costos incrementales relacionados con la educación presencial.

En consecuencia, obtenemos que tanto las penalidades por el lado de la educación virtual, como los costos incrementales de la educación presencial, generan una disminución de la tasa de crecimiento económico en el largo plazo. Estos resultados permiten realizar una comparativa para determinar qué costos son mayores y qué modalidad de educación sería más beneficiosa para el crecimiento económico. En tal sentido, se infiere que, en países donde no se cuente con alto grado de tecnología o de docentes bien capacitados en su uso, la productividad marginal de κ tenderá a 0; lo cual exacerbará los costos de la educación virtual, volviendo óptima la elección de la educación presencial. Por el contrario, en países que cuenten con altos niveles de desarrollo tecnológico e innovación, la tendencia será a elegir la modalidad virtual dado que sus penalidades serán menores que los respectivos costos incrementales.

La evidencia de lo sucedido con la educación, en varios países donde hubo cuarentena obligatoria durante la pandemia, sugiere que se incrementó su

nivel tecnológico y de docentes mejor capacitados en el uso de herramientas *online*. Cabe suponer, entonces, que el *gap* del retorno de la producción de capital humano entre la modalidad virtual y la presencial (representado por κ) se ha reducido poscuarentena. Lo cual implicaría que la educación virtual esté representando ahora un efectivo ahorro en los costos que asumen los individuos para acumular capital humano educándose, que impulsaría el crecimiento de la economía en el largo plazo.

5.3 Limitaciones

Una limitante para este estudio nuestro se deriva de la poca cantidad de años transcurridos desde la pandemia, explicativa de la carencia de datos suficientes para una identificación más completa de las nuevas preferencias de acumulación de capital humano de los individuos resultantes de la externalidad generada por la COVID-19, que permita realizar mejores estimaciones de escenarios o casos relevantes respecto a las sendas del capital humano y sus consecuencias en el crecimiento económico de largo plazo.

Otra limitación importante radica en el modelo implementado, que no diferencia entre los distintos desempeños individuales durante el tiempo dedicado al estudio y, por ende, puede sesgar la estimación tanto del capital humano efectivamente acumulado como de su contribución al crecimiento económico en el largo plazo. Por ejemplo, si el estudiante comete plagio u otras faltas menos detectables bajo la educación virtual, su rendimiento en términos de cursos aprobados y diplomas obtenidos no reflejaría sus conocimientos efectivamente adquiridos, dando pie a una sobrestimación del capital humano y aporte del individuo al crecimiento económico.

Por último, cabe recordar que el modelo de crecimiento endógeno de Lucas contiene, al estilo de varios modelos teóricos elementales, fuertes supuestos simplificadores que aconsejan cautela al aplicarlos para analizar situaciones reales, como son los supuestos de crecimiento poblacional y crecimiento tecnológico nulos.

6. Conclusiones y recomendaciones

La educación fue uno de los sectores esenciales más severamente impactados por la cuarentena impuesta debido a la pandemia de COVID 19, porque se impuso un modo enseñanza/aprendizaje distinto al habitual, que mudó a los estudiantes hacia la virtualidad. Si bien la adaptación a este tipo de educación representó un gran reto en sus inicios, actualmente se observa que gran parte de la población de estudiantes ha llegado a aceptar la nueva realidad y, en

ciertos casos, a preferir la nueva modalidad de enseñanza/aprendizaje frente a la tradicional.

El modelo aplicado en el presente trabajo nos permite concluir que los individuos que optan por la educación virtual logran obtener un mayor nivel de conocimientos expresado en su función de acumulación de capital humano. Esto debido principalmente al ahorro de costos en términos de tiempo disponible y complementariamente al ahorro de costos monetarios, por comparación con ambos costos en la educación presencial; ya que el modelo asume que el tiempo adicional provisto por el ahorro de tiempo será empleado por los individuos para seguir alcanzando mayores niveles de aprendizaje.

Dicho modelo muestra así que los individuos eligen entre la educación virtual y la presencial basados no solo en cuál de las dos les gusta más, sino también en función de los costos que les ocasiona cada tipo de aprendizaje, y que para ello comparan los respectivos costos de tiempo y monetarios. Es decir, más allá de la presencia de un sesgo cognitivo intrínseco al individuo por preferir un tipo de educación en específico, su decisión se inclina a favor del tipo de educación que le permite acumular un mayor nivel de conocimientos en el tiempo, satisfaciendo sus restricciones individuales monetarias y de tiempo, entre otras; a fin de maximizar su utilidad intertemporal.

Si bien la presente investigación modela una nueva dinámica económica producto del cambio en preferencias de acumulación de capital humano, no hace uso de datos debido a su falta de disponibilidad; por lo cual, no hemos podido evaluar empíricamente los resultados obtenidos del modelo. Por ello, recomendamos que, cuando los datos necesarios estén disponibles, se realicen investigaciones empíricas guiadas por un modelo igual o similar, para así obtener resultados sobre situaciones reales que puedan ser comparados con los obtenidos aquí.

En tal sentido, cabe resaltar que la determinación de los parámetros r , v y m varía según la investigación, pues dependen del país que se analice. Asimismo, se sugiere implementar *proxies* a las variables h y s . La variable h puede ser aproximada de varias maneras, como, por ejemplo, el puntaje obtenido del país en las pruebas PISA, el nivel de trabajadores locales en altos puestos de gerencia frente a trabajadores extranjeros, entre otros; por lo que queda a criterio de cada investigador escoger el *proxy* para incorporar esta variable en el modelo. Y la variable s puede ser implementada en el modelo con un *proxy*, o aproximando su valor mediante variables instrumentales que permitan capturar el impacto de *shocks* exógenos sobre el comportamiento del tiempo destinado a la acumulación de capital humano.

También sugerimos la realización de análisis que perfeccionen la metodología empírica aplicable al tema, en particular para incorporar variables no observables mediante *proxies* u otras especificaciones que permitan capturar aproximativamente la diferencia entre la educación virtual y la educación presencial en términos, por ejemplo, del grado de atención de los estudiantes en clase, de casos de plagio u otras faltas disciplinarias, entre otros aspectos relevantes para la formación de capital humano.

En todo caso, es muy importante que futuras investigaciones basadas en datos reales evalúen empíricamente si es significativo el impacto de la educación virtual sobre el capital humano, el nivel de empleabilidad y el crecimiento económico. La correspondiente verificación empírica de la significancia de dicho impacto, mediante estimaciones econométricas aplicadas al país o grupo de países analizado por cada investigación, serviría de base para implementaciones del modelo que hemos utilizado aquí, capaces de brindar aportes de utilidad práctica.

Referencias bibliográficas

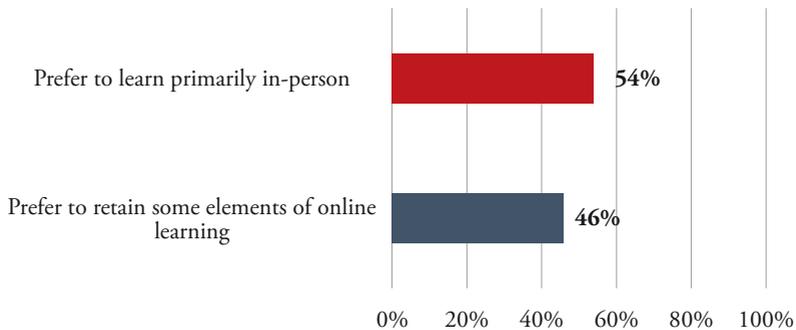
- Acemoglu, D. (2009). *Introduction to modern economic growth*. Princeton University Press. ISBN: 9780691132921.
- Ben-Porath, Y. (1967). The production of human capital and the life cycle of earnings. *The Journal of Political Economy*, 75(4), 352-365. doi: 10.1086/259291
- Ben-Porath, Y. (1970). The production of human capital over time. En W. L. Hansen (Ed.). *Education, income and human capital* (pp. 129-154). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c3278/c3278.pdf>
- Cepal. (2020). *La educación en tiempos de la pandemia de COVID-19*. Informe COVID-19 Cepal-Unesco. https://repositorio.cepal.org/.../11362/45904/1/S2000510_es.pdf
- Evers, H.-D. (2010). The knowledge gap and the digital divide. En T. Menkhoff, H.-D. Evers & C. Y. Wha (Eds.). *Governing and managing knowledge in Asia* (pp. 71-78). World Scientific Publishing Co. Ltd. doi: 10.1142/9789814289900_0004
- Funke, M., & Strulik, H. (2000). On endogenous growth with physical capital, human capital and product variety. *European Economic Review*, 44(3), 491-515. doi: 10.1016/S0014-2921(98)00072-5
- Global Market Insights. (2022). *E-learning market size*. <https://www.gminsights.com/industry-analysis/elearning-market-size>
- Griliches, Z. (1996). *Education, human capital, and growth: A personal perspective*. NBER Working Papers, 5426. doi: 10.3386/w5426
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2007). *The role of education quality for economic growth*. World Bank Policy Research Working Paper, N.º 4122. doi: 10.1596/1813-9450-4122

- Hendricks, L. (2013). *The Ben-Porath model and age-wage profiles*. University of North Carolina. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:211201440>
- INEI. (2020). *Encuesta Nacional de Hogares 2019*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.datosabiertos.gob.pe/dataset/enaho-2019>
- INEI. (2022). *Encuesta Nacional de Hogares 2021*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <https://www.datosabiertos.gob.pe/dataset/enaho-2021>
- McKenzie, L. (2021, 27 de abril). Students want online learning options post-pandemic. *Inside Higher Ed*. <https://www.insidehighered.com/news/2021/04/27/survey-reveals-positive-outlook-online-instruction-post-pandemic>
- Mincer, J. (1981). *Human capital and economic growth*. NBER Working Papers, N.º 803. <http://www.nber.org/papers/w0803.pdf>
- Padhan, R., & Prabheesh, K. P. (2021). The economics of COVID-19 pandemic: A survey. *Economic Analysis and Policy*, 70, 220-237. doi: 10.1016/j.eap.2021.02.012
- Schultz, T. (1963). *Economic value of education*. Nueva York: Columbia University Press. ISBN: 9780231026406,0231026404
- Sharma, B., Lauano, F., Narayan, S., Anzeg, A., Kumar, B., & Raj, J. (2018). Science teachers accelerated programme model: A joint partnership in the Pacific region. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, 46(1), 38-60. doi: 10.1080/1359866X.2017.1359820
- Top Hat. (2021). *3,052 college students on the good, the bad and learning post-COVID*. https://offers.tophatlecture.com/.../TopHat_Ebook_StudentSurvey_April2021.pdf

Anexos

Anexo 1 Preferencia por aprendizaje presencial y *online*

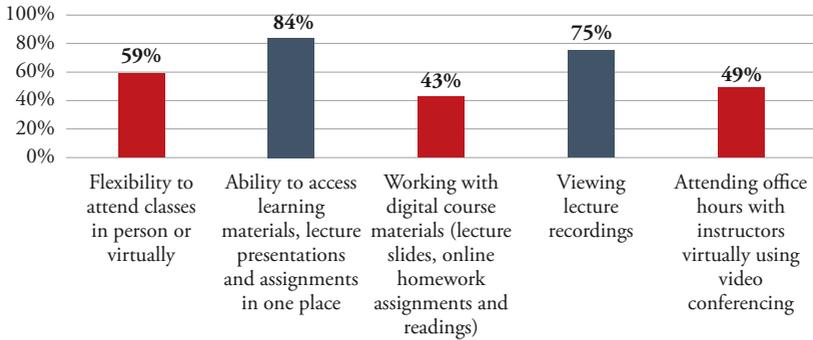
When campuses are able to safely reopen, what is the method that best describes how you would prefer to learn?



Fuente: Top Hat (2021). Elaboración propia, 2022.

Anexo 2 Características preferidas del aprendizaje *online*

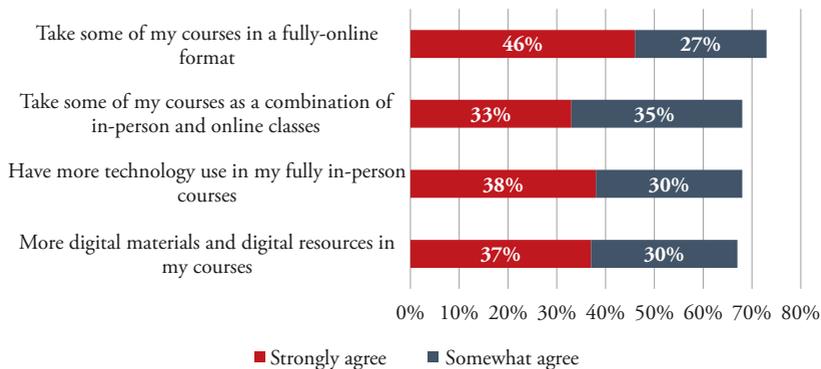
What elements of online learning would you like to continue incorporating into your education?



Fuente: Top Hat (2021). Elaboración propia, 2022.

Anexo 3 Preferencias por formas de aprendizaje pospandemia

Preferences for my post-pandemic academic experiences



Fuente: Top Hat (2021). Elaboración propia, 2022.

Contraciclicidad de la balanza comercial en el Perú y Chile: el rol del tipo de cambio²

Nicolás Pantoja Castañeda
Esteban Pierre Chabaneix Castillo

I. Introducción

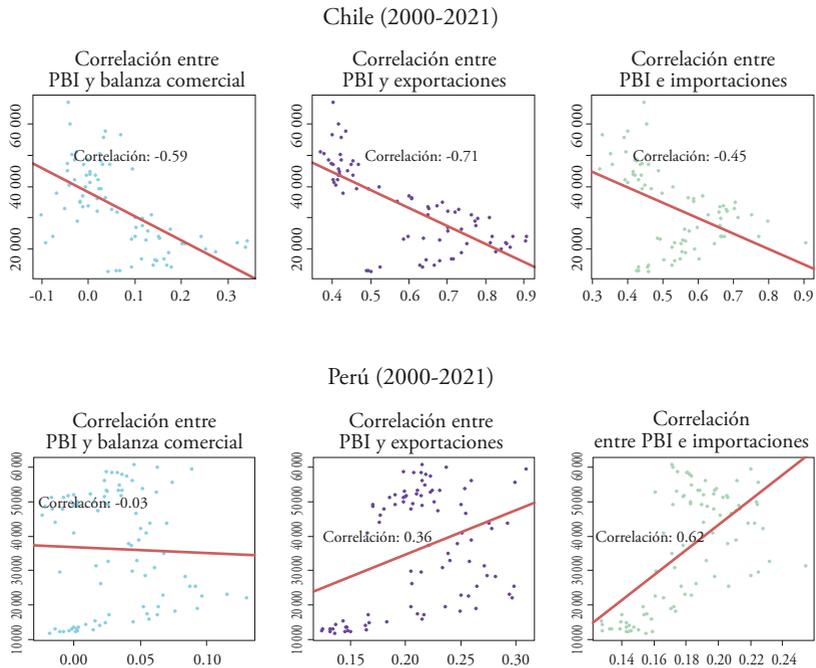
La creciente globalización ha impactado sobre la relación entre el tipo de cambio y la balanza comercial de dos formas, dependiendo del entorno económico. Por una parte, para las economías que transan bienes similares, se ha elevado la sustituibilidad entre bienes importados y exportados, lo que ha incrementado la sensibilidad de la balanza comercial ante el tipo de cambio. Por otra parte, dicha sensibilidad es aminorada por la mayor complementariedad entre bienes importados y exportados, impulsada por la expansión de cadenas de suministro globales y de la especialización vertical entre naciones (Kharroubi, 2011).

Ante ello, varios autores han analizado las relaciones de corto y largo plazo entre los movimientos en el tipo de cambio y la balanza comercial. La mayoría de estos estudios evalúan la denominada curva J y la condición Marshall-Lerner, tanto en economías emergentes (Kalyouncu *et al.*, 2009; Bustamante & Morales, 2009), como en países desarrollados (Boyd, Caporale, & Smith, 2001). Otros investigadores se han dedicado al estudio de choques macroeconómicos, como los de términos de intercambio en el producto bruto interno (PBI) y sus efectos *spillover* a través de la inversión (Ortiz &

² Este ensayo es una versión adaptada y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en noviembre de 2022. Los autores agradecemos al profesor Sergio Serván por su invaluable asesoría durante todo el proceso de elaboración de esta investigación. Además, valoramos los comentarios de nuestros jurados, los profesores Marco Ortiz y Carlos Parodi; así como los que nos brindaron los profesores Alberto Vergara y Miguel Prialé.

Winkelried, 2022; Castillo & Rojas, 2014). Pero son escasos los estudios que consideran al tipo de cambio como una variable endógena, integrando los potenciales choques que ocasiona su volatilidad y evaluando su impacto en el carácter contracíclico de la balanza comercial.

Figura 1
Panel de correlaciones entre balanza comercial y PBI, exportaciones y PBI, importaciones y PBI, en Chile y el Perú



Fuentes: Banco Central de Chile (BCCh, v. a.); Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, v. a.). Elaboración propia, 2022.

De ahí el objetivo del presente trabajo, consistente en estudiar la relación entre el tipo de cambio, la balanza comercial y el PBI en el Perú y Chile. Para ello, estimamos la elasticidad condicional de la balanza comercial a través de choques domésticos y globales, partiendo de las siguientes observaciones empíricas evidenciadas en la figura 1: que, tanto en el caso chileno como en el peruano, existe una balanza comercial contracíclica; y que esta contraciclicidad se da en distinto grado y forma en esos dos países. A nivel agregado, Chile presenta un coeficiente de correlación entre el PBI y la balanza comer-

cial mayor que el del Perú (-0.59 y -0.03, respectivamente). Y, al desagregar la balanza comercial en exportaciones e importaciones, los datos estadísticos revelan que, a diferencia de Chile, en el Perú se advierte un incremento en las importaciones y déficits de la balanza comercial durante los períodos de crecimiento del PBI.

Teniendo en cuenta lo anterior, nuestra hipótesis plantea que la elasticidad condicional de la balanza comercial revela el carácter contracíclico de dicha cuenta externa ante choques de tipo de cambio, tanto en el Perú como en Chile. Asimismo, tratándose de economías parcialmente dolarizadas y con estructuras productivas similares en cierta medida, cabe esperar que las reacciones de la balanza comercial ante choques tanto domésticos como extranjeros tiendan a ser parecidas.

II. Revisión de literatura

Entre las investigaciones académicas sobre las fluctuaciones del tipo de cambio, destacan las abocadas al efecto traspaso del tipo de cambio (ERPT), el cual es un mecanismo de transmisión de las variaciones del tipo de cambio nominal a los precios de productos. Según la teoría económica, un incremento de un 1% en el tipo de cambio nominal deriva en un incremento de un 1% en el precio doméstico de las importaciones. A esto se lo conoce como un ERPT completo. Ello es relevante sobre todo para países tomadores de precios, pues a través de movimientos en el tipo de cambio se afecta directamente el precio, en moneda local, de los bienes importados y, así, puede haber importación de inflación (García-Schmidt & García-Cicco, 2018).

No obstante, en el plano empírico, la flexibilidad de precios no es absoluta y los mercados no son perfectos, por lo que el ERPT resulta ser menor (Cunningham *et al.*, 2017). Así, a los precios domésticos se les asocia una menor sensibilidad respecto a las variaciones en el tipo de cambio (Ha, Stocker, & Yilmazkuday, 2020). Entre los factores estructurales que determinan esta relación destacan el grado de competitividad entre las importaciones y exportaciones, es decir, el nivel de sustitución entre ambas (Amiti, Itskhoki, & Konings, 2016); la frecuencia del ajuste de precios locales (Gopinath & Itskhoki, 2010); el nivel de participación en la cadena global de suministros (Georgiadis, Gräß, & Khalil, 2019); y el porcentaje del comercio facturado en moneda extranjera (Gopinath, 2015).

Considerando lo anterior, los académicos han analizado el comportamiento de las cuentas nacionales durante el ciclo económico. Mendoza (1991) encuentra que la cuenta corriente y la balanza comercial tienden a ser contracíclicas. Este

autor utiliza la metodología *real business cycle* (RBC) para evaluar la contradiccionalidad de la balanza comercial en dos escenarios. Por un lado, la incorporación de costos de ajuste permite que los choques de inversión sean más persistentes. Ello conlleva un mayor efecto endeudamiento resultante de una mayor expansión esperada de la producción, que compensa el menor efecto ahorro. Lo cual genera un carácter contracíclico de la balanza comercial. Por otro lado, las perturbaciones de la tasa de interés extranjera afectan las decisiones intertemporales de dos formas. Primero, se genera un efecto en el bienestar, que será positivo o negativo dependiendo de si la economía es acreedora o deudora. Segundo, la tasa de interés induce a un mayor efecto sustitución en el consumo intertemporal. Ello genera un carácter procíclico de la balanza comercial.

Según De Bock (2010), en economías emergentes la balanza comercial es fuertemente contracíclica, mientras que en economías desarrolladas lo es débilmente o, en ciertos casos, es acíclica. En la misma línea, Neumeyer y Perri (2005) argumentan que la intensidad del carácter contracíclico de la balanza comercial se debe a los distintos posicionamientos de las economías en los mercados crediticios internacionales, y a los choques contracíclicos de tasas de interés en las economías emergentes. Compatible con ello, Aguiar y Gopinath (2007) revelan que en los mercados emergentes predominan choques al crecimiento tendencial, en lugar de fluctuaciones transitorias alrededor de una tendencia estable; lo cual, junto con un fuerte efecto ingreso, desemboca en una balanza comercial contracíclica.

Por su parte, el argumento de Backus y Kehoe (1992) gira en torno al horizonte de duración de los choques. Para el caso de choques temporales en la productividad, el suavizamiento del consumo permitirá al país con alta productividad incrementar su nivel de exportaciones netas. Mientras que los choques en la productividad persistentes expanden el producto marginal del capital; lo cual incentiva la inversión extranjera en los sectores de alta productividad de la economía doméstica. Si el incremento en el nivel de inversión supera al aumento de la producción, entonces el país inicialmente reduce sus exportaciones netas. Eventualmente, conforme los choques desaparezcan en el largo plazo, la inversión neta del país caerá y sus exportaciones netas aumentarán; lo cual dará lugar al carácter contracíclico de la balanza comercial.

Otros dos temas estrechamente relacionados concentran la atención de las investigaciones sobre la relación entre el tipo de cambio y la balanza comercial: la condición Marshall-Lerner (CM-L) y la curva J. La primera se refiere a la relación positiva entre el tipo de cambio y la balanza comercial, donde la depreciación de una moneda incrementará las exportaciones netas en el largo

plazo. La segunda indica que una depreciación generará primero un deterioro de la balanza comercial, la que posteriormente tendrá una recuperación continua siempre y cuando la CM-L se mantenga (Ben Doudou *et al.*, 2020).

Según Brooks (1999), la CM-L puede ser evaluada de dos formas: directa e indirecta. El procedimiento directo consiste en estimar las elasticidades precio de la demanda de importaciones y exportaciones, y evaluar si la suma de ambas supera a la unidad. Si esta condición se cumple, el efecto volumen primará sobre el efecto precio, y las exportaciones netas se incrementarán tras una depreciación. El procedimiento indirecto involucra estimar los efectos dinámicos del tipo de cambio real en la balanza comercial. Respecto a la curva J, es necesario un análisis de funciones impulso-respuesta para hallar la dirección y el grado de respuesta de la balanza comercial ante movimientos del tipo de cambio (Bustamante & Morales, 2009).

Sin embargo, debido a la no estacionariedad de los datos macroeconómicos aplicados a modelos basados en elasticidades, la inferencia estadística sufre problemas de regresión espuria. Por ello, no han sido concluyentes los resultados de estudios que aplican técnicas de cointegración. Así, mientras que algunos estudios no encontraron evidencias de la existencia de la curva J (Bahmani-Oskooee & Alse, 1994; Demirden & Pastine, 1995), otros encuentran una curva J únicamente para Argentina y el Perú dentro de América del Sur (Kalyoncu *et al.*, 2009), y otros hallan una curva J retrasada (Mahdavi & Sohrabian, 1993). De hecho, un problema con estos estudios es que pueden estar sujetos a un sesgo de agregación, ya que los países comercializan bienes con diferentes elasticidades de exportación e importación y, por tanto, el uso de datos agregados podría suprimir los movimientos reales observados a nivel bilateral (Tunaer, 2016).

Similarmente, el enfoque clásico de estimación de la elasticidad tipo de cambio de las exportaciones (EREE) a través de su forma reducida, cuyo objetivo es calcular el parámetro estructural que revele el resultado *ceteris paribus* en las exportaciones ante variaciones en el tipo de cambio, encierra dos clases de problemas (Bussière, Gaulier, & Steingress, 2020). Primero, la elección de buenos *proxies* que permitan identificar movimientos exógenos del tipo de cambio suele basarse en escenarios inusuales, que no son generalizables. Ello implica desafíos econométricos relacionados con la endogeneidad del tipo de cambio, lo cual dificulta la condición de *ceteris paribus*. Segundo, el considerar al tipo de cambio como una variable exógena ignora la diversidad de factores que explican su volatilidad. En efecto, las variaciones en el tipo de cambio tienden a afectar a otras variables macroeconómicas que, a su vez, impactan

en las exportaciones. Por ello, los efectos de los movimientos en el tipo de cambio, visto como una variable endógena, pueden ser confundidos con los efectos que otras variables tienen a través de canales del entorno macroeconómico (Alexander & Reza, 2022).

A fin de robustecer las metodologías enfocadas en la relación entre las exportaciones y el tipo de cambio, Alexander y Reza (2022) estiman la elasticidad condicional tipo de cambio de las exportaciones (CEREEs, por sus siglas en inglés) para Canadá, apoyándose en la metodología de *sign and zero restrictions*, cuyas ventajas radican en que no se basa en un criterio de *ceteris paribus* y considera al tipo de cambio como una variable endógena. Además, la combinación de signos y ceros permite estudiar el impacto de los choques de forma aislada, al mitigar las preocupaciones de identificación débil que son propias de los modelos que se apoyan en un vector estructural autorregresivo (SVAR) con restricciones de largo plazo. Así, para estimar las CEREEs, los autores mencionados aplican un SVAR que contiene siete choques analizables separadamente merced a dicha metodología. Entre los choques domésticos, se encuentran el choque de demanda, de oferta, de política monetaria, y un componente exógeno del tipo de cambio. Entre los internacionales, se incluyen el choque de ingreso transitorio, de ingreso persistente y de precio del petróleo.

Sus resultados revelan que las CEREEs no son significativas estadísticamente para el grupo de variables domésticas, mientras que sí lo son para el grupo de variables internacionales. Respecto a la baja significancia estadística en el canal de tipo de cambio, dichos autores señalan que se debe a que el dólar estadounidense es la moneda de facturación predominante de las exportaciones canadienses. Por ello, los movimientos del tipo de cambio no impactan fuertemente en los compradores internacionales; lo que, unido a las rigideces de precios nominales, frena el efecto traspaso del tipo de cambio hacia las exportaciones canadienses (Alexander & Reza, 2022). Esto refleja el «paradigma de moneda dominante» (Gopinath *et al.*, 2020).

III. Marco analítico y metodología

1. Descripción de los datos

Aplicamos un modelo SVAR para pequeñas economías abiertas, basado en datos trimestrales durante el período 2000-2021. El modelo considera seis variables endógenas: PBI local, índice de precios al consumidor (IPC), balanza comercial, tipo de cambio nominal, tasa de interés, y PBI extranjero; y la variable exógena son los precios de exportación internacionales.

Obtuvimos las primeras cuatro variables de las series de tiempo en las bases de datos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y del Banco Central de Chile (BCCh). La variable PBI extranjero es el resultado del promedio ponderado del PBI de los dos principales socios comerciales: Estados Unidos y China. El factor ponderador siendo la participación, en términos de exportaciones netas, del comercio con esas dos potencias del Perú y de Chile respecto al comercio internacional total de estos dos países latinoamericanos (véase el anexo 1). Para establecer los precios de exportación internacionales, nos valemos del índice de precio de *commodities* (*commodity price index*) utilizado por Gruss y Kebhaj (2019).

2. Identificación de ceros y signos

A fin de aplicar la metodología de *sign and zero restrictions*, siguiendo estudios previos (Alexander & Reza, 2022; Forbes, Hjortsoe, & Nenova, 2018) identificamos siete tipos de choques estructurales: choque de oferta doméstica, de demanda doméstica, de política monetaria doméstica, de tipo de cambio exógeno, de comercio, de oferta global y de demanda global. La tabla 1 resume las restricciones de signos establecidas en la presente investigación.

Tabla 1
Matriz de identificación de restricciones de corto plazo

Variable	<i>Shock</i> de oferta doméstica	<i>Shock</i> de demanda doméstica	<i>Shock</i> de comercio	<i>Shock</i> de tipo de política monetaria	<i>Shock</i> de tipo de cambio exógeno	<i>Shock</i> de oferta global	<i>Shock</i> de demanda global
PBI local (Y)	>0	>0		<0			
IPC local (P)	<0	>0		<0	<0		
Balanza comercial (TB)			>0				
Tasa de interés (r)	<0	>0		>0	<0		
Tipo de cambio nominal (ER)	>0	<0		>0	>0		
PBI internacional (Y^*)	0	0		0	0	>0	
Precios <i>commodities</i> (P^*)	0	0		0	0		>0

Elaboración propia, 2022.

3. Estrategia empírica

Con base en la metodología utilizada por Forbes *et al.* (2018) y extendida por Alexander y Reza (2022), analizamos si la descomposición de los choques del tipo de cambio condicionados a choques domésticos y extranjeros logra explicar la contraciclicidad de la balanza comercial. Para ello, la metodología aplicada estima un vector autorregresivo estructural (SVAR) que incorpora las relaciones de corto plazo de las variables, sujetas a las *sign and zero restrictions*, para identificar los choques que condicionan a las fluctuaciones del tipo de cambio.

En primer lugar, planteamos el siguiente VAR en su forma reducida para cada país:

$$Y_t = X_t\beta + \epsilon_t$$

Donde Y_t representa una matriz de n filas (equivalente al número de trimestres de la muestra) y k columnas equivalentes al número de variables endógenas que contiene la estimación. X_t es una matriz de n filas y $qk + 1$ columnas (indicando que cada ecuación en el modelo SVAR posee q rezagos para cada una de las variables endógenas y una constante) que contiene tanto variables exógenas como endógenas explicativas. β representa una matriz de $qk + 1$ filas y una columna que incorpora los coeficientes de las variables explicativas. ϵ_t es una matriz de n filas y k columnas que contiene los residuos. Se define a $\Sigma = \epsilon'\epsilon$ como la matriz varianza-covarianza de los errores. En vista de que los choques contenidos en ϵ_t están correlacionados, se imponen las restricciones de signos y ceros en la matriz Σ , así como a las funciones impulso-respuesta (FIR) asociadas. Ello con el propósito de extraer un conjunto de choques estructurales no correlacionados. La FIR proveniente del choque ortogonal representa el efecto causal de interés, pues este es independiente de las otras variables incluidas dentro del SVAR (Pérez-Forero, 2016).

A fin de estimar la forma reducida del SVAR, utilizamos el algoritmo de simulación bayesiana conocido como *Gibbs sampling* para aproximar la distribución de los parámetros estimados en el modelo. Elegimos dicho algoritmo porque permite al usuario asignar un valor previo al primer y al segundo momento del SVAR; es decir, a las matrices β y Σ , respectivamente. Asimismo, extrae los diferentes valores de estos parámetros asociados a una distribución condicional. Específicamente, en β aplicamos el método previo *Minnesota-type adaptive hierarchical*, lo cual supone que las variables incorporadas en el SVAR pueden ser modeladas a través de un proceso (Litterman, 1986).

La asignación de parámetros para la matriz Σ se basa en el estudio de Forbes *et al.* (2018). Así, derivamos una matriz diagonal asociada a la matriz varianza-covarianza con los parámetros establecidos. Luego, a partir de una distribución normal, se obtiene la matriz asociada a los coeficientes y se calcula una varianza-covarianza siguiendo una distribución *inverse Wishart*, que asegura valores positivos para la varianza de los parámetros (Alexander & Reza, 2022).

A partir del algoritmo desarrollado por Rubio-Ramírez, Waggoner y Zha (2010), extendido por Binning (2013) para modelos subidentificados, se obtienen choques estructurales de la matriz Σ en su forma reducida. Así, logramos descomponer ortogonalmente la matriz varianza-covarianza de los residuos, lo cual permite aplicar la metodología de *sign and zero restrictions* al producirse choques estructurales no correlacionados (Forbes *et al.*, 2018).

El mencionado algoritmo está compuesto por dos pasos. Primero, se calcula una matriz traspuesta aleatoria a través de la descomposición QR que satisface las restricciones de corto plazo sujetas a la estimada matriz de varianza-covarianza de los errores. Luego, se utiliza dicha matriz traspuesta para calcular las FIR, sujetas a la matriz varianza-covarianza estimada. Si las FIR satisfacen las restricciones de signo establecidas, entonces son guardadas; de lo contrario, se descartan y se elige otra matriz traspuesta. Análogamente a Alexander y Reza (2022), aplicamos 11 500 iteraciones del proceso, descartando las primeras 10 000 y guardando las 500 últimas.

Similarmente al estudio de Forbes *et al.* (2018), incorporamos las restricciones de signos en las variables endógenas, las cuales se mantienen durante la aparición del choque estructural. Luego, basándonos en las cifras estadísticas recuperadas y la cantidad de simulaciones hechas con el algoritmo, estimamos la dinámica de la variable de interés.

Por último, a través de las FIR de la balanza comercial y el PBI condicionadas a cada uno de los choques ortogonales, estimamos la elasticidad condicional de la balanza comercial (CETB, por sus siglas en inglés) asociada a un choque j :

$$CETB_T^j = \frac{CIRF_T^{Yj}}{CIRF_T^{TBj}}$$

Donde $CETB_T^j$ representa a la CETB condicionada a un choque j y calculada T períodos luego del choque. El subíndice j representa uno de los choques estructurales contenidos en el ϵ_t . La $CIRF_T^{TBj}$ denota a la función impulso-respuesta condicional (CIRF), que es la FIR de la balanza comercial condicionada

a un choque j y calculada T períodos luego de este. Y $CIRF_T^{Vj}$ es la FIR del PBI doméstico condicionada a un choque j y calculada T períodos luego de este.

IV. Análisis de resultados

1. Funciones de impulso-respuesta

Con la metodología explicada en la sección precedente, realizamos la simulación de choques estructurales en las variables endógenas y la exógena del modelo. Para ello, incorporando los supuestos de identificación que corresponden a cada uno de los choques, calculamos las FIR a un nivel de confianza del 68%.

Empezando por los resultados sobre el comportamiento de la variable PBI (anexos 2 y 5), estos muestran que tanto el PBI peruano como el chileno responden positivamente ante choques de demanda y oferta doméstica, lo cual es congruente con los mencionados supuestos de identificación. Para ambos países, las FIR revelan que dicha variable se ajusta lentamente y termina convergiendo, en un largo plazo, a su estado estacionario. No obstante, la magnitud y persistencia del choque es mayor en el contexto chileno. En efecto, la dinámica del PBI peruano se ajusta con una mayor velocidad hacia el estado estacionario, comparado con la del chileno. Y, ante choques de política monetaria, el PBI de cada uno de esos dos países reacciona de forma negativa. De conformidad con el signo esperado detallado en la matriz de signos (tabla 1), tales choques tienen una fuerte magnitud y presencia en el PBI peruano.

Sin embargo, nuestros resultados aconsejan una postura agnóstica respecto al comportamiento del PBI ante cuatro tipos de choques: comercial, de tipo de cambio, de oferta global y de demanda global. Primero, el choque comercial conlleva una respuesta negativa en el PBI peruano, pero positiva en el chileno. Así, la presencia del choque comercial es relevante para la dinámica del producto chileno, pero no hace que la dinámica del producto peruano se desvíe de su estado estacionario en una magnitud significativa. Segundo, el choque de tipo de cambio produce una respuesta negativa en ambas economías, pero el impacto de este choque es más prolongado en el caso de Chile, cuyo PBI no se ajusta hacia el estado estacionario con la misma velocidad que el PBI peruano. Tercero, ante un choque de oferta global, la dinámica del PBI reacciona muy negativamente en ambos países, pero el impacto de este choque es más prologando en el caso peruano. Y, cuarto, la respuesta del PBI peruano y del chileno ante un choque de demanda global

es positiva, pero en este caso el PBI peruano converge con mayor velocidad hacia su estado estacionario.

Por otro lado, los resultados referidos a la variable balanza comercial (anexos 3 y 6) muestran que en ambos países esta variable responde positivamente ante un choque comercial, en línea con las restricciones de signos impuestas, y que luego decrece y converge hacia su estado estacionario. Mientras que dicha variable responde positivamente ante un choque de oferta doméstica, negativamente ante choques de demanda doméstica y de política monetaria; aunque el impacto de estos tres choques se revierte rápidamente y, en términos de magnitud, no desvía la dinámica convergente de la variable hacia su estado estacionario. Respecto a los choques de tipo de cambio, la balanza comercial peruana reacciona positivamente y la chilena, negativamente. En cuanto al choque de oferta global, si bien la balanza comercial responde negativamente en ambas economías, la peruana logra ubicarse por encima de su estado estacionario en los períodos posteriores al choque. Y, en presencia de choques de demanda global, la balanza comercial tanto del Perú como de Chile reacciona positivamente y converge hacia su estado estacionario.

Por último, la variable tipo de cambio nominal responde análogamente en ambas economías (anexos 4 y 7): positivamente ante choques de oferta doméstica, de política monetaria, y de tipo de cambio; y negativamente ante choques de demanda doméstica. Todo lo cual es congruente con los supuestos de identificación establecidos (tabla 1). Mientras que la diferencia entre ambas economías radica en la persistencia del impacto ante choques de oferta global y de demanda global: el choque de oferta global tiene un impacto más persistente en el tipo de cambio nominal de Chile, y el impacto de un choque de demanda es más persistente en el tipo de cambio del Perú.

En lo que respecta a la respuesta del tipo de cambio nominal ante choques que no cuentan con alguna restricción de signos (tabla 1), los resultados (anexos 4 y 7) indican lo siguiente: ante un choque comercial, dicha respuesta es heterogénea en el Perú y Chile, ya que el tipo de cambio nominal peruano responde positivamente y el chileno responde negativamente. Ante un choque de oferta global, si bien la respuesta es homogénea en tanto ocurre un incremento del tipo de cambio nominal en el Perú y en Chile, el impacto de dicho choque es más prolongado en el Perú. Mientras que existe una respuesta simétrica ante un choque de demanda global, pues el tipo de cambio nominal peruano y el chileno se incrementan cuando ocurre dicho choque, y posteriormente alcanzan su respectivo estado estacionario.

2. Descomposición histórica

Los anexos 8 y 9 muestran los resultados de nuestro modelo para descomponer la evolución del PBI de Chile y del Perú, según los seis choques endógenos identificados. Durante los años 2000-2003, el modelo atribuye principalmente a choques domésticos la dinámica del PBI de dichos países sudamericanos. En el caso peruano, pesaron en mayor medida los choques de demanda, seguidos por los de política monetaria y, en menor medida, por choques de oferta y de tipo de cambio. En el caso chileno, hay una influencia notoria de choques de política monetaria, seguidos por la de choques de oferta y de demanda. En dichos años, el crecimiento promedio del PBI peruano fue del 3.3%, del 2.4% para la demanda interna, y la tasa de referencia de política monetaria del BCRP se mantuvo alrededor del 3%. En Chile, el crecimiento promedio del PBI y de la demanda interna fue del 4%, con una tasa de interés de política monetaria del 4.28% que fue reduciéndose desde finales de 2003 hasta llegar al 1.87% en 2004 (BCRP, 2000, 2001, 2002, 2003, 2022; BCCh, 2000, 2001, 2002, 2003, 2022a).

Luego, durante la crisis financiera de 2008-2009, en el caso del PBI peruano destaca primero el peso con signo positivo de la demanda doméstica, y después el peso con signo negativo de la oferta doméstica y la tasa de política monetaria. En el caso del PBI chileno, destacan tanto la oferta como la demanda domésticas. En ambos casos, esa incidencia de los mencionados choques domésticos se entiende ante el contexto de desaceleración económica marcada por el decrecimiento de las economías avanzadas. Así, en el Perú, el PBI tuvo un crecimiento de apenas un 1% y la demanda interna cayó del 19.3% al -0.3% entre 2008 y 2009. Por ello, el BCRP redujo la tasa de interés de referencia en alrededor de 500 puntos básicos entre ambos años, instalándola en 1.25%. Mientras que, en Chile, el PBI tuvo una caída del -1.1%, y la demanda interna sufrió una fuerte caída (pasando de un crecimiento del 7.6% a un decrecimiento de -5.6%), en gran medida explicada por la caída en la formación bruta de capital fijo (BCRP, 2008, 2009, 2022; BCCh, 2008, 2009, 2022).

En tanto que, durante el período de recuperación económica (2010-2013), hubo una contribución protagónica de los choques de oferta global en el Perú; mientras que en Chile ocurrió una combinación de choques domésticos y extrajeros, que incluyen choques de oferta doméstica, de comercio, de política monetaria y oferta global. Estos últimos coinciden con el período de apreciación de *commodities* metálicos, que representan el 45.5% y el 52.1% de la exportación de bienes del Perú y Chile, respectivamente (Dongo &

Converti, 2021). En este período, el PBI tuvo un crecimiento del 6.7% en el Perú y del 5.4% en Chile, propulsado por la recuperación económica de sus principales socios comerciales: Estados Unidos y China. Ante ello, el Banco Central de Chile fijó, en 2010, la tasa de referencia en su nivel más bajo de la última década (1.43%), que luego fue subiendo paulatinamente a medida que la economía se fue dinamizando. Además, la demanda interna alcanzó crecimientos del 7% y el 8.5% para el Perú y Chile, respectivamente, a través de un impulso de la inversión pública y privada principalmente dirigida a los sectores minero, energético y de infraestructura (BCRP, 2010, 2011, 2012, 2013, 2022a, 2022b; BCCh, 2010, 2011, 2012, 2013, 2022a, 2022b).

Otro período revelador es el de la crisis a raíz de la pandemia por COVID-19. Tanto el PBI peruano como el chileno sufrieron una fuerte caída en el año 2020. El modelo que aplicamos atribuye ese comportamiento, en ambos países, a choques de oferta y demanda domésticas, así como a choques de tipo de cambio. Ello se explica, en parte, por las medidas de confinamiento para detener la propagación del virus, que paralizaron la producción y restringieron considerablemente el tránsito de personas. Al año siguiente, a partir de la disminución de los contagios y de la flexibilización de las medidas sanitarias, ambos países experimentaron una recuperación de la producción y el empleo que, en el caso peruano, fue impulsada por la expansión de la inversión y la reapertura de los centros de consumo en el país y el extranjero, pese al ruido político y su impacto en la apreciación del tipo de cambio (BCRP, 2021).

Por otro lado, los anexos 10 y 11 muestran los resultados del similar ejercicio de descomposición respecto a la evolución de la balanza comercial del Perú y de Chile. Destaca la expansión de ambas balanzas a partir del año 2003 hasta la crisis financiera de 2008, período durante el cual, según el modelo de descomposición aplicado, primó la incidencia de choques de tipo de cambio. Dicha expansión fue impulsada por el importante ingreso de divisas que permitió el *boom* de precios de minerales metálicos básicos. La exportación de cobre cobró relevancia en ambos países, y en el caso peruano también la exportación de plata y zinc. Así, durante el período 2003-2007 tuvo lugar una apreciación promedio del tipo de cambio, tanto en Chile (de -5.3%, en dólar/peso) como en el Perú (de -2.3%, en dólar/sol).

Una secuela inmediata de la crisis financiera fue la caída de ambas balanzas en el año 2009, que el modelo aplicado atribuye a una combinación de choques de tipo de cambio y de choques de demanda doméstica. Mientras que atribuye a choques de demanda doméstica una importante incidencia en la recuperación de ambas balanzas habida en los años 2010-2011, especial-

mente de la balanza peruana debido a proyectos mineros, energéticos y de infraestructura. E incluso la desaceleración de dicha recuperación, durante los años 2012-2015 y 2016-2019, es también atribuida por el modelo aplicado a choques de tipo de cambio en ambos países, complementados por choques de demanda doméstica en el caso peruano (BCRP, 2022; BCCh, 2022a).

Por último, en 2020, las balanzas comerciales analizadas tuvieron un desempeño contrapuesto. La peruana sufrió una fuerte caída en ese año, atribuida por el modelo en mayor medida a choques de tipo de cambio y de demanda doméstica y en menor medida a choques de oferta doméstica y comerciales, que juntos llevaron a que las importaciones superaran a las exportaciones (BCRP, 2020); seguida por una caída menor facilitada por la depreciación del sol/dólar en un 12.7% entre 2020 y 2021. Mientras que la balanza comercial chilena registró una expansión, que, según el modelo, se descompone principalmente en choques de tipo de cambio y de demanda doméstica, cuyos pesos relativos aumentaron en un 4.3% y un 21.6% respectivamente (BCRP, 2022; BCCh, 2022b).

3. Elasticidad condicional de la balanza comercial (CETB)

De conformidad con la metodología antes explicada, tras encontrar el choque ortogonal del tipo de cambio en la balanza comercial y el PBI, calculamos la CETB sujeta este tipo de choque para Chile y el Perú. Así, hallamos una CETB igual a -0.0259 en el Perú e igual a -0.0933 en Chile (tabla 2).

Tabla 2
Reporte del cálculo de la CETB sujeta a choques estructurales, para el Perú y Chile

	Perú	Chile
$CETB_T^{ER}$	-0.0259	-0.0933
$CETB_T^{DS}$	0.0534	-0.0244
$CETB_T^{DD}$	-0.0737	-0.1050
$CETB_T^C$	0.0217	0.0327
$CETB_T^{MP}$	-0.4000	-0.1493
$CETB_T^{GS}$	-0.6856	0.0873
$CETB_T^{GD}$	-0.0611	-0.2757

Nota. Donde $CETB_T^i$ representa a la CETB condicionada al choque i , el cual puede ser un choque de tipo de cambio (ER), de oferta doméstica (DS), de demanda doméstica (DD), comercial (C), de política monetaria (MP), de oferta global (GS) o de demanda global (GD).

Elaboración propia, 2022.

Ello revela que el cociente de las FIR de la balanza comercial y el PBI respecto al choque de tipo de cambio deriva en una CETB negativa (o covarianza condicional al choque ortogonal del tipo de cambio negativa). Por lo tanto, la metodología aplicada demuestra que el efecto del tipo de cambio nominal, aislado del efecto de las otras variables endógenas, desemboca en una balanza contracíclica para ambas naciones sudamericanas; y que, ante un choque de tipo de cambio nominal, la CETB chilena es, en términos absolutos, más elástica que la peruana.

Una vez halladas aquellas CETB asociadas al choque de tipo de cambio, construimos las CETB asociadas a choques ortogonales domésticos y de política monetaria. La tabla 2 resume los respectivos resultados. En primer lugar, respecto a la CETB sujeta a choques de oferta doméstica, obtuvimos un resultado heterogéneo entre el Perú y Chile, ya que el valor de dicha CETB es positivo para el Perú y negativo para Chile, lo que indica una balanza comercial peruana procíclica y una balanza comercial chilena contracíclica. En segundo lugar, si bien la CETB sujeta a un choque de demanda doméstica es negativa para ambos países, lo que indica que sus respectivas balanzas son contracíclicas ante esos choques, en valor absoluto esta CETB chilena es más elástica que la peruana. En tercer lugar, la CETB sujeta a choques de política monetaria también tiene un signo negativo, lo que indica la contraciclicidad de ambas balanzas, pero en este caso la peruana es más elástica que la chilena.

En lo relativo a la CETB ante choques comerciales y extranjeros, los resultados se resumen así: primero, la CETB sujeta a un choque comercial denota un carácter procíclico en la balanza comercial del Perú y de Chile, pues son positivos los respectivos valores de dicha métrica; y, en este caso, la mayor elasticidad corresponde a la balanza chilena. Segundo, la CETB ante un choque de oferta global revela una balanza contracíclica para el Perú, pero procíclica para Chile. Tercero, ante un choque de demanda global, las dos balanzas son contracíclicas, pues ambas CETB tienen signos negativos, cuyos valores absolutos indican que la chilena es más elástica en este caso. Y, cuarto, hacemos hincapié en que, de las CETB mencionadas en este párrafo, las más elásticas son las sujetas a un choque de oferta global en el caso peruano y a un choque de demanda global en el chileno. Ello señala que, para la balanza comercial peruana, se antepone un efecto cantidad vinculado a los choques de oferta global, mientras que para la balanza chilena predomina un efecto precio asociado a la demanda global. Lo cual revela la asimetría de la estructura comercial de esas dos economías pequeñas.

4. Pruebas de robustez

Modificación de variables

Como primer ejercicio de robustez, sustituimos un par de variables. Para caracterizar al choque de demanda doméstica, reemplazamos el índice de precios al consumidor (IPC) por el índice de precios al por mayor (IPM). Y, para caracterizar al choque de demanda global, sustituimos el índice de precios de *commodities* por los términos de intercambio del Perú y de Chile. Obtuvimos los datos respectivos de las bases estadísticas del Banco Central de Reserva del Perú y del Banco Central de Chile. La tabla 3 resume los resultados de este ejercicio.

Tabla 3
Reporte del cálculo de la CETB sujeta a choques estructurales para el Perú y Chile, dentro del ejercicio de robustez de modificación de variables

	Perú	Chile
$CETB_T^{ER}$	-0.0067	-0.0616
$CETB_T^{DS}$	0.5184	-0.1316
$CETB_T^{DD}$	-0.0668	-0.5501
$CETB_T^C$	-0.0349	-0.0787
$CETB_T^{MP}$	-0.0759	-0.0728
$CETB_T^{GS}$	0.0351	-0.0390
$CETB_T^{GD}$	-0.1277	-0.1464

Elaboración propia, 2022.

En dicha tabla, se observa que este ejercicio produjo una CETB relacionada con el tipo de cambio de -0,0067 para la balanza peruana y de -0,0616 para la chilena; ambas más inelásticas que en el resultado original, pero manteniendo el signo negativo. Es decir, la contraciclicidad de la balanza comercial vinculada al tipo de cambio se mantuvo vigente en ambos países.

Sin embargo, esta vez la CETB relacionada con un choque de comercio resulta contracíclica para ambos países, a diferencia de su forma original. Además, frente a un choque de oferta global, la CETB peruana se torna positiva, y lo contrario sucede con la chilena. Y también se observa que, entre las CETB resultantes de este ejercicio, las más elásticas en el caso peruano son las asociadas a choques de oferta doméstica, comercio y demanda global; mientras que, en el caso chileno, son las vinculadas a choques de oferta doméstica, demanda doméstica y comercio.

Modificación de la matriz de restricciones de ceros y signos

El segundo ejercicio de robustez implicó la modificación de la matriz de restricciones de ceros y signos. En particular, optamos por eliminar las restricciones que vinculaban la variable tipo de cambio con los choques domésticos: de oferta y de demanda doméstica, así como de política monetaria. La tabla 4 resume los resultados respectivos.

Tabla 4

Reporte del cálculo de la CETB condicionada a choques para el Perú y Chile, dentro del ejercicio de modificación de la matriz de restricciones de ceros y signos

	Perú	Chile
$CETB_T^{ER}$	-0.0473	-0.0659
$CETB_T^{DS}$	-0.0370	-0.3181
$CETB_T^{DD}$	-0.1211	0.0641
$CETB_T^C$	0.0271	0.0516
$CETB_T^{MP}$	0.2331	-0.2729
$CETB_T^{GS}$	-1.5246	0.0902
$CETB_T^{GD}$	11.0111	-0.2997

Elaboración propia, 2022

Allí se observa que este ejercicio arrojó una CETB sujeta a choques de tipo de cambio de -0.0473 y -0.0659 para el Perú y Chile, respectivamente. Esto revela que, para ambos países, la balanza comercial mantuvo su carácter contracíclico frente a un choque de tipo de cambio.

Luego, ante choques de oferta doméstica, la CETB peruana modificada pasó a ser negativa, aunque manteniendo en valores absolutos una magnitud similar a su par original; y la chilena muestra un aumento relevante. Mientras que, frente a choques de demanda doméstica, la CETB peruana no cambia mucho y la chilena se torna negativa en señal de una balanza comercial contracíclica. Y, ante choques de política monetaria, este ejercicio muestra una balanza comercial peruana procíclica, a diferencia del resultado original; mientras que la chilena se mantiene contracíclica y la CETB respectiva se duplica en magnitud.

Por último, resaltan los resultados obtenidos respecto a las CETB peruanas vinculadas a choques globales. Por un lado, ante choques de oferta global, este segundo ejercicio de robustez revela una elasticidad condicional de -1.525, lo que indica que, ante una variación del 1% en la balanza comercial peruana

debida a este tipo de choques, el PBI peruano mostraría una disminución del 1.525%. Por otro lado, ante un choque de demanda global, dicho ejercicio arroja una CETB de 11.011, señalando que ante una variación del 1% en la balanza comercial peruana debida a este tipo de choques, el valor del PBI peruano aumentaría un 11.011%.

5. Limitaciones de la investigación

Si bien la presente investigación aporta al entendimiento de la contraciclicidad de la balanza comercial para dos economías emergentes (Perú y Chile), ante choques estructurales de tipo cambio y otros choques domésticos y externos, su contribución al respecto encuentra una principal limitante que debe ser superada.

Esta radica en que nuestro estudio no controla por las interacciones entre las economías del Perú y Chile. En efecto, se considera que los choques estructurales en ambas economías son independientes entre sí. Si bien logramos ortogonalizar el vector de choques, no incorporamos las interrelaciones entre estos resultantes de la interacción entre dichas economías. El enfoque VAR aplicado ignora las interdependencias y asume relaciones sectoriales homogéneas, dando lugar a un conjunto de características individuales invariantes en el período analizado (Canova, Ciccarelli, & Ortega, 2012).

Para solucionar ese problema, Canova y Ciccarelli (2013) proponen un análisis intersectorial de los ciclos económicos mediante la metodología de panel VAR. Esta tiene la capacidad de capturar el componente heterogéneo que supone la interdependencia entre economías, así como de emplear las restricciones y especificaciones comúnmente aplicadas en los estudios con métodos bayesianos. En cierto modo, el panel VAR representa un VAR a gran escala que incorpora la interdependencia tanto estática como dinámica. La diferencia radica en que la heterogeneidad transversal entre las economías conlleva imponer restricciones en la matriz varianza-covarianza de los errores. A partir de ello, la interdependencia dinámica de la metodología panel VAR permite que esta sea compatible con los modelos de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés).

V. Conclusiones y recomendaciones

La presente investigación ha analizado los comovimientos, ante choques estructurales, en la relación entre PBI y balanza comercial de dos pequeñas economías abiertas con parecidas estructuras de comercio exterior, como son el Perú y Chile. Para ello, hemos aplicado un modelo SVAR e identificado

ceros y signos para choques estructurales de variables endógenas y exógenas que impactan en el comportamiento del tipo de cambio.

A partir de la obtención de funciones impulso-respuesta, hemos construido la elasticidad condicional de la balanza comercial (CETB), un indicador que revela el comportamiento del PBI frente a una variación en la balanza comercial a raíz de un choque estructural. El beneficio de implementar una elasticidad condicionada es que permite ortogonalizar el vector de choques estructurales, a partir de lo cual se identifica el efecto aislado de cada uno de ellos y se evita una identificación débil.

Mediante la CETB, hemos detectado respuestas tanto simétricas como asimétricas entre las economías peruana y chilena. En efecto, ambas balanzas comerciales responden de forma contracíclica en presencia de choques de tipo de cambio, demanda doméstica, política monetaria y demanda global; y responden de manera procíclica ante choques comerciales. Pero el comovimiento de la balanza comercial y el PBI es heterogéneo ante choques de oferta doméstica, que conllevan una balanza comercial procíclica en el Perú y contracíclica en Chile; y también es heterogéneo ante choques de oferta global, respondidos contracíclicamente por la balanza comercial peruana y procíclicamente por la chilena.

Nuestros resultados son congruentes con la hipótesis que planteamos, pues indican que los choques de tipo de cambio están vinculados a una balanza comercial contracíclica, tanto en el Perú como en Chile. En efecto, en el modelo original, así como también en los dos ejercicios de robustez, la CETB relacionada con choques de esta índole resulta negativa, mostrando mayor elasticidad en Chile. No obstante, a nivel comparativo, los choques de tipo de cambio no resultan ser los de mayor relevancia dentro de la contraciclicidad observada en la balanza comercial de esos dos países.

De hecho, el presente estudio encuentra que, en la relación negativa (contracíclica) entre balanza comercial y PBI, predomina el rol de los choques de oferta global en el caso peruano y el rol de los choques de demanda global en el chileno. Este hallazgo revela la prevalencia de un efecto cantidad en el caso peruano, y de un efecto precio en el chileno.

También sometimos nuestros resultados a dos ejercicios de robustez. El primero, modificando las variables utilizadas para caracterizar los choques de demanda doméstica y global. Cuyos resultados arrojaron una CETB más inelástica asociada a un choque de tipo de cambio, tanto para el Perú como para Chile. Asimismo, frente a choques de oferta doméstica, la asociada CETB muestra una elasticidad 10 veces mayor en el caso peruano; mientras que,

frente a choques de demanda doméstica, ocurre un aumento análogo en el caso chileno. El segundo ejercicio alteró la matriz de restricciones de ceros y signos, suprimiendo las restricciones que relacionan al tipo de cambio con los choques de demanda doméstica, oferta doméstica y política monetaria. Este ejercicio de robustez mantiene vigente el carácter contracíclico de la balanza comercial ante choques de tipo de cambio. Y resaltan sus resultados respecto a la CETB peruana ante choques globales de demanda y oferta, cuya magnitud es muy superior que ante choques domésticos de demanda y oferta.

Finalmente, cabe resaltar que el aporte de nuestro estudio, a un mejor entendimiento del comportamiento de cuentas nacionales ante choques estructurales propios de economías pequeñas y emergentes, además de alimentar el debate académico en la materia, contribuye al desarrollo de instrumentos para políticas que mejoren el ajuste macro en una pequeña economía abierta. Con tal propósito, recomendamos la realización de estudios enfocados en componentes de la balanza comercial y del PBI; así como de investigaciones aplicando la metodología panel VAR (acuñada por Canova y Cicarelli, 2013), a fin de identificar con más granularidad las interacciones entre economías pequeñas y su interdependencia estática y dinámica.

Referencias bibliográficas

- Aguar, M., & Gopinath, G. (2007). Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of Political Economy*, 115(1), 69-102. doi:10.1086/511283
- Alexander, P., & Reza, A. (2022). *Exports and the exchange rate: A general equilibrium perspective*. Bank of Canada Staff Working Paper, 2022-18. doi:10.34989/swp-2022-18
- Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2016). *International shocks and domestic prices: How large are strategic complementarities?* NBER Working Paper 22119. doi:10.3386/w22119
- Backus, D. K., & Kehoe, P. J. (1992). International evidence on the historical properties of business cycles. *The American Economic Review*, 82(4), 864-888. <https://www.jstor.org/stable/2117348>
- BCCh. (2000, 2001, 2002, 2003, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2022a). *Informe de política monetaria*. Banco Central de Chile. <https://www.bcentral.cl/areas/politica-monetaria/informe-de-politica-monetaria>
- BCCh. (2022b). *Demanda interna*. Banco Central de Chile. https://si3.bcentral.cl/siete/ES/Siete/Cuadro/CAP_CCNN/MN_CCNN76/CCNN2018_G2?idSerie=F033.DDI.FLU.R.CLPEP18.0.T
- BCRP. (2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2020, 2021, 2022a). *Memoria anual*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/memoria-anual.html>

- BCRP. (2022b). *Demanda interna*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/anuales/resultados/PM04936AA/html>
- Bahmani-Oskooee, M., & Alse, J. (1994). Short-run versus long-run effects of devaluation: Error correction modelling and cointegration. *Eastern Economic Journal*, 20(4), 453-464. <https://www.jstor.org/stable/40325598>
- Ben Doudou, M., Nouira, R., Saafi, S., & Belhadj, A. (2020). Do exchange rate changes have threshold effects on the trade balance? Evidence from Tunisia. *Economic Change & Restructuring*, 55(1), 511-537. doi:10.1007/s10644-020-09309-1
- Binning, A. (2013). *Underidentified SVAR models: A framework for combining short and long-run restrictions with sign-restrictions*. Norges Bank Working Paper 14/2013. <https://www.norges-bank.no/.../Working-Papers/2013/WP-201314/>
- Boyd, D., Caporale, G. M., & Smith, R. (2001). Real exchange rate effects on the balance of trade: Cointegration and the Marshall-Lerner condition. *International Journal of Finance & Economics*, 6(3), 187-200. doi:10.1002/ijfe.157
- Brooks, T. J. (1999). *Currency depreciation and the trade balance: An elasticity approach and test of the Marshall-Lerner condition for bilateral trade between the US and the G-7*. [Disertación doctoral, The University of Wisconsin-Milwaukee]. <https://websites.uwlax.edu/tbrooks/.../published/dissertation.pdf>
- Bussière, M., Gaulier, G., & Steingress, W. (2020). Global trade flows: Revisiting the exchange rate elasticities. *Open Economies Review*, 31(1), 25-78. doi:10.1007/s11079-019-09573-3
- Bustamante, R., & Morales, F. (2009). Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto curva-J: evidencia empírica para el caso peruano. *Estudios Económicos*, 16(4), 103-126. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Estudios-Economicos-16-4.pdf>
- Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). *Panel vector autoregressive models. A survey*. European Central Bank Working Paper Series 1507. <https://www.ecb.europa.eu/pub/.../ecbwp1507.pdf>
- Canova, F., Ciccarelli, M., & Ortega, E. (2012). Do institutional changes affect business cycles? Evidence from Europe. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(10), 1520-1533. doi:10.1016/j.jedc.2012.03.017
- Castillo, P., & Rojas, Y. (2014). Términos de intercambio y productividad total de factores: evidencia empírica de los mercados emergentes de América Latina. *Estudios Económicos*, 28(2), 27-46. <https://www.bcrp.gob.pe/.../ree-28-castillo-rojas.pdf>
- Cunningham, R., Friedrich, C., Hess, K., & Kim, M. J. (2017). *Understanding the time variation in exchange rate pass-through to import prices*. Bank of Canada Staff Discussion Paper 2017-12. <https://publications.gc.ca/.../banque-bank-canada/FB3-6-2017-12-eng.pdf>
- De Bock, R. (2010). *The composition and cyclical behavior of trade flows in emerging economies*. International Monetary Fund Working Paper 2010/046. doi:10.5089/9781451963106.001
- Demirden, T., & Pastine, I. (1995). Flexible exchange rates and the J-curve: An alternative approach. *Economic Letters*, 48(3-4), 373-377. doi:10.1016/0165-1765(94)00634-E

- Dongo, M. & Converti, L. (2021). *El sector minero en Chile: análisis comparativo con países mineros de América Latina*. Centro Estratégico Latinoamericano de Geopolítica. <https://www.celag.org>
- Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2018). The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, 114(C), 255-275. doi:10.1016/j.jinteco.2018.07.005
- García-Schmidt, M., & García-Cicco, J. (2018). *Revisiting the exchange rate pass through: A general equilibrium perspective*. Economics Research Working Papers Series 82. Banco Central de la República Argentina. <http://hdl.handle.net/10419/202491>
- Georgiadis, G., Gräß, J., & Khalil, M. (2019). *Global value chain participation and exchange rate pass-through*. European Central Bank Working Paper Series 2327. <https://www.ecb.europa.eu/pub/.../ecbwp2327.pdf>
- Gopinath, G. (2015). *The international price system*. NBER Working Paper 21646. https://www.nber.org/.../working_papers/.../w21646.pdf
- Gopinath, G., & Itskhoki, O. (2010). Frequency of price adjustment and pass-through. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(2), 675-727. doi: 10.1162/qjec.2010.125.2.675
- Gopinath, G., Boz, E., Casas, C., Díez, F. J., Gourinchas, P.-O., & Plagborg-Møller, M. (2020). Dominant currency paradigm. *American Economic Review*, 110(3), 677-719. doi:10.1257/aer.20171201
- Gruss, B., & Kebhaj, S. (2019). *Commodity terms of trade: A new database*. IMF Working Paper 2019/021. <https://www.imf.org/.../WP/.../2019/01/24/>
- Ha, J., Stocker, M., & Yilmazkuday, H. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 105, article 102187. doi:10.1016/j.jimonfin.2020.102187
- Kalyoncu, H., Ozturk, I., Artan, S., & Kalyoncu, K. (2009). Devaluation and trade balance in Latin American Countries. *Proceedings of Rijeka Faculty of Economics. Journal of Economics and Business*, 27(1), 115-128. https://www.efri.uniri.hr/en/volume_27_no_1_2009/414/119
- Kharroubi, E. (2011). The trade balance and the real exchange rate. *BIS Quarterly Review*, September, 33-42. https://www.bis.org/publ/qrpdf/r_qt1109e.pdf
- Litterman, R. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions – Five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38. doi:10.2307/1391384
- Mahdavi, S., & Sohrabian, A. (1993). The exchange value of the dollar and the US trade balance: An empirical investigation based on cointegration and Granger causality tests. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 33(4), 343-358. doi:10.1016/1062-9769(93)90003-3
- Mendoza, E. (1991). Real business cycles in a small open economy. *The American Economic Review*, 81(4), 797-818. <https://www.jstor.org/stable/2006643>
- Neumeyer, P. A., & Perri, F. (2005). Business cycles in emerging economies: The role of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 345-380. doi:10.1016/j.jmoneco.2004.04.011

- Ortiz, M., & Winkelried, D. (2022). *Hitos de la reforma macroeconómica en el Perú 1990-2020*. Lima: Universidad del Pacífico. doi:10.21678/978-9972-57-486-3
- Pérez-Forero, F. (2016). Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: un panel VAR jerárquico. *Estudios Económicos*, 32, 9-33. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Estudios-Economicos/32/ree-32-perez.pdf>
- Rubio-Ramírez, J., Waggoner, D., & Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms of inference. *The Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696. <https://www.jstor.org/stable/40587642>
- Tunaer, B. (2016). Effect of real exchange rate on trade balance: Commodity level evidence from Turkish bilateral trade data. *Procedia Economics and Finance*, 38, 499-507. doi:10.1016/S2212-5671(16)30221-0

Anexos

Anexo 1 Factor de ponderación del índice de precios de *commodities*

$$\omega_{ij,\tau} = \frac{x_{ij,\tau} - m_{ij,\tau}}{GDP_{i,\tau}}$$

Donde:

$x_{ij,\tau}$: exportaciones del *commodity* j del país i en el año expresadas en dólares.

$m_{ij,\tau}$: importaciones del *commodity* j del país i en el año expresadas en dólares.

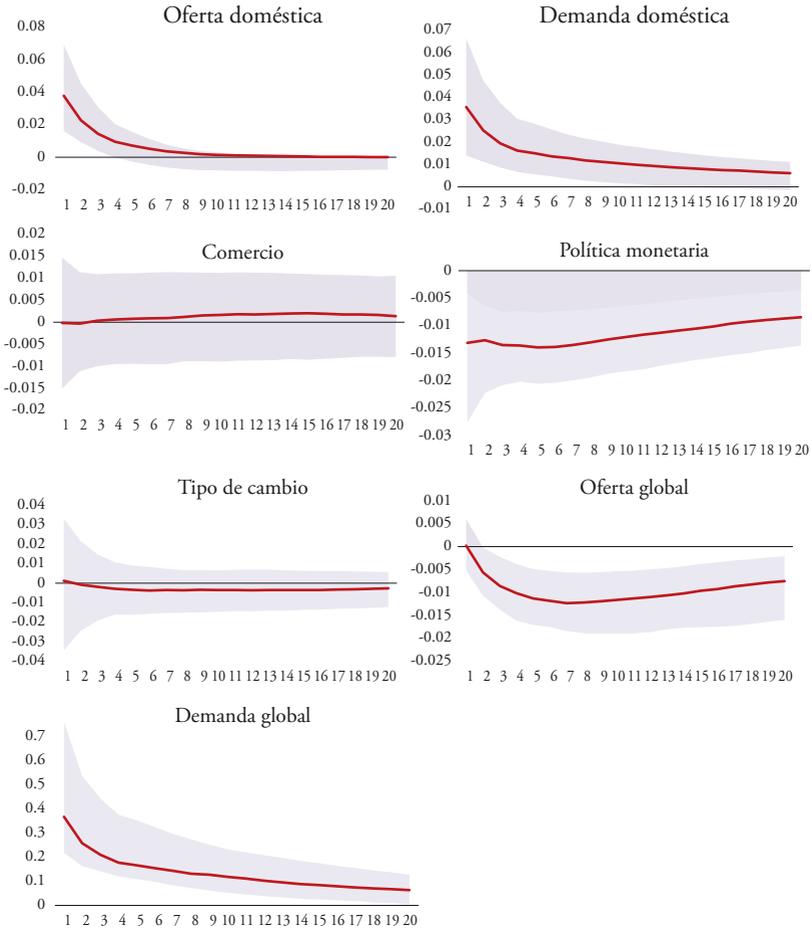
$x_{ij,\tau} - m_{ij,\tau}$: exportaciones netas del *commodity* j del país i en el año expresadas en dólares.

$GDP_{i,\tau}$: PBI nominal del país i en el año expresado en dólares.

Fuente: Gruss y Kebhaj (2019).

Anexo 2

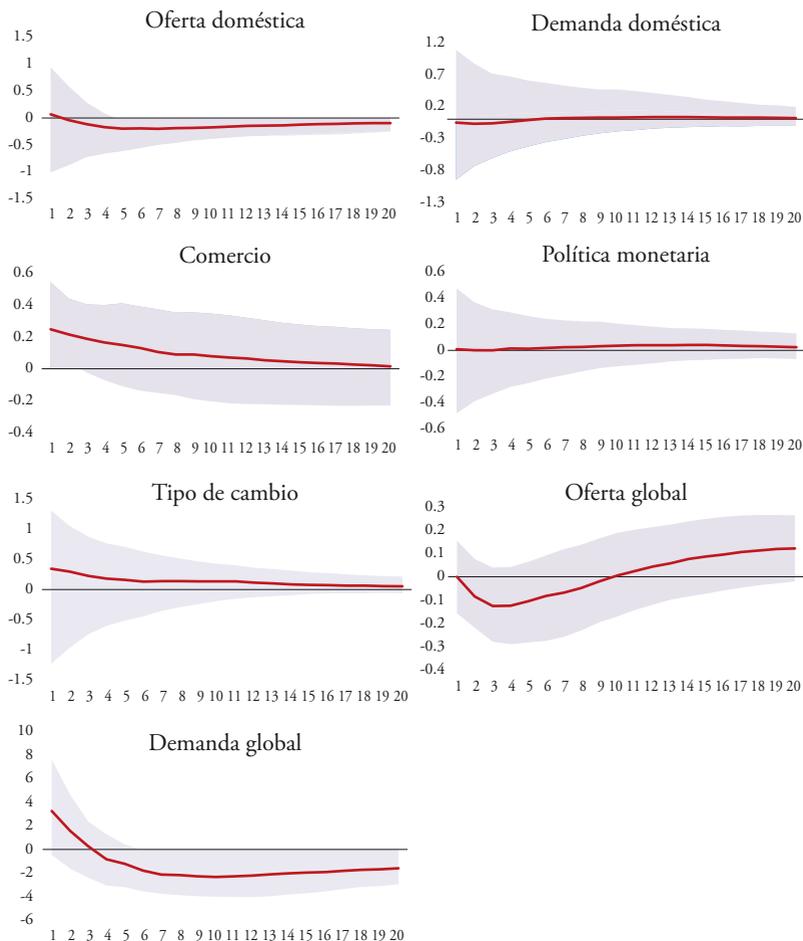
Simulación de choques estructurales en las variables endógenas en el PBI peruano. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

Anexo 3

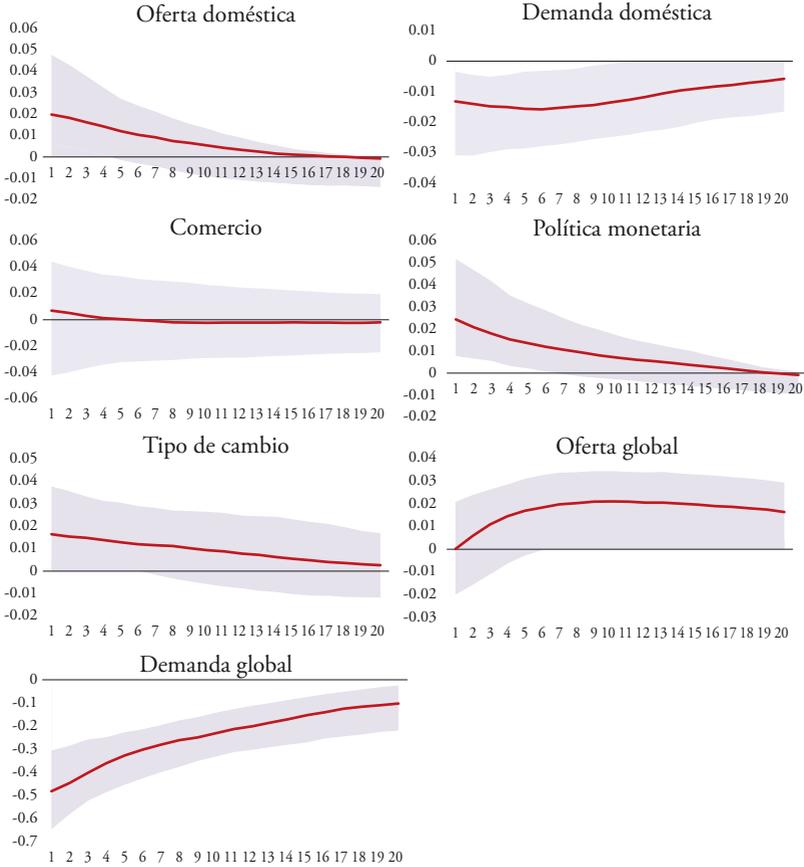
Simulación de choques estructurales en las variables endógenas en la balanza comercial peruana. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

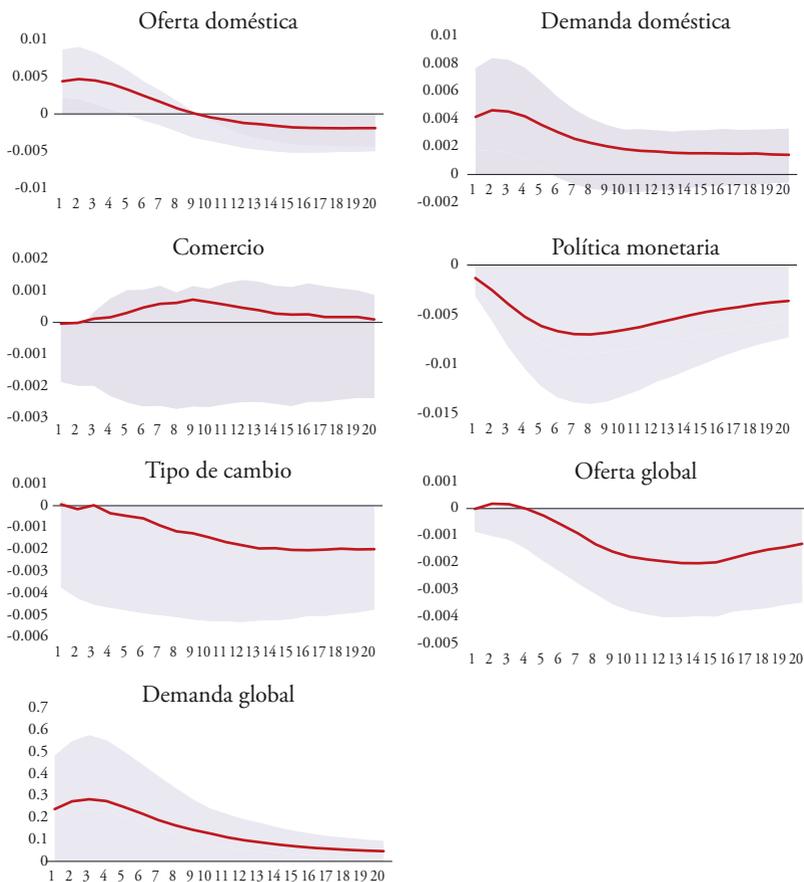
Anexo 4

Simulación de choques estructurales en las variables endógenas en el tipo de cambio nominal peruano. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

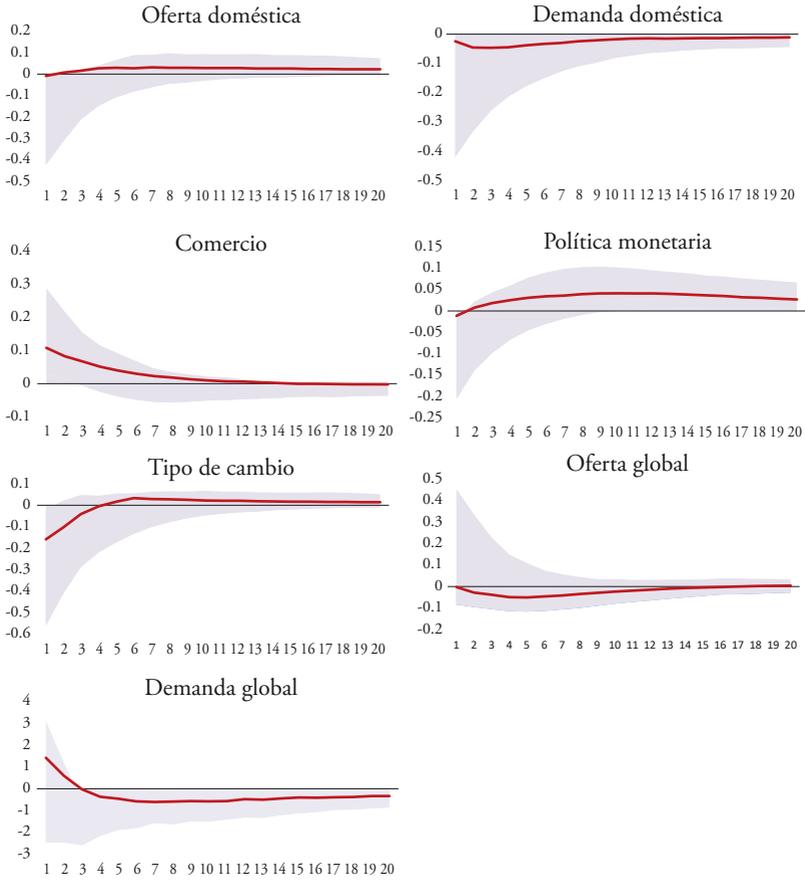
Anexo 5 Simulación de choques estructurales en el PBI chileno. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia, 2022.

Anexo 6

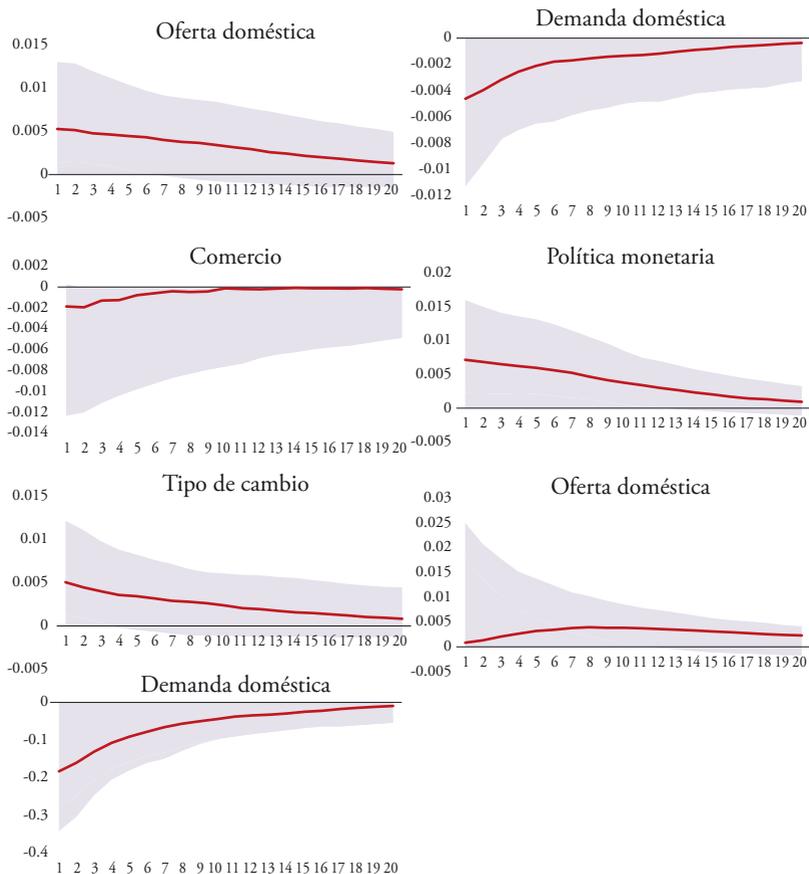
Simulación de choques estructurales en la balanza comercial chilena. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia, 2022.

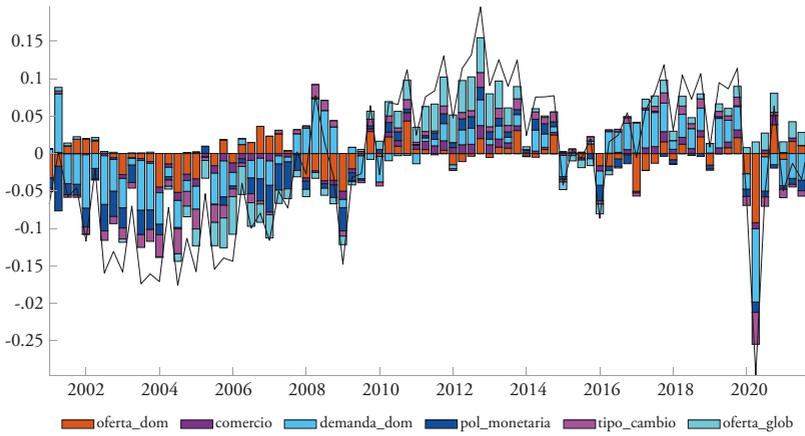
Anexo 7

Simulación de choques estructurales en el tipo de cambio nominal chileno. Valores de la mediana



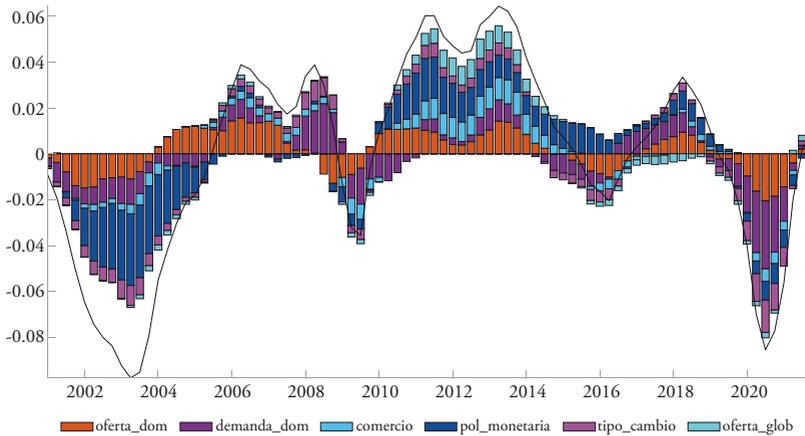
Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia, 2022.

Anexo 8 Descomposición histórica del PBI del Perú



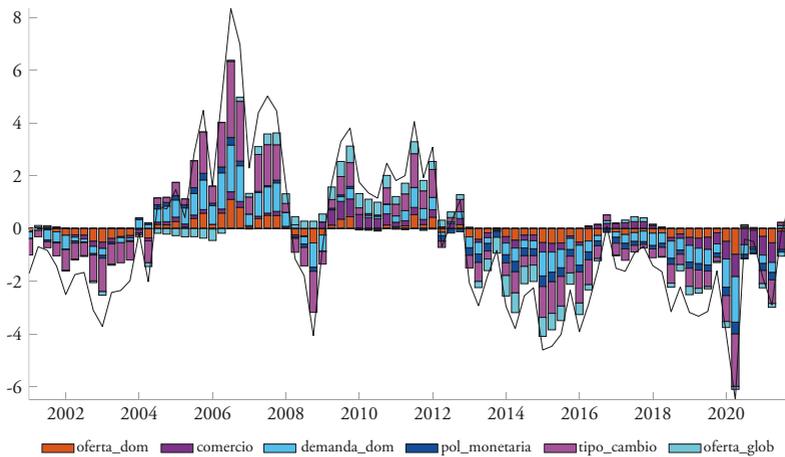
Fuentes: Banco Central de Reserva del Perú y Matlab. Elaboración propia, 2022.

Anexo 9 Descomposición histórica del PBI de Chile



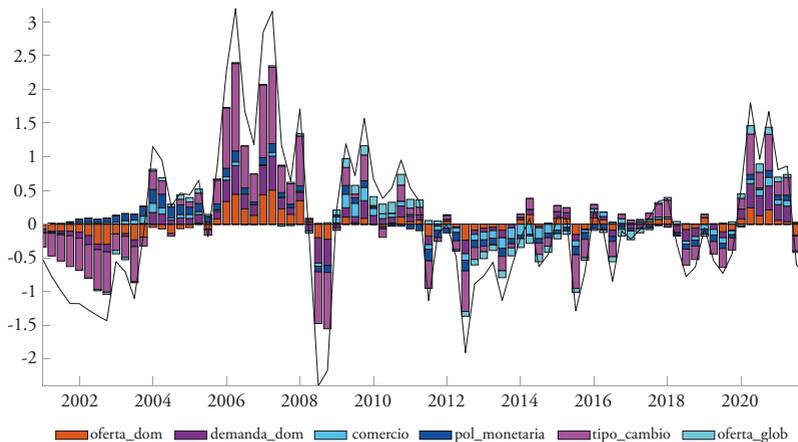
Fuentes: Banco Central de Chile y Matlab. Elaboración propia, 2022.

Anexo 10 Descomposición histórica de la balanza comercial del Perú



Fuentes: Banco Central de Reserva del Perú y Matlab. Elaboración propia, 2022.

Anexo 11 Descomposición histórica de la balanza comercial de Chile



Fuentes: Banco Central de Chile y Matlab. Elaboración propia, 2022.

Políticas fiscales en presencia de una economía informal, bajo una perspectiva DSGE³

Santiago Matías Valencia Mauleon
Gianfranco Jorge Quintanilla

1. Introducción

La pandemia de COVID-19 golpeó fuertemente a la economía mundial. El Perú ha sido uno de los países más afectados en Latinoamérica. Su PBI cayó un 11.1% durante 2020, en comparación con las caídas del 8.1% del PBI latinoamericano y del 4.4% del PBI mundial, según el Fondo Monetario Internacional.

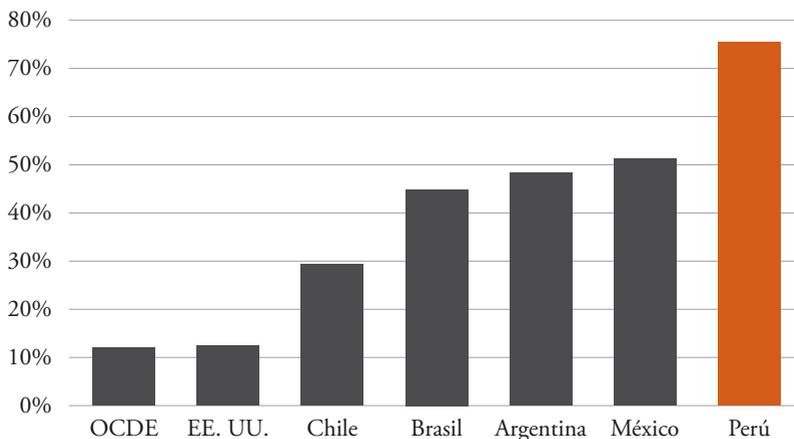
Ante este contexto, el Gobierno peruano respondió con un paquete fiscal equivalente a un 12% del PBI aproximadamente, y con una serie de estímulos monetarios. Según el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF) peruano, las medidas económicas empleadas fueron de dos índoles: soporte a los hogares más vulnerables mediante bonos universales, y soporte a empresas con créditos a menor costo. Mediante estas políticas, las empresas formales y las familias pobres recibieron apoyo económico para mitigar el impacto de la crisis. No obstante, según Chacaltana (2020), estas políticas invisibilizaron al sector informal de la economía peruana, que no tiene acceso al crédito formal, y muchos empresarios informales no califican necesariamente como pobres.

Para los fines del presente estudio, definimos al sector informal como el «conjunto de empresas, trabajadores y actividades que operan fuera de los

³ 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 2022. Los autores agradecen al profesor Marco Antonio Sosa por su valiosa asesoría durante la elaboración de dicho trabajo.

marcos legales y normativos que rigen la actividad económica» (Loayza, 2009, p. 44). El nivel de informalidad es muy grande en la economía peruana. El Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú (INEI) estimó en 2020 que el 75.2% de los trabajadores del Perú son informales, y en 2016 estimó que el 18.6% del PBI total del país es informal. Esto coloca al Perú como uno de los países con mayor informalidad en América Latina y el mundo, tal como se observa en la figura 1.

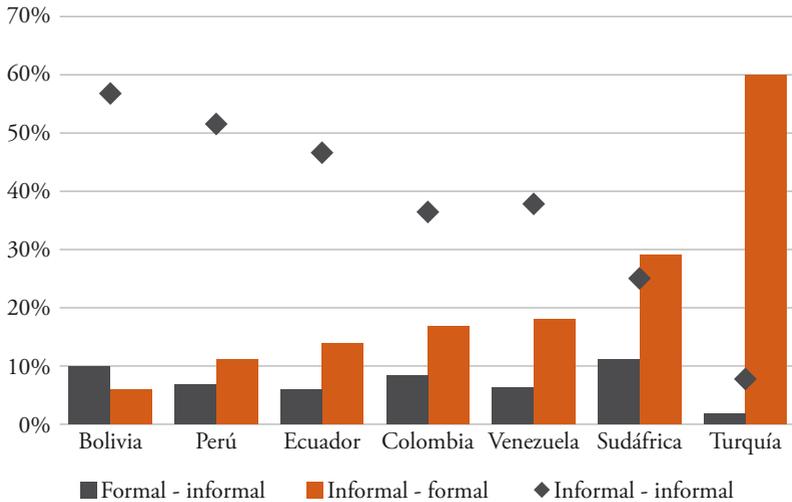
Figura 1
Porcentaje de informalidad por país



Fuentes: Organización Internacional del Trabajo (OCDE, EE. UU., Chile, Brasil, Argentina), Inegi (México), INEI (Perú). Elaboración: Ceplan (2016).

Adicionalmente, el Centro Nacional de Planeamiento Estratégico (Ceplan, 2016) señala que en el Perú la informalidad no solo está presente en el sector informal, sino también en el sector formal y en el sector hogares; es decir, la canasta de productos que demanda cada empresa y familia es de índole formal e informal. Sumado a esto, el Perú es uno de los países con más persistencia en la informalidad, como puede observarse en la figura 2. Esto indica que en la economía peruana la informalidad no es un problema transitorio sino estructural. Y este problema reduce la productividad laboral en el Perú en un 50% al año 2007, según Perry *et al.* (2007).

Figura 2
Tasas de transición del empleo formal e informal, 2009-2010



Fuente: OCDE (2015). Elaboración: Ceplan (2016).

Lo anterior evidencia que, en materia de informalidad, la configuración de la economía peruana es muy distinta a la de economías desarrolladas, y más complicada que la de economías de países vecinos. No obstante, todos esos países han aplicado similares políticas económicas ante la pandemia (créditos menos costosos a las empresas formales y bonos de subsistencia a pobres o vulnerables), cuya principal diferencia ha sido la magnitud relativa del paquete fiscal que conllevaron. Es claro que estas políticas eran necesarias y tuvieron resultados positivos no solo en el sector formal sino en toda la economía, por efectos *spillover*. Pero, en una economía como la peruana, deberían considerarse políticas complementarias a las mencionadas y consistentes con las necesidades específicas de una economía tan informal.

Objetivo

El objetivo del presente trabajo es proponer políticas fiscales que mejoren el bienestar general, dada una economía con tanta informalidad como es la peruana. En este sentido, la pregunta que pretendemos responder es: ¿cuáles son las políticas fiscales óptimas que puede llevar a cabo el Gobierno considerando una economía altamente informal?

Con este objetivo, primero desarrollamos un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE) que pueda replicar los hechos estilizados de la economía que buscamos analizar. Por tal motivo, utilizamos un modelo que contiene fricciones laborales de búsqueda y emparejamiento, así como productores formales e informales. Posteriormente, a este modelo le agregamos intervenciones de gobierno mediante políticas fiscales de menor tasa de impuesto a la planilla, transferencias a trabajadores informales, mejora de eficiencia del *match* empresa-trabajador formal; y, mediante el método de *optimal simple rule* (OSR), buscamos los valores óptimos que maximicen el bienestar agregado de la economía así modelizada. Luego, analizamos los resultados y definimos la política que tenga mayor efecto en la variable *welfare*.

Hipótesis

Nuestra hipótesis principal es que, en una economía informal y con fricciones en el mercado laboral, el Gobierno tiene la capacidad de maximizar el bienestar agregado mediante políticas contracíclicas que mitiguen los choques negativos en la economía. E hipotetizamos que estas políticas, por el hecho de considerar la existencia del mercado informal, resultarán parcialmente distintas a las aplicadas por el Gobierno peruano ante la crisis económica durante la pandemia.

Relevancia y justificación del trabajo

Existen varios estudios sobre la informalidad en el Perú, y diversas propuestas de políticas para reducirla. Por ejemplo, Lavado *et al.* (2016) proponen reducir los costos de búsqueda de trabajadores que enfrenta una empresa para cubrir una vacante, o reducir las tasas impositivas sobre la planilla.

No obstante, estas son políticas de efectos a mediano o largo plazo, y se necesitan recursos y capacidades del Gobierno para implementarlas adecuadamente. En épocas de fuertes crisis económicas, el Gobierno no puede asignar recursos en el corto plazo para mitigar la informalidad. Por ello, la presente investigación no tiene como objetivo buscar soluciones a la informalidad, sino proponer medidas concretas que podrían ser aplicadas en un contexto de fuertes choques en la economía, como fue el caso durante la pandemia de COVID-19.

El valor agregado de nuestra investigación consiste en enlazar la teoría de políticas óptimas que maximicen el bienestar, en un modelo de equilibrio general que considera el sector informal y fricciones en el mercado laboral.

2. Revisión de literatura

Según la nueva macroeconomía clásica, las políticas fiscales y monetarias son innecesarias, ya que el patrón fluctuante del PBI no es más que equilibrio móvil. Por ello, no se debe intervenir con políticas macro dado que el pleno empleo siempre se cumple y el bienestar es el máximo en cada período. Sin embargo, Mankiw (1985) fue el primero en analizar rigideces nominales en precios introduciendo un novedoso fundamento micro: que en mercados no competitivos existe mucha interdependencia entre las empresas y, por tanto, las firmas poseen cierto poder para decidir precios haciéndolos rígidos en el corto plazo. Surgió así la escuela nekeynesiana o síntesis neoclásica, que combina características clásicas como equilibrio general, expectativas racionales y modelos dinámicos, con rigideces nominales y reales que justifican la intervención con políticas fiscales y/o monetarias, para mitigar desequilibrios no deseados y generar un mayor bienestar agregado a los agentes. Y durante la década de 1990, varios autores analizaron cómo incrementar el bienestar de una economía a través de la magnitud o financiación del gasto agregado (Barro 1990, 1991; Easterly & Rebelo, 1993; Doménech & García, 2001).

Para el objetivo de nuestra investigación, consistente en buscar políticas fiscales contracíclicas que maximicen el bienestar agregado, es pertinente rescatar que la mayoría de los estudios sobre políticas fiscales óptimas plantean, como variables que influyen directa o indirectamente en el bienestar social de una economía, los siguientes tres tipos de impuestos: al consumo, a la renta del capital, y a la renta del trabajo.

De esta manera, Judd (1987) hizo una primera aproximación al tema calculando los costos en bienestar social de dichos impuestos y su impacto en la asignación de recursos bajo un modelo de equilibrio general dinámico, cuyo resultado fue que los efectos en el bienestar son muy sensibles a las estimaciones de los parámetros del modelo. Luego, Devereux y Love (1994) aplicaron un modelo de crecimiento endógeno con capital físico y humano, y concluyeron que el impuesto al capital es más ineficiente en términos de bienestar que los impuestos al consumo o trabajo, porque el impuesto al capital genera una reasignación intersectorial de factores, haciendo que los agentes reemplacen al capital físico por capital humano, a diferencia de los impuestos al trabajo o consumo, que solo reducen la cantidad de horas trabajadas. Y el impuesto a la renta del capital debe ser igual a cero en el estado estacionario, según el estudio sobre política fiscal óptima realizada por Chari, Christiano y Kehoe (1994) aplicando un modelo de RBC, donde también explican que la tasa del impuesto al trabajo fluctúa muy poco ante *shocks* idiosincráticos.

En cambio, el impuesto a la renta del capital y el impuesto al trabajo presentan un efecto similar en el crecimiento de una economía, según concluye Kim (1998) al incluir el capital financiero en un modelo de crecimiento endógeno. Por otro lado, Doménech y García (2002) aplican un modelo de equilibrio general en el cual el gasto de gobierno ingresa a la función de producción y utilidad, y se financia con impuestos de tarifa plana. Sus resultados son impactantes: la estructura óptima de la política fiscal involucra valores positivos de los tres tipos de impuestos, aunque con un valor menor en el caso del impuesto a la renta del capital; además, el nivel del gasto es más relevante para el bienestar social que la estructura tributaria.

En la última década, Marsiglia (2014) establece un modelo DSGE para pequeñas economías abiertas con rigideces nominales y reales, mediante la solución de Ramsey encuentra la política fiscal óptima para diferentes valores de los parámetros, y concluye que, pese a las fricciones instaladas en su modelo, la política fiscal óptima conlleva una estructura alta en impuestos a la renta del trabajo y baja en impuestos a la renta del capital. Asimismo, Menna (2016) concluye, con base en un modelo DSGE completo y aumentado para una proporción de agentes que no participan en el mercado de activos, que el capital no debe gravarse, e incluso debe ser subsidiado en presencia de competencia monopolística; y también concluye que es recomendable un uso de impuestos al consumo más fuerte que de impuestos al trabajo.

Por otro lado, Vasilev (2021) computa, para el caso de Bulgaria, un modelo DSGE con búsqueda y emparejamiento; de manera que compara la política fiscal óptima según la solución de Ramsey con la política fiscal vigente en ese país. Este autor encuentra que la tasa óptima de impuesto a la renta sobre el estado estacionario es cero; y que el nivel de la tasa del impuesto al consumo para alcanzar el bienestar social óptimo es un poco más bajo que el vigente.

Sin embargo, para los investigadores actuales, la solución de Ramsey (ampliamente usada en la literatura existente) es solo uno de los caminos para encontrar políticas óptimas; ya que el progreso computacional ya permite contar con *softwares* avanzados como Dynare. Este es un preprocesador, desarrollado por el Cepremap en París, que colecciona rutinas de Matlab o GNU Octave, para resolver, simular y estimar modelos no lineales que pueden ser tanto determinísticos como estocásticos. Según Barrera y Hernández (2009), la clase de modelos que resuelve Dynare son cada vez más utilizados en los bancos centrales para analizar políticas y hacer pronósticos de mediano plazo. Por ello, para determinar las políticas fiscales discrecionales óptimas,

en la presente investigación empleamos dicho *software* mediante el comando OSR (*optimal simple rules*).

Ahora bien, a fin de analizar adecuadamente el impacto sobre el bienestar en la economía peruana, es necesario modelarla con las características apropiadas para tal fin. Por ello, nos planteamos un modelo DSGE de ciclos económicos. Según Tovar (2008), los modelos DSGE son poderosas herramientas que proveen un marco teórico coherente para realizar un análisis de impactos de políticas, debido a que esos modelos identifican las fuentes de las fluctuaciones, responden preguntas sobre cambios estructurales, pronostican los efectos de las políticas propuestas, y permiten realizar experimentos contrafactuales.

Varios economistas han planteado distintos modelos de equilibrio general y de ciclos que consideran la informalidad. Nosotros nos basamos aquí en el modelo de equilibrio general de ciclos propuesto por Leyva y Urrutia (2018), debido a que en este modelo se consideran hechos estilizados como fricciones de búsqueda y emparejamiento en el mercado formal, y productores formales e informales que compiten en la producción de un bien final. Ambas son características muy importantes de la economía peruana que buscamos incorporar en nuestro análisis.

Según Lavado *et al.* (2016), la ventaja de incorporar búsqueda y emparejamiento reside en que permite modelar la demanda y la oferta de trabajo por separado, cada una con sus propias características, e incluyendo las fricciones laborales generadoras de desequilibrios (como el desempleo) que se presentan en economías como la peruana.

El modelo de búsqueda y emparejamiento que empleamos se basa en los aportes de Mortensen, Diamond y Pissarides. En un primer momento, Mortensen (1970) y Diamond (1971) desarrollaron un modelo con una solución en el mercado laboral por medio de un equilibrio de Nash no cooperativo. La maximización considerada por Mortensen (1970) involucra el flujo de salarios descontados, y la que realiza Diamond (1971) toma en cuenta el salario de reserva. De esta manera, identifican relaciones entre variables económicas importantes y el desempleo, como la siguiente: la tasa de destrucción de empleo y el salario de reserva tienen una relación positiva con la tasa de desempleo.

Posteriormente, Mortensen y Pissarides (1994) desarrollaron un modelo de búsqueda y emparejamiento bilateral entre una vacante y un desempleado, considerando el equilibrio de Nash no cooperativo de aquellos modelos previos. Y encuentran que, cuando dicho emparejamiento sucede, ambos agentes obtienen más beneficios que en el momento inicial, generándose así más beneficios agregados sin necesidad de asignar más recursos. La distribu-

ción de los beneficios va a depender del poder de mercado que cada uno de los agentes tenga.

Se han realizado investigaciones que emplean el modelo base de Diamond-Mortensen-Pissarides para estudiar políticas óptimas en una economía con características informales. Albretch, Navarro y Vroman (2009) estudiaron los efectos de un impuesto al despido, y de un impuesto a los salarios formales. Concluyen que ambos impuestos reducen la ratio de encuentro de nuevos trabajos formales. Adicionalmente, el primero aumenta la duración promedio de los empleos formales, reduce el desempleo en total, y reduce la cantidad de trabajadores formales. Mientras que el segundo reduce tanto la duración promedio del empleo como la cantidad de trabajadores en el sector formal, aumentando así de forma significativa el sector informal. Y Lavado *et al.* (2016) emplearon un modelo similar a fin de analizar políticas óptimas para reducir la informalidad en el Perú. Concluyen que la política más eficiente sería promover aumentos en los años de educación completados, a fin de impulsar incrementos generalizados en la productividad de los trabajadores que cambien su distribución hacia empleos formales, seguida por políticas de reducción de costos de búsqueda y de impuestos sobre la planilla. Sin embargo, cabe precisar que la presente investigación se diferencia de esos dos estudios en que estos contemplan un escenario de equilibrio parcial y no de equilibrio general, y ambos buscan proponer políticas de reducción de la informalidad, mientras que nosotros nos centramos en la maximización de bienestar.

Merz (1995) es la primera investigación en desarrollar un modelo de búsqueda y emparejamiento en equilibrio general, adicionando las respectivas fricciones en un modelo DSGE básico, formulado desde un planificador central, con un solo hogar, un solo producto y una sola empresa. Así, concluye que la productividad del trabajo es más volátil que los salarios reales y un empleo contracíclico; lo cual es respaldado por evidencia empírica.

Por último, el modelo de Leyva y Urrutia (2018), aunque basado en el modelo de Merz (1995) por ser de equilibrio general con búsqueda y emparejamiento, considera una estructura más compleja y real para economías altamente informales. Es un modelo de ciclos económicos en una economía pequeña y abierta, con un sector formal y uno informal que compiten por la producción de un bien intermedio. El sector formal está sujeto a fricciones de búsqueda y emparejamiento y a impuestos, inexistentes en el sector informal (de autoempleo). Este modelo captura ciertas características de la economía mexicana también presentes en la peruana: (i) empleo formal inflexible, con regulación e impuestos; (ii) alta incidencia del empleo informal; y (iii)

desplazamientos laborales desde y hacia el sector formal. Así, conduce a las siguientes conclusiones: la presencia del sector informal podría mitigar el impacto de una regulación laboral estricta sobre las fluctuaciones del empleo y consumo, pero a costa de menor productividad y de mayor volatilidad de la PTF y del producto. Y reducir la regulación del sector formal podría aminorar la volatilidad del producto y mejorar la eficiencia en la asignación de recursos.

3. Marco analítico

Como se ha mencionado anteriormente, nos basamos en el modelo de Leyva y Urrutia (2018), que es de equilibrio general con búsqueda y emparejamiento y con presencia de un sector formal y de un sector informal. En particular, nos basamos en la adaptación de dicho modelo propuesta por Cabrera y De los Ríos (2018). En esta adaptación, la función de producción incluye el gasto del Gobierno, y la recaudación se da mediante impuestos a la planilla. Ya que en esta economía existen fricciones por los impuestos del Gobierno y por la búsqueda y emparejamiento en el mercado laboral formal, hay lugar para que el Gobierno intervenga en ciertos agentes de la economía con el objetivo de mejorar el bienestar agregado; lo cual permite establecer el efecto distorsionante del mercado laboral causado por la política fiscal.

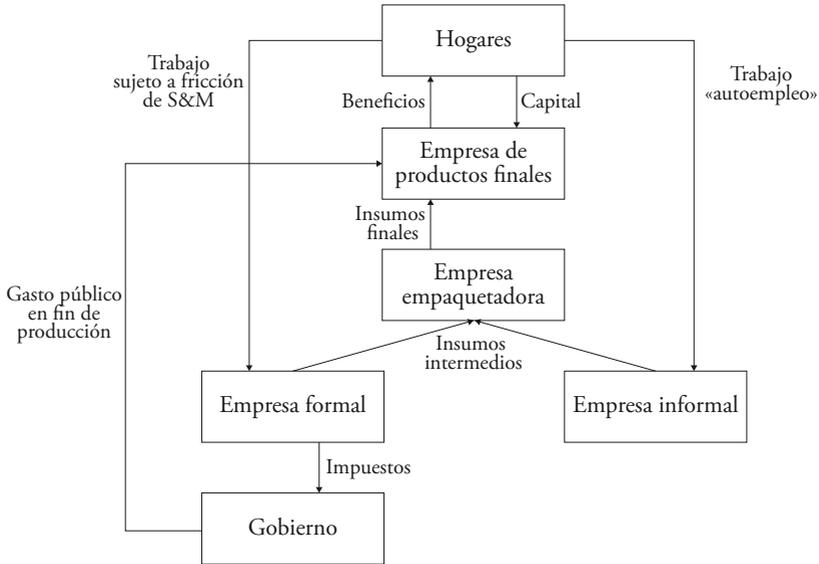
Específicamente, el modelo considera una familia que maximiza en el largo plazo con flujos descontados. Los miembros del hogar pueden asignar su tiempo a trabajar formalmente, a trabajar informalmente (autoempleo), a buscar trabajo formal (desempleo) o al ocio. El desempleo es generado por una fricción de búsqueda y emparejamiento. Las personas que deciden trabajar en el sector formal buscando maximizar su utilidad estarán sujetas a una probabilidad de encontrar trabajo en cada período. El desempleo generará desutilidad.

Por otro lado, se considera la existencia de empresas formales e informales, de productos finales y de productos intermedios. Las empresas formales maximizan enfrentando restricciones que les hacen incurrir en costos por los impuestos a los salarios de los trabajadores formales, y por mantener vacantes abiertas. Mientras que las empresas informales maximizan sin restricciones, dado que no están sujetas a dichos impuestos ni enfrentan el problema de búsqueda y emparejamiento. Por su parte, la empresa productora de bienes intermedios lo hace utilizando insumos provistos por empresas formales y por empresas informales. La cantidad que utiliza de cada tipo de insumo es determinada por una función de agregación CES. Y la empresa de productos finales utiliza esos bienes intermedios, y tiene una función de producción que incluye bienes formales, bienes informales, capital y gasto del Gobierno.

En tanto que el Gobierno recauda impuestos por medio de impuestos a la planilla, y su gasto con fines de producción forma parte de la función de la producción de la empresa.

La figura 3 describe la estructura del modelo:

Figura 3
Estructura del modelo



Elaboración propia, 2022.

4. Metodología

A continuación, se derivará el modelo matemáticamente:

Dinámica del mercado de trabajo:

El *stock* de trabajo formal tiene la siguiente dinámica:

$$L_t^f = (1 - s) L_{t-1}^f + match_t \dots (1)$$

Los *matches* están dados por la siguiente ecuación:

$$match_t = DU_t^\phi V_t^{1-\phi} \dots (2)$$

Esta variable (*match*) depende de la cantidad de desempleados buscando trabajo (U) y de vacantes disponibles (V). La probabilidad de que un desempleado encuentre trabajo está dada por la siguiente ecuación.

$$\frac{match_t}{U_t} = DU_t^{\phi-1} V_t^{1-\phi} = D\left(\frac{U_t}{V_t}\right)^{\phi-1} = p_t \dots (3)$$

Por tal motivo, la dinámica de trabajo se podrá reescribir como:

$$L_t^f = (1-s)L_{t-1}^f + V_t q_t = (1-s)L_{t-1}^f + U_t p_t \dots (4)$$

Familias:

Las familias maximizan su utilidad, sujeto a restricciones:

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log(C_t) - \varphi \frac{(L_t^f + L_t^s)^{1+\nu}}{1+\nu} - \frac{s}{2} U_t^2 \right] \dots (5)$$

sujeto a

$$C_t + I_t = w_t^f L_t^f + w_t^s L_t^s + r_t K_t + \Pi_t^{final} + \Pi_t^{intermedio} + \Pi_t^{formal} + \Pi_t^{informal} (\beta^t \lambda_t^C) \dots (6)$$

$$L_t^f = (1-s)L_{t-1}^f + U_t p_t \quad (\beta^t \lambda_t^L) \dots (7)$$

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \quad (\beta^t \lambda_t^K) \dots (8)$$

$$L_t^f + L_t^s + O_t + U_t = 1 \quad (\beta^t \lambda_t^O) \dots (9)$$

Derivando la función lagrangiana, se obtienen las siguientes condiciones de primer orden (CPO):

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} : \lambda_t^C = C_t^{-1} \equiv U_{c,t} \dots (10)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L_t} : \lambda_t^C = \lambda_t^K \dots (11)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_{t+1}} : \lambda_t^K = \beta E_t \{ \lambda_{t+1}^C r_{t+1} + \lambda_{t+1}^K (1 - \delta) \} \dots (12)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L_t^f} : \lambda_t^L = \lambda_t^C w_t^f - \varphi (L_t^f + L_t^s)^{\nu} - \lambda_t^Q + \beta E_t (1 - s) \lambda_{t+1}^L \dots (13)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L_t^s} : \lambda_t^C w_t^s = \varphi (L_t^f + L_t^s)^{\nu} + \lambda_t^Q \dots (14)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \theta_t} : \lambda_t^Q = 0 \dots (15)$$

$$\frac{\partial L}{\partial U_t} : p_t \lambda_t^L = \zeta U_t + \lambda_t^Q \dots (16)$$

Bien final:

La producción del bien final está dada por:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} M_t^{\beta} G_t^{1-\alpha-\beta} \dots (17)$$

Los beneficios de la empresa de bienes finales en una economía competitiva vienen dados por:

$$\Pi_t^{final} = Y_t - r_t K_t - P_t^M M_t \dots (18)$$

Donde emplea como insumos el capital (K_t) y los bienes intermedios (M_t). La maximización de beneficios viene dada por:

$$r_t = P_m g K_t = \alpha A_t K_t^{\alpha-1} M_t^{\beta} G_t^{1-\alpha-\beta} \dots (19)$$

$$P_t^M = P_m g M_t = \beta A_t K_t^{\alpha} M_t^{\beta-1} G_t^{1-\alpha-\beta} \dots (20)$$

Bien intermedio:

Los beneficios de la empresa del bien intermedio vienen dados por la siguiente expresión:

$$\Pi_t^{intermedio} = P_t^M M_t - P_t^f M_t^f - P_t^s M_t^s \dots (21)$$

Donde la cantidad de cada bien informal (M_t^s) y formal (M_t^f) utilizado es definida por una función CES, mientras que los precios serán determinados como el índice:

$$M_t = \left\{ \kappa^{\frac{1}{\varepsilon}} (M_t^f)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\kappa)^{\frac{1}{\varepsilon}} (M_t^s)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right\}^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \dots (22)$$

$$P_t^M = \left\{ \kappa (P_t^f)^{1-\varepsilon} + (1-\kappa) (P_t^s)^{1-\varepsilon} \right\}^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \dots (23)$$

Los bienes formales e informales se producen con tecnología lineal en el trabajo.

$$M_t^f = \Omega L_t^f \dots (24); \quad M_t^s = X L_t^s \dots (25)$$

En ese sentido, la demanda de cada bien viene dada por las siguientes expresiones:

$$M_t^f = \kappa M_t \left(\frac{P_t^M}{P_t^f} \right)^\varepsilon \dots (26); \quad M_t^s = (1-\kappa) M_t \left(\frac{P_t^M}{P_t^s} \right)^\varepsilon \dots (27)$$

Empresas formales:

El beneficio de las empresas formales viene dado por:

$$\Pi_t^{formal} = P_t^f M_t^f - (1+\tau) w_t^f L_t^f - \eta V_t \dots (28)$$

Estas empresas maximizan el valor presente de sus flujos de beneficios, que entran como ingreso en la restricción de las familias:

$$\Pi = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t^c \Pi_t^{formal} \dots (29)$$

sujeto a

$$L_t^f = (1-s) L_{t-1}^f + V_t q_t \quad (\beta^f J_t) \dots (1)$$

Derivando la función lagrangiana, se llega a las siguientes CPO:

$$\frac{\partial L}{\partial L_t^f} : J_t = [P_t^f \Omega - (1+\tau) w_t^f] \lambda_t^c + \beta E_t (1-s) J_{t+1} \dots (30)$$

$$\frac{\partial L}{\partial V_t} : \lambda_t^c \eta = q_t J_t \dots (31)$$

Empresas informales:

El beneficio de la empresa informal viene dado por la siguiente expresión:

$$\Pi_t^{informal} = P_t^s M_t^s - w_t^s L_t^s \dots (32)$$

De esta forma, la expresión de salario formal es la siguiente:

$$w_t^s = P_t^s X \dots (33)$$

Negociación de Nash:

En el mercado laboral formal, el salario es aquel que maximiza el valor agregado del *match*:

$$w_t^f = \arg \arg \{(\lambda_t^f)^\gamma (J_t)^{1-\gamma}\} \dots (34)$$

siendo

$$J_t = [P_t^f \Omega - (1 + \tau)w_t^f] \lambda_t^c + \beta E_t(1 - s)J_{t+1} \dots (35)$$

$$\lambda_t^f = \lambda_t^c w_t^f - \varphi(L_t^f + L_t^s)^\nu - \lambda_t^0 + \beta E_t(1 - s)\lambda_{t+1}^f \dots (36)$$

Donde γ representa el poder de negociación de los trabajadores.

De esto, se obtiene la siguiente condición:

$$\gamma J_t = (1 - \gamma)(1 + \tau)\lambda_t^f \dots (37)$$

Gobierno:

El Gobierno tiene la siguiente función de gasto.

$$G_t = \tau w_t^f L_t^f \dots (38)$$

Equilibrio:

En agregado, la siguiente expresión cierra la economía. El ingreso se emplea en consumo, inversión, gasto de gobierno y en el gasto de las vacantes abiertas.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \eta V_t \dots (39)$$

Sistema del modelo:

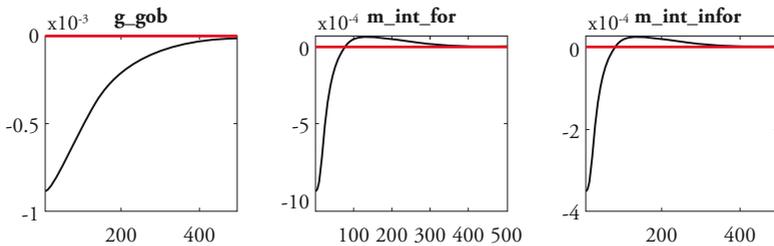
El equilibrio está dado por 25 variables $\{L_b^f, L_b^s, O_b, U_b, V_b, q_b, p_b, K_b, \lambda_t^c, \lambda_t^f, r_b, w_b^f, w_b^s, Y_b, A_b, C_b, I_b, G_b, M_b, P_t^M, M_b^f, M_b^s, P_b^f, P_b^s, J_b\}$, caracterizadas por las siguientes condiciones de primer orden:

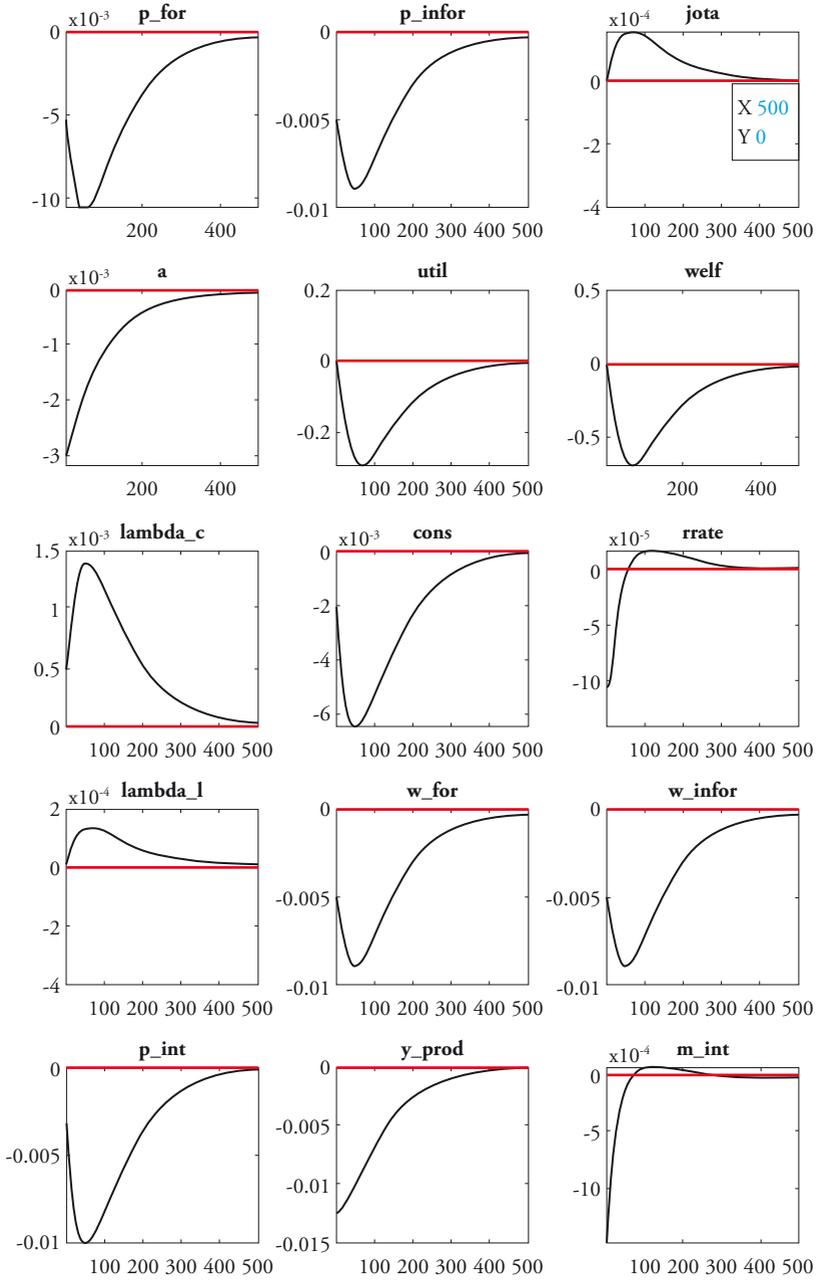
- a) $L_t^f = (1 - s)L_{t-1}^f + V_t q_t$
- b) $q_t = D\left(\frac{U_t}{V_t}\right)^\phi$
- c) $p_t = D\left(\frac{U_t}{V_t}\right)^{\phi-1}$
- d) $K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t$
- e) $L_t^f + L_t^s + O_t + U_t = 1$
- f) $\lambda_t^C = C_t^{-1}$
- g) $\lambda_t^C = \theta E_t\{\lambda_{t+1}^C(1 + r_{t+1} - \delta)\}$
- h) $\lambda_t^L = \lambda_t^C w_t^f - \varphi(L_t^f + L_t^s)^\nu + \beta E_t(1 - s)\lambda_{t+1}^L$
- i) $\lambda_t^C w_t^s = \varphi(L_t^f + L_t^s)^\nu$
- j) $p_t \lambda_t^L = \zeta U_t$
- k) $Y_t = A_t K_t^\alpha M_t^\beta G_t^{1-\alpha-\beta}$
- l) $r_t = \alpha A_t K_t^{\alpha-1} M_t^\beta G_t^{1-\alpha-\beta}$
- m) $P_t^M = \beta A_t K_t^\alpha M_t^{\beta-1} G_t^{1-\alpha-\beta}$
- n) $M_t = \left\{ \kappa \frac{1}{\varepsilon} (M_t^f)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1 - \kappa) \frac{1}{\varepsilon} (M_t^s)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right\}^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$
- o) $P_t^M = \left\{ \kappa (P_t^f)^{1-\varepsilon} + (1 - \kappa) (P_t^s)^{1-\varepsilon} \right\}^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$
- p) $M_t^f = \Omega L_t^f$
- q) $M_t^s = X L_t^s$

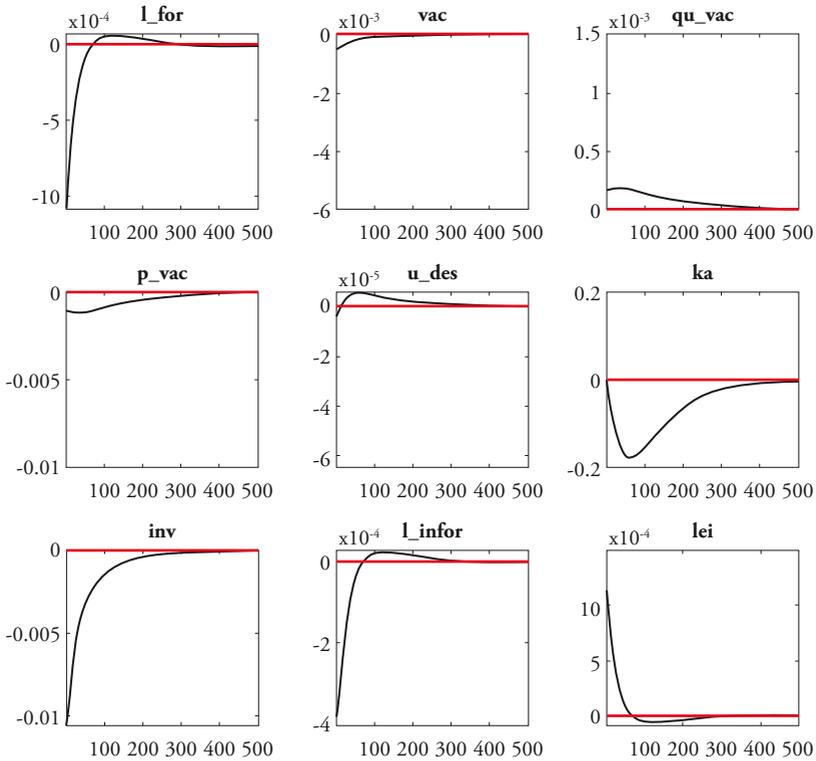
- r) $M_t^f = \kappa M_t \left(\frac{P_t^M}{P_t^f} \right)^\varepsilon$
- s) $J_t = [P_t^f \Omega - (1 + \tau) w_t^f] \lambda_t^C + \theta E_t (1 - s) J_{t+1}$
- t) $\lambda_t^C \eta = q_t J_t$
- u) $w_t^s = P_t^s X$
- v) $\gamma J_t = (1 - \gamma)(1 + \tau) \lambda_t^L$
- w) $Y_t = C_t + I_t + G_t + \eta V_t$
- x) $G_t = \tau w_t^f L_t^f$
- y) $A_t = 1 + \rho_A * (A_{t-1} - 1) + \varepsilon_t$

Luego, a fin de encontrar el estado estacionario de las 25 variables, simulamos el modelo en segundo orden mediante Matlab y la herramienta Dynare, calibrando los parámetros como se indica en el anexo. A partir de ello, aplicamos un choque en la productividad de la economía, obteniendo las funciones impulso-respuesta que se muestran en la figura 4:

Figura 4
Reacción a un choque de productividad







Elaboración propia, 2022.

Como se puede observar, al producirse un choque negativo en la productividad de la empresa de productos finales, cae la producción (y_{prod}) de la economía, lo que afectará negativamente los ingresos de la empresa de bienes finales y , por ende, esta demandará menos bienes formales e informales y menos trabajo. De modo que los salarios del mercado formal (w_{for}) e informal (w_{infor}) caerán en la misma proporción. Pero la cantidad de trabajadores formales (l_{for}) caerá en mayor proporción que la de trabajadores informales (l_{infor}), por las fricciones en el mercado laboral y los parámetros de la economía. En un primer momento, en la economía hay menos desempleo (u_{des}), ya que, en el modelo, el desempleo está definido como personas que están en búsqueda de trabajo en el mercado formal y, en tal sentido, al ofertarse menos trabajo formal, habrá menos personas en búsqueda activa de trabajo. Posteriormente, el desempleo así definido crecerá

porque, a medida que se recupera la producción, más personas buscarán trabajo y, por la fricción de búsqueda y emparejamiento, se demorarán en encontrarlo, ya que las menores vacantes de la economía (vac) reducen la probabilidad de que una persona encuentre trabajo (p_vac). Respecto al Gobierno, su gasto (g_gob) disminuye por la caída del mercado laboral, ya que, en el modelo, la única fuente de ingresos del Gobierno es el impuesto a la planilla de trabajadores formales.

Por otro lado, el bienestar de la economía se define mediante la siguiente identidad:

$$Welf_t = Util_t + \beta * Welf_{t+1} \dots (40)$$

Donde la variable Util se define de forma similar a la utilidad de la economía:

$$Util_t = \log(C_t) - \varphi \frac{(L_t^f + L_t^s)^{1+\nu}}{1+\nu} - \frac{\zeta}{2} U_t^2 \dots (41)$$

Teniendo en mente esas definiciones y las reacciones mostradas por las funciones impulso-respuesta, planteamos las siguientes tres políticas fiscales contracíclicas, que buscan mitigar el impacto en el bienestar de un choque transitorio negativo de productividad en la economía, y que no afectan el estado estacionario del modelo:

Política 1: Aumentar la eficiencia del *match* entre empresa y trabajador formal

Bajo el modelo de búsqueda y emparejamiento entre trabajadores formales y firmas, la dinámica del *match* depende de tres factores: número de vacantes; cantidad de desempleo; y un parámetro (D) que engloba la eficiencia del proceso de contratación de las firmas desde el reclutamiento hasta la adaptación al puesto. La primera política propone aumentar la eficiencia de dicho proceso de *matching* trabajador-firma, a través de programas estatales de empleabilidad. Estos pueden consistir en gasto público en plataformas virtuales de búsqueda de trabajo, ferias de trabajo públicas, cursos públicos de mejora de empleabilidad, etc.

Para modelar esta política, volvemos a la ecuación (2), que determina la cantidad de ingresos de empleados al mercado formal en cada período de tiempo:

$$match_t = DU_t^\phi V_t^{1-\phi} \dots (2)$$

cuya probabilidad aumentaría con la intervención mediante la primera política:

$$match_t = (1 + factor * inter_t) * DU_t^\phi V_t^{1-\phi} \dots (42)$$

donde «factor» es un parámetro que re-escala la intervención sobre la probabilidad de realizar el *match*.

En contrapartida, la ecuación (38) que desarrolla la dinámica del gasto de gobierno:

$$G_t = \tau w_t^f L_t^f \dots (38)$$

se transformaría de la siguiente manera:

$$G_t = \tau w_t^f L_t^f - inter_t \dots (43)$$

Por lo tanto, las nuevas condiciones de primer orden (b), (c) y (x) serían las siguientes:

$$q_t = (1 + factor * inter_t) * D\left(\frac{U_t}{V_t}\right)^\phi \dots (b)$$

$$p_t = (1 + factor * inter_t) * D\left(\frac{U_t}{V_t}\right)^{\phi-1} \dots (c)$$

$$G_t = \tau w_t^f L_t^f - inter_t \dots (x)$$

Política 2: Reducción de impuesto a la planilla

En el modelo, el sector formal está sujeto a dos fricciones importantes: el costo de búsqueda de trabajadores, y el impuesto por trabajador contratado. Esta segunda fricción puede ser aliviada con la reducción momentánea de una proporción del pago de impuesto a la planilla. Ello generaría menores costos y mayores beneficios a las empresas formales, que estimularía la contratación de trabajadores formales, y así se mitigaría el efecto del choque de productividad.

En términos del modelo, donde solo las empresas formales son afectadas por los impuestos, y donde la función de beneficios de esas empresas está dada por la ecuación (28):

$$\Pi_t^{formal} = P_t^f M_t^f - (1 + \tau) w_t^f L_t^f - \eta V_t \dots (28)$$

Una reducción de *inter* ($0 < inter < 1$) en el impuesto a la planilla modificaría dicha función así:

$$\Pi_t^{formal*} = P_t^f M_t^f - (1 + \tau(1 - inter_t)) w_t^f L_t^f - \eta V_t \dots (44)$$

En contrapartida, la ecuación (38) que desarrolla la dinámica del gasto de gobierno:

$$G_t = \tau w_t^f L_t^f \dots (38)$$

se transformaría de esta manera:

$$G_t = \tau(1 - inter_t) w_t^f L_t^f \dots (45)$$

Por lo tanto, las nuevas condiciones de primer orden (s), (v) y (x) serían las siguientes:

$$J_t = [P_t^f \Omega - (1 + \tau(1 - inter_t)) w_t^f] \lambda_t^c + \theta E_t(1 - s) J_{t+1} \dots (s)$$

$$\gamma J_t = (1 - \gamma)(1 + \tau(1 - inter_t)) \lambda_t^l \dots (v)$$

$$G_t = \tau(1 - inter_t) w_t^f L_t^f \dots (x)$$

Política 3: Transferencia a trabajadores informales

En el modelo, los trabajadores informales se encuentran autoempleados. Esto implica que no cuentan con trabajo estable y son una población vulnerable ante contracciones de la economía. Por tal motivo, realizar una transferencia monetaria a este sector en momentos de contracción cíclica económica puede implicar una mejora al bienestar agregado de la economía.

Entonces, dada la restricción presupuestaria de las familias (ecuación (6)):

$$C_t + I_t = w_t^f L_t^f + w_t^s L_t^s + r_t K_t + \Pi_t^{final} + \Pi_t^{intermedio} + \Pi_t^{formal} + \Pi_t^{informal} \dots (6)$$

Aplicamos de la siguiente forma la transferencia de magnitud «inter» que afecta el ingreso de las familias del sector informal:

$$C_t + I_t = w_t^f L_t^f + (w_t^s + inter_t) L_t^s + r_t K_t + \Pi_t^{final} + \Pi_t^{intermedio} + \Pi_t^{formal} + \Pi_t^{informal} \dots (46)$$

En contrapartida, la ecuación (38), que desarrolla la dinámica del gasto de gobierno:

$$G_t = \tau w_t^f L_t^f \dots (38)$$

se transformaría de esta manera:

$$G_t = \tau w_t^f L_t^f - inter_t * L_t^s \dots (47)$$

Por lo tanto, las nuevas condiciones de primer orden (i) y (x) serían las siguientes:

$$\lambda_t^c w_t^s = \varphi(L_t^f + L_t^s)^{\nu} \dots (i)$$

$$G_t = \tau w_t^f L_t^f - inter_t * L_t^s \dots (x)$$

Habiendo especificado así cada una de las tres políticas propuestas, nos abocamos a determinar la magnitud óptima de la intervención mediante la herramienta OSR. Esta herramienta emplea un potente algoritmo para hallar el parámetro óptimo que maximiza la función de bienestar de la economía (ecuación 40). La intervención óptima del Gobierno dependerá de dicho parámetro y estará determinada por la siguiente identidad:

$$Intervención_t = Parámetro(Y_t - Y_{ss}) \dots (48)$$

La cual indica que la intervención será cíclica y no afectará el estado estacionario del modelo.

Y una vez encontrado el parámetro óptimo de cada intervención, procedemos a analizar el efecto de incorporarlo en la economía e identificar la mejor política.

5. Análisis de resultados

En primer lugar, hallamos los parámetros óptimos para cada política propuesta, mediante el algoritmo para simulaciones del *software* Dynare y aplicando el comando OSR que maximiza la utilidad. La tabla 1 muestra los resultados de las simulaciones:

Tabla 1
Resultados de simulaciones – Parámetros óptimos

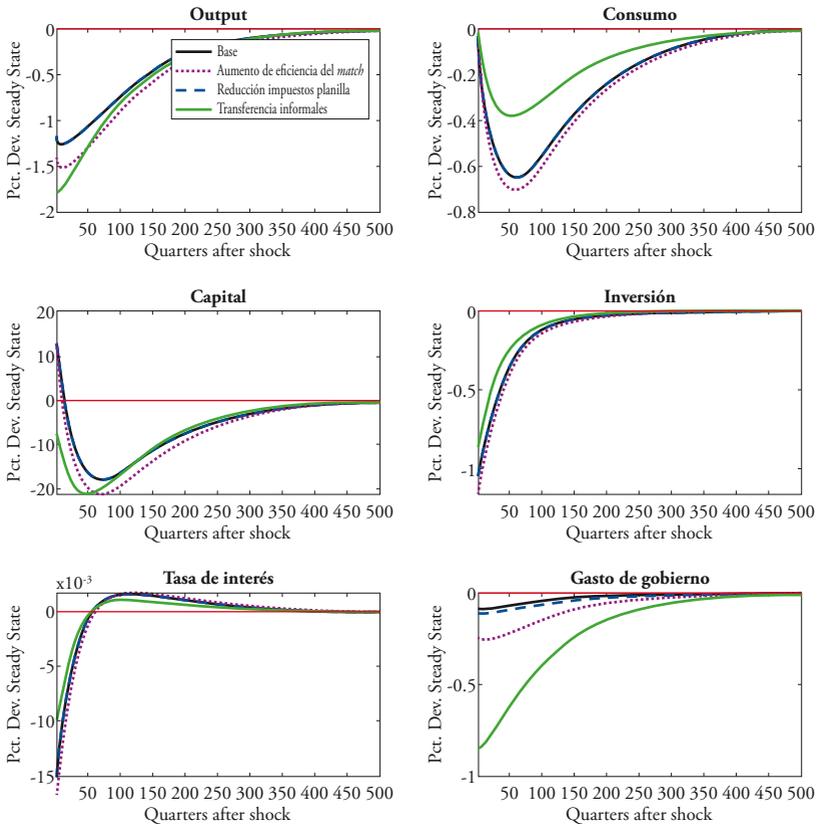
Regla de política	OSR Pol. 1 <i>Aumento de eficiencia del match</i>	OSR Pol. 2 <i>Reducción del impuesto a la planilla</i>	OSR Pol. 3 <i>Transferencia a informales</i>
Parámetro óptimo	-0.097	-0.1068	-3.6110

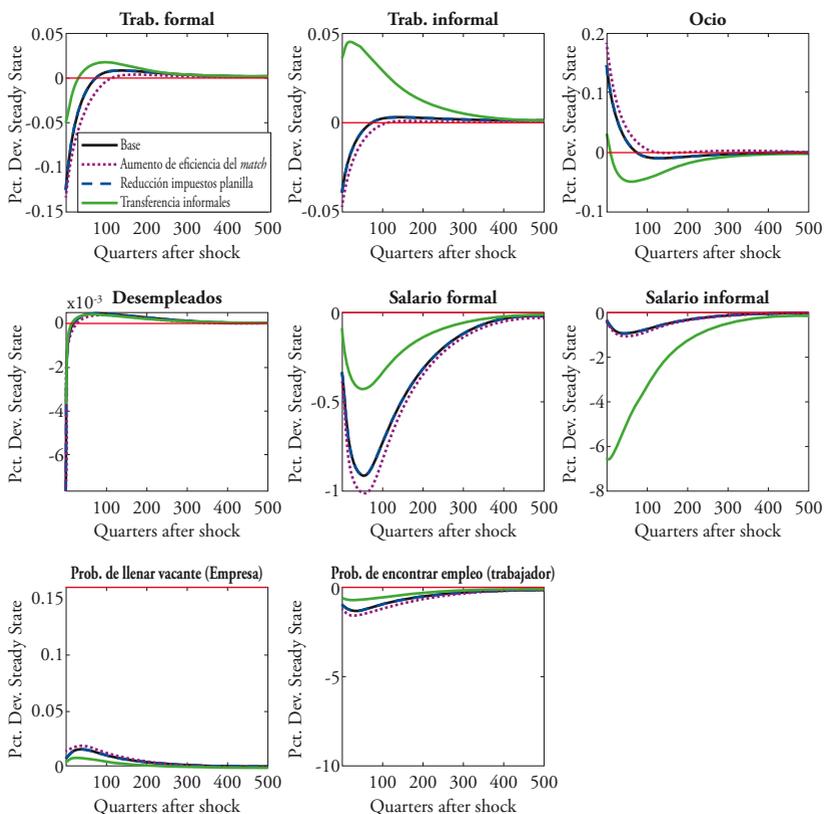
Elaboración propia, 2022.

Esos resultados muestran que, para cada una de las tres políticas propuestas, existe un parámetro de signo negativo que maximiza el bienestar en la economía. Dicho signo evidencia que la intervención del Gobierno es contracíclica en los tres casos. Es decir, el Gobierno genera mayor gasto en búsqueda de mejorar el bienestar de los agentes en agregado.

En la figura 5, presentamos las funciones impulso-respuesta correspondientes a la incorporación en la economía de los parámetros óptimos para las tres políticas. Y, a continuación, interpretaremos los canales de transmisión de cada una:

Figura 5
Impulsos-respuestas bajo políticas fiscales





Elaboración propia, 2022.

Política 1: Aumentar la eficiencia del *match* entre empresa y trabajador formal

Al aumentar la eficiencia del *match* entre empresa y trabajador formal, las empresas formales disminuyen su demanda por trabajadores formales porque podrán contratar más dinámicamente cuando el choque en productividad se diluya, debido al aumento de la probabilidad de encontrar un trabajador. Ante la disminución de esa demanda, caen los salarios formales de la economía, las familias tienen que dedicar menos tiempo al trabajo formal y más al ocio, cae la recaudación de impuestos al trabajo, y, por ello, disminuye el gasto del

Gobierno. Esto genera una disminución en la producción y también una disminución leve en los salarios informales.

En tal sentido, esta política permite a las empresas formales absorber mejor el choque disminuyendo sus gastos, y a las familias les permite dedicar tiempo al ocio, aunque sacrificando su consumo. El efecto marginal del aumento de ocio, frente a una disminución del consumo relativamente menor en nuestro modelo, aumenta el bienestar de las familias.

Política 2: Reducción de impuesto a la planilla

El efecto de la reducción (parcial) del impuesto a la planilla es marginal, en el modelo utilizado. Lo esperable es que, ante una disminución del costo por trabajador, aumente la demanda por trabajo, lo que generaría un aumento de sueldos, y, por ende, más trabajo formal. Sin embargo, según el mismo modelo, el impuesto a la planilla es la única fuente de ingresos del Gobierno, y este gasto forma parte de la función de producción.

En ese sentido, disminuir la única fuente de ingresos gubernamentales generaría menor producción para las empresas formales e informales. Por tal motivo, las simulaciones dan como resultado que esta reducción de impuesto es de mínima proporción, y sus efectos en las variables macroeconómicas son muy limitados e imperceptibles en las funciones impulso-respuesta.

Política 3: Transferencia a trabajadores informales

La provisión de un ingreso adicional a los trabajadores informales genera que más personas entren al sector informal, lo que conduce a que los salarios informales disminuyan drásticamente. En cambio, debido a que en el sector formal hay menos desempleo (en el sentido de menor búsqueda de empleo formal), la probabilidad de que las empresas formales encuentren trabajadores disminuye mucho e incurrirían en mayores costos para cubrir vacantes; por lo cual suben los salarios formales de manera significativa y aumenta la cantidad de trabajadores formales.

De modo que, en agregado, las familias trabajan más y tienen menos ocio, por lo que aumentan sus ingresos y consumo. Esta política logra así aumentar la cantidad de trabajo agregada en la economía por un efecto *spillover* del mercado laboral informal al formal, y, por ende, la cantidad del consumo. Esto mejora el bienestar en la economía.

Tabla 2
 Varianza de las principales variables según cada escenario de política

Variable	Base	Pol. 1: Promoción <i>matching</i>	Pol. 2: Subsidio planillas	Pol. 3: Transferencias
σ^2 (Consumo)	4.98 E-03	5.87 E-03	4.92 E-03	1.70 E-03
σ^2 (Trabajo formal)	1.95 E-05	3.39 E-05	1.89 E-05	0.55 E-05
σ^2 (Trabajo informal)	2.44 E-06	4.24 E-06	2.40 E-06	20.57 E-06
σ^2 (Output)	1.41 E-02	2.09 E-02	1.41 E-02	2.14 E-02
σ^2 (Salario formal)	9.45 E-03	11.9 E-03	9.30 E-03	2.05 E-03
σ^2 (Salario informal)	0.917 E-02	12.36 E-02	3.96 E-02	11.14 E-02
σ^2 (Welfare)	0.1248	0.1236	0.1245	0.1114
Parámetro	-	-0.094	-0.040	-3.610

Elaboración propia, 2022.

La tabla 2 facilita la comparación de los efectos en el bienestar, al mostrar los segundos momentos de las principales variables del modelo, bajo cada una de las políticas. La política 3 genera un menor segundo del consumo y del trabajo formal, en comparación con el escenario base y con las otras dos políticas. Asimismo, la política 2 reduce la varianza del trabajo informal y de la producción agregada.

En síntesis, la política que logra de manera más satisfactoria el objetivo de mejorar el bienestar (en los términos del modelo) es la política 3: transferencias a trabajadores informales. Esto debido a que logra reducir en mayor magnitud la volatilidad de la variable *welfare* (tabla 2), a resultas de que permite atenuar el choque negativo en el consumo agregado y en el sector laboral formal de la economía (figura 5).

6. Conclusiones y recomendaciones

El objetivo de la presente investigación es demostrar si, dada la existencia de fricciones en el mercado laboral, el Gobierno tiene la capacidad de maximizar el bienestar agregado mediante políticas contracíclicas que mitiguen los choques negativos en la economía. Con tal fin, hemos analizado los efectos de cada una de las siguientes tres políticas: aumentar la eficiencia del *match* entre empresa y trabajador formal; reducir el impuesto a la planilla; y realizar transferencias a trabajadores informales.

Nuestros resultados muestran que esas tres políticas generan un mayor bienestar en la economía. Esto se desprende de que los respectivos parámetros calculados tienen un signo negativo, en señal de que las tres políticas fiscales contracíclicas propuestas mitigan el deterioro de bienestar causado por un *shock* adverso en la economía. Queda así verificada la hipótesis de nuestra investigación.

También hemos mostrado que la política con mejores efectos (bajo el modelo utilizado) en el bienestar agregado de la economía es la transferencia a trabajadores informales. Ello debido a que disminuye la volatilidad del bienestar al reducir el impacto negativo del *shock* sobre el sector laboral formal y sobre el consumo. Este resultado nuestro representa un aporte a la literatura especializada en la materia, porque resalta la efectividad en el corto plazo de la política de transferencias para atenuar el impacto negativo sobre las principales variables macroeconómicas de *shocks* adversos como el de la pandemia de COVID-19. En el Perú, esa política es aplicada mediante bonos a familias pobres o vulnerables, a cargo del Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social.

Sin embargo, el modelo utilizado para esta investigación plantea una función de gasto del Gobierno que no admite déficit fiscal; es decir, siempre se encuentra en equilibrio fiscal. Por ello, con miras a futuras investigaciones, recomendamos que incorporen una función de gasto de gobierno con deuda pública. Y también convendría que abran el modelo de la economía, para así permitir a los agentes que recurran a mercados internacionales como mecanismos adicionales de mitigación ante *shocks* de impacto heterogéneo en distintos países.

Referencias bibliográficas

- Albrecht, J., Navarro, L., & Vroman, S. (2006). *The effects of labour market policies in an economy with an informal sector*. IZA Discussion Paper Series 2141. <https://www.iza.org/publications/dp/2141>
- Barrera, A., & Hernández, L. (2009). *Dynare*. Facultad de Ciencias Económicas. Unidad de Informática y Comunicaciones. Universidad Nacional de Colombia. Bogotá. <https://es.scribd.com/document/239182953/Manual-Dynare-UN-Bogota>
- Barro, R. (1990). Government spending in a simple model of endogeneous growth. *Journal of Political Economy*, 98(5), 103-125. doi:10.1086/261726
- Barro, R. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443. doi:10.2307/2937943
- Cabrera, C. M., & De los Ríos, C. A. (2018). *Choque de productividad e informalidad laboral: un modelo de equilibrio general con fricciones de búsqueda y emparejamiento*. Trabajo de Investigación Económica, junio. Facultad de Economía y Finanzas, Universidad del Pacífico. Lima. https://.../drive/folders/.../7_Cabrera_De_los_Rios_Entrega_Final_IE2_2018-I.pdf

- Ceplan. (2016). *Economía informal en Perú: situación actual y perspectivas*. Serie Avances de Investigación N.º 8. Centro Nacional de Planeamiento Estratégico. https://www.ceplan.gob.pe/documentos_/economia-informal-en-peru/
- Céspedes, N. (2015). *Creación y destrucción de empleos e informalidad*. Serie Documentos de Trabajo, DT N.º 2015-009. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2015/documento-de-trabajo-09-2015.pdf>
- Chacaltana, J. (2020, 25 de mayo). *Rapid response to COVID-19 under high informality? The case of Peru*. International Labour Organization. https://www.ilo.org/wcmsp5/.../---ed_emp/documents/publication/wcms_746116.pdf
- Chari, V., Christiano, L., & Kehoe, P. (1994). Optimal fiscal policy in a business cycle model. *Journal of Political Economy*, 102(4), 617-652. <https://www.jstor.org/stable/2138759>
- Devereux, M., & Love, D. (1994). The effects of factor taxation in a two-sector model of endogenous growth. *The Canadian Journal of Economics*, 27(3), 509-536. doi:10.2307/135781
- Diamond, P. (1971). A model of price adjustment. *Journal of Economic Theory*, 3(2), 156-168. doi:10.1016/0022-0531(71)90013-5
- Doménech, R., & García J. (2001). Estructura fiscal y crecimiento económico en la OCDE. *Investigaciones Económicas*, 25(3), 441-472. <https://www.fundacionsepi.es/.../revistas/paperArchive/Sep2001/v25i3a1.pdf>
- Doménech, R., & García J. (2002). Optimal taxation and public expenditure in a model of endogenous growth. *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 2(1), 1-26. doi:10.2202/1534-5998.1040
- Easterly, W., & Rebelo, S. (1993). Fiscal policy and economic growth: An empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 417-458. doi:10.1016/0304-3932(93)90025-B
- Judd, K. (1987). The welfare cost of factor taxation in a perfect-foresight model. *Journal of Political Economy*, 95(4), 675-709. <https://www.jstor.org/stable/1833254>
- Kim, S. (1998). Growth effect of taxes in an endogenous growth model: To what extent do taxes affect economic growth? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23(1), 125-158. doi:10.1016/S0165-1889(97)00111-5
- Lavado, P., Yamada, G., Guillén, A., & Solís, S. (2016). *Efectos de costos de despido, impuesto a la renta y productividad sobre la informalidad: un modelo de búsqueda de empleo para el Perú*. Documento de Discusión, DD1610. Centro de Investigación, Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/1427>
- Leyva, G., & Urrutia, C. (2018). *Informalidad, regulación laboral y el ciclo económico*. Working Paper 2018-19. Banco de México. doi:10.36095/banxico/di.2018.19
- Loayza, N. (2009). Causas y consecuencias de la informalidad en el Perú. *Estudios Económicos*, 15(3), 43-64. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Estudios-Economicos-15-3.pdf>

- Mankiw, N. (1985). Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529-538. doi:10.2307/1885395
- Marsiglia, A. (2014). *The Ramsey steady state under optimal monetary and fiscal policy for small open economies*. Working Paper Series 357. Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/.../publicacoes/.../wps357.pdf>
- Menna, L. (2016). Optimal fiscal and monetary policies under limited asset market participation. *Italian Economic Journal*, 2, 363-383. doi:10.1007/s40797-016-0038-7
- Merz, M. (1995). Search in the labor market and the real business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 36(2), 269-300. doi:10.1016/0304-3932(95)01216-8
- Mortensen, D.T. (1970). A theory of wages and employment dynamics. En E. S. Phelps (Ed.). *Microeconomic foundations of employment and inflation theory* (pp. 167-211). Norton and Co. ISBN: 9780393093261. <https://search.worldcat.org/.../oclc/101730>
- Mortensen, D. T., & Pissarides, C. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 61(3), 397-415. doi:10.2307/2297896
- OECD. (2015). *Multi-dimensional review of Peru. Volume 1: Initial assessment*. Organization for Economic Cooperation and Development. OECD Development Centre. doi:10.1787/23087358
- Silva, J., & Toledo, M. (2009). Labour turnover costs and the cyclical behavior of vacancies and unemployment. *Macroeconomics Dynamics*, 13(S1), 76-96. doi:10.1017/S1365100509080122
- Perry, G., Maloney, W., Arias, O., Fajnzylber, P., Manson, A., & Saavedra-Chanduví, J. (2007). *Informalidad: escape y exclusión*. Banco Mundial. ISBN 978-958-8307-23-7. <https://documents1.worldbank.org/.../889371468313790669>
- Tovar, C. (2008). *DSGE models and central banks*. BIS Working Papers 258. Bank of International Settlements. <https://www.bis.org/publ/work258.pdf>
- Vasilev, A. (2021). Optimal fiscal policy in a model with search-and-matching frictions: The case of Bulgaria (1999-2018). *Post-Communist Economies*, 33(4), 500-515. doi:10.1080/14631377.2020.1786987

Anexo Calibración de parámetros

Parámetro	Descripción	Valor	Referencia
α	Elasticidad del capital	0.30	Varios
β	Elasticidad del trabajo	0.40	Varios
δ	Tasa de depreciación del capital	1.25%	Leyva y Urrutia (2018)
D	Eficiencia del <i>matching</i>	1	Leyva y Urrutia (2018)
s	Tasa de separación	11.10%	Céspedes (2015)
ϕ	Elasticidad del <i>matching</i>	0.40	Leyva y Urrutia (2018)
φ	Costo de búsqueda	127.8	Leyva y Urrutia (2018)
ζ	Desutilidad del ocio	1.63	Leyva y Urrutia (2018)
ν	Elasticidad de Frisch	0.3125	Leyva y Urrutia (2018)
ε	Elasticidad formal informal	0.1752	Supuesto
τ	Tasa impositiva a la nómina	0.19	Lavado <i>et al.</i> (2016)
γ	Poder de negociación	0.50	Lavado <i>et al.</i> (2016)
η	Costo de mantener una vacante	0.034	Silva y Toledo (2009)
Ω	Productividad de firma formal	1	Supuesto
X	Productividad de firma informal	1	Supuesto
κ	Sesgo a la producción formal	0.7450	Supuesto
ρ_A	Factor de descuento intertemporal	0.99	Varios

Elaboración propia, 2022.

Variación de la tasa *forward* instantánea como medida de sorpresa de política monetaria y su efecto en el mercado de bonos en el Perú⁴

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez

I. Introducción

La estabilidad de la moneda es esencial en muchos aspectos. Los procesos inflacionarios limitan la capacidad del dinero para cumplir con sus funciones de medio de cambio, unidad de cuenta y depósito de valor. La inflación distorsiona los precios relativos de la economía, lo que genera incertidumbre, desincentiva la inversión y dificulta el crecimiento económico sostenido de largo plazo. Además, puede tener un efecto diferenciado en la población, pues generalmente el segmento con menores ingresos carece de un adecuado acceso a mecanismos de cobertura inflacionaria (Banco Central de Reserva del Perú [BCRP], 2021).

Dado lo anterior, el objetivo final del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) es preservar la estabilidad monetaria, mediante un esquema de metas inflacionarias explícitas y utilizando como principal instrumento de política monetaria (PM) la tasa de interés de referencia. Pero, como muestra la literatura especializada sobre mecanismos de transmisión de la PM, los movimientos de dicha tasa de referencia (TR) no solo inciden en la estabilidad de los precios, sino que también tienen efectos adicionales en otras variables económicas y financieras (Gertler & Karadi, 2015; Loveday, Molina, & Rivas-Llosa, 2004;

⁴ Este ensayo es una versión adaptada y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en noviembre de 2022. Los autores agradecemos al profesor Miguel Robles por la invaluable asesoría brindada. Además, agradecemos a nuestros jurados, los profesores Marco Ortiz y Antonio Cusato, por sus valiosas contribuciones al trabajo.

Mies, Morandé, & Tapia, 2002; Taylor, 1995), especialmente cuando instrumentan innovaciones en el manejo de la PM vistas como sorpresas de PM porque no anticipadas por los agentes económicos (Larraín, 2007).

De ahí que la pregunta de la presente investigación sea la siguiente: ¿cuál es el efecto de las sorpresas de política monetaria, específicamente de una variación no anticipada en la tasa de referencia, sobre las *yields* de los bonos soberanos del Perú? A la luz de la literatura especializada, nos planteamos como hipótesis que tal efecto es significativo y positivo. Con ello, buscamos contribuir al conocimiento del efecto en el endeudamiento privado, pues la curva de rendimiento de los bonos soberanos sirve de referencia para la construcción de las tasas del sector privado. También buscamos contribuir al conocimiento académico en la materia, utilizando una metodología de estimación de las sorpresas de PM aún no explorada para el caso peruano: la variación de la tasa *forward* instantánea a 25 días alrededor del anuncio de la TR de PM.

Nuestro principal hallazgo muestra que es positivo y significativo el efecto de las sorpresas de PM sobre las *yields* de bonos soberanos con vencimiento a 10 y 20 años. Pero también encontramos que el impacto para bonos con mayor vencimiento es superior al de los de menor vencimiento. Esto último, que difiere de lo encontrado por estudios sobre otros bonos soberanos, puede ser explicado por la importancia de la *term premium* en una economía como la del Perú.

II. Revisión de literatura

1. Objetivo final y objetivo operacional de política monetaria

El objetivo final de la PM es la variable de mercado que el banco central desea impactar mediante su objetivo operacional o instrumento principal de PM (Ulrich, 2005). Este último es la variable de política, cuyo nivel es fijado en las reuniones de política monetaria conducidas por el banco central, y señala el ajuste que se espera que hagan las relacionadas variables de mercado a fin de alinearse con el objetivo final de la PM.

En el Perú, la finalidad del BCRP es, por mandato constitucional, la preservación de la estabilidad monetaria; es decir, su variable objetivo final es la inflación. Con tal fin, la PM sigue un esquema de metas explícitas de inflación de entre 1 y 3 por ciento, y el BCRP utiliza como objetivo operacional la tasa de (interés de) referencia (TR), fijando y variando su nivel de un modo que lleve a la tasa de interés interbancaria a mantenerse en un nivel compatible con el mencionado rango de inflación (BCRP, 2021).

2. Mecanismos de transmisión de la política monetaria

2.1 Mecanismo estándar de la tasa de interés

El mecanismo de la tasa de interés es considerado el más convencional, pues es ampliamente usado por los bancos centrales del mundo (Gertler & Karadi, 2015). El modelo básico considera que los bonos y el dinero son los únicos activos de la economía, la existencia de una única tasa de interés (Mies, Morandé, & Tapia, 2002); y que los mercados financieros no presentan fricciones (Gertler & Karadi, 2015).

En tal modelo, el impacto de la PM se da la siguiente manera: una PM contractiva, por ejemplo, genera un alza en la tasa de interés nominal de muy corto plazo. Este incremento afecta las tasas de interés reales de largo plazo, lo que reduce los niveles de inversión y de consumo de bienes duraderos. Debido a este mecanismo, una acción de PM afecta el producto de la economía (Loveday, Molina, & Rivas-Llosa, 2004). Es importante mencionar que la efectividad del mecanismo descansa en la teoría de expectativas de la estructura de la tasa de interés, y en la relación estrecha entre tasas de interés nominales y reales.

La mencionada teoría de expectativas está presente en los modelos neokeynesianos (Gertler & Karadi, 2015) y se resume en la siguiente expresión:

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

Donde: i_t^m es la *yield* anual de los bonos ϕ_t^m y s el *term premium* anualizado.

Las tasas de interés de largo plazo son un promedio entre la tasa de corto plazo actual y las tasas de corto plazo esperadas para el futuro (Gertler & Karadi, 2015). Así, la PM afecta las tasas de largo plazo porque afecta tanto la tasa actual como la trayectoria esperada de las futuras tasas de corto plazo.

2.2 Mecanismo del precio de los activos

Una limitación del mecanismo estándar es el supuesto restrictivo de que la estructura de activos de la economía se reduce a dos activos: dinero y bonos. Este supuesto es levantado por Tobin, al crear un nuevo indicador Q , el cual es el cociente entre el valor de mercado de un activo y su costo de reposición. Una reducción de Q implica que el valor de mercado del activo decrece en relación con lo que costaría producir un activo con las mismas características, lo que reduce el atractivo de producir el activo y, así, desalienta la inversión.

Contrariamente, un aumento de Q incentiva la inversión en el activo, pues su valor de mercado es mayor que su costo de producción (Tobin & Brainard, 1977).

Bajo este enfoque, el mecanismo sería el siguiente: una PM contractiva genera una disminución en el valor de mercado de los activos, pues afecta negativamente las perspectivas de venta de las empresas y aumenta la tasa a la que se descuentan estos flujos. Se genera, entonces, una caída de Q que desincentiva la inversión; así como una reducción del consumo, pues el menor valor de mercado de los activos implica una reducción de la riqueza de los agentes (Loveday *et al.*, 2004).

Si bien este mecanismo incluyente de varios activos tiene mayor aceptación académica debido a sus microfundamentos, se suele recurrir al mecanismo estándar para el caso de economías con mercados de capitales poco desarrollados.

3. *Term premium*

La teoría de expectativas es el modelo referencial para estudiar la *term structure* de las tasas de interés, así como para relacionar la curva de las *yields* respectivas con fundamentos macroeconómicos. Esta teoría tiene dos versiones, una fuerte y una débil. La primera declara que los inversionistas se enfocan en los resultados esperados y no en los niveles de incertidumbre. Es decir, son neutrales al riesgo, pues son indiferentes entre dos activos con el mismo retorno esperado a pesar de que tengan niveles de riesgo diferentes. Bajo esta versión de la teoría, las tasas de largo plazo serán iguales al promedio esperado de las futuras tasas de interés de corto plazo (Gürkaynak & Wright, 2012).

Por otro lado, la versión débil se deriva de levantar el supuesto de neutralidad al riesgo, de modo que puede existir una brecha entre las tasas de interés de largo plazo y el promedio esperado de las futuras tasas de corto plazo. Dicha brecha es la llamada *risk premium* o *term premium*, que tiene predominantemente una pendiente positiva. Por ello, cuando rota la curva *yield*, es decir, cuando las tasas de corto plazo son mayores que las de largo plazo, la literatura la califica como un «enigma» (Gürkaynak & Wright, 2012).

El hecho de que la *yield curve* (curva de rendimiento) tenga usualmente pendiente positiva indica que la versión débil sea la relevante. En este contexto, la *term premium* compensa la posibilidad de pérdida de capital en caso el bono se venda antes de su madurez (compensa riesgo de precio), y el riesgo de que el valor del bono sea afectado por la incertidumbre (Gürkaynak & Wright, 2012). En conclusión, según la versión débil de la teoría de expectativas, un

bono de largo plazo es mayormente concebido como un activo riesgoso, más que como un seguro.

La literatura sobre la modelación de la *term structure* es vasta. De manera general, hay modelos con un enfoque técnico financiero y otros que versan sobre las interacciones entre política monetaria, macroeconomía y la *term structure*. Estos últimos inspiran la presente investigación, porque nos enfocamos en analizar el efecto de una sorpresa de tasa de interés de referencia sobre las *yields* de bonos de largo plazo. Al respecto, Kumar *et al.* (2022) afirman que los cambios en las *yields* de largo plazo no están impulsados únicamente por cambios en la trayectoria esperada de las tasas de interés futuras a corto plazo, sino también por cambios en la *term premium*.

El modelo teórico de Bundick, Herriford y Smith (2017) predice que las medidas de PM que cambian la incertidumbre sobre el futuro de las tasas de interés de corto plazo también deben afectar la *term premium* en bonos a largo plazo. Estos autores descomponen el rendimiento al vencimiento del bono en el período con madurez en dos componentes:

$$y_t^n \approx \frac{1}{n} \left[\sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i}) + \frac{1}{2} \text{VAR}_t \left(\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i} \right) \right]$$

Donde: R_t es la tasa de interés de PM, $r_t = \log(R_t)$, y VAR denota la varianza condicional. El primer componente muestra que el rendimiento depende de la trayectoria esperada de las tasas de interés nominales de corto plazo. El segundo componente es la *term premium* y refleja la compensación adicional que requiere el hogar para mantener el activo a más largo plazo, dada la incertidumbre sobre las tasas de interés futuras:

$$\text{Term premium}_t^n \approx \frac{1}{n} \text{VAR}_t \left(\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i} \right)$$

Se deduce así que las sorpresas de PM, definidas como variaciones de la tasa de referencia no esperadas, porque no son anunciadas en la fecha usual de la reunión en que dicha tasa es fijada, se ven reflejadas en aumentos de la varianza de dicha tasa; por lo cual, los bonos de mayor plazo requerirán también una *yield* mayor.

Hanson y Stein (2015) desarrollan un modelo de dos períodos, en donde ilustran por qué la política monetaria puede afectar la *term premium*. Los auto-

res definen r_1 y r_2 como las tasas de corto plazo definidas por el banco central, y a y_2 como la *yield* de un bono a largo plazo, a dos periodos. Y describen a dos tipos de inversionistas que se preocupan por la *yield* de sus portafolios. Una fracción α de los inversionistas son *yield-oriented* y la otra fracción $(1 - \alpha)$ son *expected return-oriented*.

Los inversionistas *expected return-oriented* tienen una riqueza inicial de cero y construyen posiciones largas y cortas para maximizar $E[W_R] - \frac{Var[W_R]}{2}$, donde W_R es el ingreso futuro. Estos inversionistas compran b_R unidades de bonos de largo plazo y, a diferencia de los *yield-oriented*, financian esta posición mediante la adquisición de deuda de corto plazo. De esta manera, su riqueza es $w_R = b_R(2y_2 - r_1 - r_2)$ y resuelven:

$$\max_{b_R} \left\{ b_R(2y_2 - r_1 - E[r_2]) - \frac{b_R^2 Var[r_2]}{2} \right\}$$

En contraste, los inversionistas *yield-oriented* eligen sus tenencias de bonos a largo plazo b_Y , para resolver:

$$\max_{b_Y} \left\{ b_Y(2y_2 - 2r_1) - \frac{b_Y^2 Var[r_2]}{2} \right\} \dots (A)$$

La diferencia entre ambas ecuaciones es el reemplazo de $E[r_2]$ por r_1 en la ecuación A. Cuya interpretación es que los inversionistas *yield-oriented* se preocupan por el diferencial de rendimiento actual entre bonos a largo y corto plazo. Es decir, si $E[r_2]$ excede a r_1 , los bonos a largo plazo serían más atractivos para los inversionistas *yield-oriented*, pero no para los *return-oriented* (Hanson & Stein, 2015).

Dado que dichos autores asumen una oferta fija Q de bonos de largo plazo, la condición de equilibrio de largo plazo es:

$$Q = \alpha b_Y(y_2^*) + (1 - \alpha)b_R(y_2^*)$$

Con la cual determinan que la *term premium* es:

$$Term\ premium = Qvar[r_2] - \alpha(E[r_2] - r_1)$$

La dinámica del impacto de la tasa de referencia de la PM sobre la *term premium* se analiza mediante el término $\alpha(E[r_2] - r_1)$. Cuando el banco central decide incrementar la tasa de corto plazo (r_1), $\alpha(E[r_2] - r_1)$, se reduce y se incrementa la *term premium*. Intuitivamente, esto se debe a que los inversio-

nistas *yield-oriented* observan un incremento en su rentabilidad actual, por lo que no se ven atraídos a comprar bonos de largo plazo, ya que eso implica asumir un mayor riesgo de duración. De esta manera, la demanda de bonos de largo plazo disminuye, su precio cae y la *yield* de largo plazo aumenta (Hanson & Stein, 2015).

Si bien el modelo en cuestión presenta la dinámica de todo tipo de incremento en dicha tasa de corto plazo, sus conclusiones se pueden extrapolar para representar la respuesta del mercado ante incrementos netamente sorprendidos. En efecto, ante un incremento sorprendente de la tasa de PM, se modificaría también el apetito por riesgo de los inversores, lo cual generaría un incremento de la *term premium*.

4. Sorpresa de política monetaria

La información comunicada por los bancos centrales al público y la reacción de este son usualmente consideradas como explicativas del por qué y cómo las tasas de interés de largo plazo responden a las acciones de política monetaria (Romer & Romer, 2000). Pero la literatura difiere respecto a cuál es la información relevante en la materia.

En efecto, Gürkaynak, Sack y Swanson (2005a) demuestran que las tasas *forward* de interés de largo plazo responden significativamente a los componentes no esperados en anuncios de política monetaria y en datos macroeconómicos divulgados. Mientras que Nakamura y Steinsson (2018) desarrollan un modelo en donde la sorpresa de PM contenida en anuncios de la Reserva Federal (conocida como Fed) afecta las creencias del sector privado sobre la trayectoria de la tasa de interés natural, debido a que esos autores asumen que tales anuncios brindan información sobre dicha trayectoria.

Y Romer y Romer (2000) señalan que los anuncios de PM pueden contener información adicional a la relacionada con la inflación esperada por el banco central. Esta información pueden ser las tasas reales de interés actuales y futuras consistentes con el producto. Así, una acción contractiva de la Fed indicaría al mercado que dichas tasas deben ser mayores, y ello causaría el alza de las tasas nominales.

Dado que la *yield curve* refleja las expectativas del mercado sobre las futuras decisiones de PM (Larraín, 2007), la información adicional a la esperada por el mercado (asimetría de información) que es revelada por un anuncio de PM, explicaría la reacción de las *yields* al anuncio. Es decir, el impacto en las *yields* después de un anuncio de PM se asocia a una actualización de las expectativas dada la información divulgada.

5. Mercado de bonos

5.1 Evidencia empírica del efecto de la tasa de PM en el mercado de bonos

La evidencia sobre el efecto de una sorpresa de PM en el mercado de bonos es variada. Kuttner (2001) analizó el efecto de los cambios anticipados y no anticipados del *target fund rate* sobre las *yields* de los *T-bills* (3, 6 y 12 meses) y *T-notes* (10 y 30 años) en el mercado de Estados Unidos. Para esto, empleó las tasas de los *Fed fund futures* con el fin de obtener un *proxy* de las expectativas del mercado sobre las políticas de la Fed con relación a sus anuncios de PM. El autor concluye que los coeficientes asociados a la parte anticipada no son significativos (a excepción del *T-bill* a tres meses), y que las respuestas de las *yields* ante los cambios no anticipados son significativas (95% de confianza) y considerablemente mayores en comparación con la respuesta anticipada.

Gürkaynak y Wright (2012) investigan los efectos de una sorpresa de política monetaria en Estados Unidos sobre los rendimientos de los bonos y precios de las acciones, midiendo los efectos no anticipados como la variación de las tasas de los *Fed fund futures* a un mes en los días de anuncios de PM, y utilizando datos intradiarios que les permiten aplicar un estudio de eventos de alta frecuencia, cuyos resultados presentan para ventanas de tiempo de 30 minutos, 1 hora y 1 día. Así, encuentran que el impacto de una medida sorpresiva de PM se va reduciendo en magnitud a medida que aumenta la vigencia de la medida, y que no es sustancial la diferencia entre los coeficientes de las mismas regresiones utilizando datos diarios e intradiarios.

También existen estudios sobre sorpresas de PM que se enfocan en algunos mercados latinoamericanos. Por un lado, Larraín (2007) analiza dicho impacto sobre las tasas de interés de bonos de mediano y largo plazo emitidos por el Banco Central de Chile. Encuentra que la sorpresa de PM, definida como la diferencia entre la tasa de PM en el momento t y la tasa *forward* instantánea en el momento $t-1$ (tomando como día del anuncio de PM el día t), tiene un efecto positivo y significativo sobre las *yields* nominales de los bonos; específicamente, que un aumento de 100 pb (puntos básicos) en dicha diferencia incrementa la *yield* a un año en 35 pb. Y también encuentra que este efecto disminuye conforme es mayor la vigencia de la sorpresa; por ejemplo, en bonos de 10 años, el impacto sobre las *yield* es de 13 pb.

Por otro lado, Meyer (2006) analiza el impacto de sorpresas de PM sobre el mercado de renta fija, en particular sobre los bonos en pesos (BCP) y los bonos *bullet* (BCU) del Banco Central de Chile. Este autor se basa en una encuesta de Bloomberg para cuantificar las expectativas de mercado respecto a la tasa

de referencia de PM. Su estudio concluye que, ante un aumento inesperado de 25 pb en la tasa de referencia de PM, la *yield* de los BCP con vencimiento a 5 años se incrementa en 6.5 pb, y los rendimientos de los BCU a 5 años y a 10 años se incrementan en 6.4 pb y 5.1 pb, respectivamente.

5.2 Mercado de bonos en el Perú

Una razón para analizar el mercado de bonos peruano reside en que su evolución sobresale positivamente cuando es comparada con la del mercado peruano de capitales a renta variable, en términos tanto de concentración como de oferta de valores negociables. Respecto a la concentración, de un total de 425 emisiones de bonos, la participación de los 10 valores más negociados se redujo considerablemente, de un 72% de las emisiones totales en 2019 a un 27% en 2020. En contraste, en el mercado de capitales, tan solo 10 de las 273 empresas emisoras listadas representaron en conjunto el 64% de la capitalización total en el año 2019, y el 61% en 2020.

Respecto a la oferta de valores negociables, el saldo de la deuda total en el mercado de bonos pasó de un 11% del PBI en 2010 a un 18% en 2021, mientras que la capitalización bursátil como porcentaje del PBI cayó de un 107% a un 62% entre los mismos años (anexo 1). Y la ratio de rotación de acciones en la bolsa peruana no solo es muy baja, sino que también ha caído mucho entre 2008 y 2019 (de un 10% a un magro 2%), en mayor medida que la caída en la bolsa colombiana (del 19% al 8%) mientras que subió en la bolsa chilena (del 20% al 30%) entre los mismos años (anexo 2).

El mercado de bonos peruano está conformado por el sector público y el privado. El desarrollo del primero ha permitido la creación de una curva de referencia para el mercado de capitales local. Lo cual, según Montoro, Pérez y Luna (2020), ha reforzado la trasmisión de la tasa de interés de referencia del BCRP a otras tasas de mercado. Los emisores de bonos del sector público son el MEF y el BCRP. El MEF emite los bonos soberanos, las letras del Tesoro y valores de corto plazo y largo plazo.

Los bonos soberanos (BS) son valores representativos de deuda emitidos en soles o indexados a la inflación. Cada bono tiene un valor facial de S/ 1000 (mil soles) y puede ser transado en múltiplos de 1000 soles. El saldo en circulación de los BS, indicador de su oferta, ha crecido mucho: pasó de ser S/ 1200 millones al cierre de 2001 (8% del PBI), a S/ 28 500 millones al cierre de 2010 (9% del PBI) y a S/ 130 000 millones al cierre de 2021 (15% del PBI) (anexo 3). Un crecimiento muy relacionado con el desarrollo del Programa de Creadores de Mercado, creado por el MEF en 2003 (Montoro *et al.*, 2020).

El MEF ha emitido BS a mayores plazos conforme se fue desarrollando el mercado de deuda pública. Esto ha favorecido la creación de una curva de rendimiento de largo plazo, con mayor madurez para el mercado. El alargamiento de la curva empezó el año 2005, con la emisión de bonos de vencimiento de hasta 15 años. En 2010, se colocaron bonos a 32 años, y a 41 años en 2014 (BCRP, 2021).

Las letras del Tesoro son los instrumentos de deuda emitidos a plazos de vencimiento de 3, 6, 9 y 12 meses referenciales. En contraste con el mercado de BS, el de letras del Tesoro es sumamente ilíquido, concentrado y poco profundo. Su saldo ascendió a S/ 353 millones en septiembre de 2020 (Montoro *et al.*, 2020). Estas características han limitado el desarrollo del mercado secundario de las letras del Tesoro, y ello ha imposibilitado la creación de una curva de rendimiento de corto plazo.

La demanda por papeles de corto plazo se ha dirigido a los certificados de depósito del Banco Central de Reserva de Perú (CDBCRP). Por ello, el tramo corto de la curva de rendimiento del mercado local corresponde a los CDBCRP (Chávez, Chicana, & Cubas, 2020). Los CDBCRP son valores de deuda emitidos por el BCRP, colocados mediante subastas o colocación directa, y por un monto determinado por el BCRP según los requerimientos de política monetaria. (BCRP, 2016).

III. Metodología

1. Marco analítico

1.1 Identificación de sorpresas de política monetaria

La relevancia de cuantificar el efecto de un cambio en la tasa de PM sobre los rendimientos de largo plazo ha incentivado el desarrollo de la investigación en la materia. El primer estudio empírico al respecto fue realizado por Cook y Hahn (1989), quienes estimaron la siguiente regresión:

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

Donde: Δi_t es el cambio en dicha tasa anunciado en t , y $\Delta i_{n,t}$ es la variación, inmediatamente después del anuncio, en la tasa de interés de un bono con madurez n .

Una de las críticas a ese estudio se deriva de la teoría de las expectativas sobre la estructura de la tasa de interés. Según esta teoría, la curva de rendimiento refleja, en cada momento en el tiempo, las expectativas del mercado

sobre las futuras decisiones de PM. Así, los cambios esperados de la tasa de referencia (TR) ya están incorporados en las tasas de los bonos, incluso antes de que se dé el anuncio de PM. Por ello, al usar el cambio de la tasa de PM como variable explicativa, se subestima su efecto (Larraín, 2007).

La solución dada por diversos autores es descomponer el cambio de la TR en una parte anticipada y otra no anticipada, donde esta última es la sorpresa de PM (Gürkaynak, Sack, & Swanson, 2005b; Larraín, 2007; Meyer, 2006; Romer & Romer, 2000).

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

Donde: Δi_t^{na} es la parte no anticipada del cambio y Δi_t^a es la parte anticipada.

Dicha descomposición ha sido realizada con base en encuestas directas a los participantes del mercado, o en datos de mercados de futuros (Bredin *et al.*, 2009). Identificar la sorpresa monetaria mediante encuestas puede resultar problemático por la frecuencia de los datos. En efecto, si la fecha de recolección de datos está alejada de la fecha en que se fijó la TR, el valor capturado por la encuesta no necesariamente reflejará el valor real de la expectativa sobre la TR antes del anuncio, y la medición de la sorpresa tendrá así un ruido significativo (Espinoza, 2020). Por ello, el uso de datos de mercados de futuros se ha vuelto muy popular, al calor del crecimiento de la liquidez y cantidad de instrumentos ofrecidos en el mercado de *forwards* (Bredin *et al.*, 2009).

1.2 Tasa *forward* instantánea

Las tasas de interés *forward* son tasas de inversiones en bonos que empiezan en una fecha futura (*settlement date*) y duran hasta una fecha aún más lejana (*maturity date*). Mientras que la tasa *forward* instantánea tiene un período de madurez ínfimo; es decir, la fecha de vencimiento tiende a la fecha de liquidación (Svensson, 1994).

En ese sentido, las tasas *forward* instantáneas recogen las expectativas de muy corto plazo sobre una determinada tasa y, en la práctica, según Svensson (1994), dicha tasa puede interpretarse como un *overnight forward rate*; es decir, un indicador de la trayectoria esperada por el mercado de la tasa *overnight* en el futuro (Pereda, 2009).

Siguiendo a Espinoza (2020), la expectativa sobre la tasa de PM se puede recoger con una *forward* instantánea a 30 días (asumiendo que esta es la periodicidad de las reuniones de PM). Por ello, el componente no esperado en el anuncio de la TR se puede captar como una variación de dicha tasa *forward*

alrededor del anuncio de PM. De esta manera, la sorpresa de política monetaria s en el período t (dado el anuncio de PM en $t - 1$) está determinado por:

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

Donde: Δi_t^{na} es la variación de la tasa de PM no anticipada y f_t^{30} es la *forward* instantánea a 30 días en el momento t (medido en días). Cabe resaltar que, si las expectativas del mercado han incorporado correctamente la variación de la tasa de PM en el período t , la sorpresa será 0.

Para construir el componente no anticipado, los estudios utilizan instrumentos *forward* de la tasa de PM del país que analizan; y, al analizar países donde no existen dichos instrumentos, como el Perú, se puede usar información del mercado financiero. En la presente investigación, empleamos el modelo de Svensson (1994) para construir las tasas *forward* instantáneas. Nuestra elección de este modelo paramétrico se fundamenta en su uso extensivo por estudios para describir sorpresas monetarias (Espinoza, 2020; Larraín, 2007), y también en su uso para la estimación de tasas *forward* instantáneas para instrumentos financieros cupón cero (Hanson & Stein, 2015).

1.3 Modelo de Svensson (1994)

Este modelo desarrolla una extensión del propuesto por Nelson y Siegel (1987) para la construcción de la curva de rendimientos *forward* instantánea. La tasa *forward* instantánea al horizonte τ observada en el período t , f_t^τ , sigue la siguiente función:

$$f_t^\tau = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} + \beta_{2,t} \left(\frac{\tau}{\rho_1}\right) e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} + \beta_{3,t} \left(\frac{\tau}{\rho_2}\right) e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_2}\right)} \dots \text{ (A)}$$

Donde: $b = (\beta_{0,t}, \beta_{1,t}, \beta_{2,t}, \beta_{3,t}, \rho_1, \rho_2)$ es un vector de parámetros y $\beta_{0,t}$, ρ_1 y ρ_2 deben ser positivos. Dicho autor implementó el factor adicional $\beta_{3,t}$ para permitir un segundo monte (*U-shape*) en la función. Así, se logra incrementar la flexibilidad del modelo y mejorar el ajuste de los datos en casos donde la estructura de la tasa de interés es más compleja (Espinoza, 2020).

Por otro lado, las curvas de tasas *spot* son un promedio de todas las tasas *forward* instantáneas con vencimiento entre la fecha de transacción y la de madurez (Svensson, 1994). Así, pueden ser calculadas a partir de la ecuación A, de la siguiente manera:

$$i_t^\tau = \int_t^\tau f_t^\tau(x) dx$$

Donde: i_t^T es la tasa *spot* observada en t con madurez τ .

Dado lo anterior, la tasa *spot* al horizonte τ observada en el período t es:

$$i_t^T = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} \frac{1 - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)}}{\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} + \beta_{2,t} \left(\frac{1 - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)}}{\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} \right) + \beta_{3,t} \left(\frac{1 - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_2}\right)}}{\left(\frac{\tau}{\rho_2}\right)} - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_2}\right)} \right) \dots \quad (B)$$

De esta manera, se puede utilizar la curva de tasas *spot* observadas en el mercado como *input* para hallar la curva de *forward* instantáneas: se emplea la ecuación (B) y se estiman los $\beta_{i,t}$, ρ_1 y ρ_2 por mínimos cuadrados no lineales mediante optimización numérica (Gilli, Grosse, & Schumann, 2010; Superintendencia de Banca, Seguros y AFP [SBS], 2021).

2. Estrategia empírica

2.1 Modelo de estimación

Para la construcción de las sorpresas de PM, siguiendo el modelo de Svensson (1994), se toma el tramo de corto plazo de la curva de rendimiento de las *forward* instantáneas. Según Gürkaynak, Sack y Swanson (2007), los instrumentos financieros que capturan mejor las expectativas del mercado monetario son los futuros de la tasa de referencia de PM, lo cual es aproximado en el presente trabajo construyendo la tasa *forward* instantánea.

Para construir dicha curva, se necesita un instrumento de tasas *spot* a corto plazo, altamente correlacionado con la tasa de PM. La curva cupón cero de los certificados de depósito del BCRP cumple con dicha condición (véase el anexo 4). Adicionalmente, por un tema de liquidez en el mercado peruano, los CDBRCP son los que definen el tramo corto de la curva de rendimiento (Chávez *et al.*, 2020).

En el Perú, las reuniones que fijan la tasa de PM se realizan en promedio cada 28 días. Pero la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS) no presenta la tasa *spot* de los CDBRCP con dicha periodicidad. Por ello, nosotros extrapolamos los datos mediante la metodología *cubic splines*⁵, a fin de construir las tasas *forward* instantáneas a una periodicidad de 25 días.

Lo anterior permite obtener la sorpresa de política monetaria (variación entre t y $t - 1$ de las *forward* instantáneas, en un horizonte de 25 días alrededor

⁵ Esta metodología es comúnmente empleada para la extrapolación de datos en el campo financiero (Hilpisch, 2015).

del anuncio de PM) y evaluar su efecto en la variación de las tasas de los bonos. Siguiendo a Cochrane y Piazzesi (2002), Gürkaynak *et al.* (2005b), Kuttner (2001), Larraín (2007), Nakamura y Steinsson (2018), Espinoza (2020) y Zhang (2022), estimamos mediante MCO la siguiente ecuación (dado un anuncio de PM en $t - 1$ en el mes k del año j):

$$\Delta y_{tkj}^i = \alpha + \beta s_{tkj} + \varepsilon_{tkj}$$

Donde:

Δy_{tkj}^i : variación de los rendimientos de las *yields* de bonos de deuda soberana del Perú en soles con madurez (10 años y 20 años) en t y $t - 1$ (medido en días) en el mes k del año j .

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

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

Según Larraín (2007), en vista de que Chile es una economía pequeña y abierta con un régimen de tipo de cambio flexible, el tipo de cambio (TC) podría absorber las sorpresas de PM en ese país. Dado que la economía peruana tiene un régimen similar, donde se sabe que los movimientos del TC pueden ocasionar variaciones en la tasa de los CDBCRP, resulta importante controlar por la variable TC. Así, al agregar el cambio porcentual del TC como control, se está quitando la variabilidad a la tasa *forward* (y, por lo tanto, de la sorpresa) explicada por la variabilidad del TC.

Se sabe también que los activos con poca liquidez y altos costos de transacción se tranzan a precios más bajos en relación con sus flujos de caja esperados (Bekaert, Harvey, & Lundblad, 2005). En este sentido, la incertidumbre sobre la nueva TR antes de la reunión de PM puede afectar la tasa de los CDBCRP, al ocasionar variaciones en el volumen de transacciones en el mercado interbancario de ese instrumento. A fin de separar dichas variaciones de la variabilidad de la sorpresa de PM, agregamos a la estimación la diferencia del volumen de transacciones alrededor del día del anuncio de PM (anexos 6 y 7).

Dado lo anterior, se estima la siguiente ecuación:

$$\Delta y_{tkj}^i = \alpha + \beta s_{tkj} + \gamma \Delta tc_{tkj} + \delta \Delta liquidez_{tkj} + \varepsilon_{tkj}$$

Donde, adicionalmente:

Δtc_{tkj} : cambio porcentual del tipo de cambio nominal interbancario promedio compraventa el día t en el mes k del año j .

$\Delta liquidez_{tkj}$: variación del nivel de transacciones alrededor del anuncio de política monetaria del día t en el mes k del año j .

2.2 Supuestos de identificación

Siguiendo a Espinoza (2020), la variación de la tasa *forward* instantánea a 25 días es una señal ruidosa ϵ_t^{mp} de la verdadera información de PM asimilada después del anuncio, lo que se puede representar como:

$$\Delta f_t^{25} = \epsilon_t^{mp} + \eta_t$$

Donde: η_t es el ruido de información.

Asimismo, dado que Δf_t^{25} es estimado mediante un modelo paramétrico, existe un ruido proveniente del ajuste del modelo, representado como:

$$\Delta f_t^s = \Delta f_t^{25} + \xi_t$$

Donde: Δf_t^s representa la variación de la tasa *forward* estimada por el modelo de Svensson (1994) y ξ_t es el error de estimación.

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

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

Respecto al primer supuesto, construimos el gráfico de densidad de errores; el cual evidencia que el ruido del modelo es insignificante (véase el anexo 5) y se aproxima a la forma de una distribución normal con $E(\xi_t) = 0$. Y, respecto al segundo supuesto, la identificación que hacemos de la sorpresa con frecuencia diaria alrededor del anuncio de PM permite aislarla de otro tipo de información (Espinoza, 2020; Kuttner, 2001); y el empleo que hacemos de cambios diarios permite al mercado incorporar correctamente la nueva información divulgada (Hanson & Stein, 2015).

Por último, es importante resaltar que, si bien los instrumentos financieros tienen una prima por riesgo, esta puede ser considerada como deleznable porque el instrumento que empleamos aquí tiene madurez infinitesimal (Espinoza, 2020).

IV. Análisis de resultados

1. Base de datos

Las tasas cupón cero que publica la SBS son el *input* necesario para construir las tasas *forward* instantáneas, que a su vez utilizamos para identificar la sorpresa de PM. Las más antiguas tasas cupón cero disponibles corresponden a finales de agosto de 2008. Por ello, nuestro período de análisis cubre desde septiembre de 2008 hasta agosto de 2022.

Entre dichos años, el BCRP organizó 168 reuniones ordinarias de política monetaria. Obtuvimos las fechas de estas reuniones del portal del BCRP. Algunas se realizaron en días no laborables, en cuyo caso tomamos la fecha previa más próxima a la reunión y el día posterior a esta, a fin de contar con datos que mejor reflejen el comportamiento del mercado. La serie histórica de las tasas de PM anunciadas en cada reunión también se obtuvo del portal del BCRP.

Como se ha mencionado anteriormente, calculamos las sorpresas de PM según el modelo de Svensson (1994). La tabla 1 presenta el análisis de las cinco fechas con mayor sorpresa:

Tabla 1
Análisis de sorpresas de política monetaria

Fecha	Sorpresa	Comentario
10/06/2022	0.45	Estas tres fechas corresponden a incrementos de 50 pb de la tasa de interés de referencia de PM. Posiblemente el mercado, al experimentar un período de estancamiento económico (Terranova, 2022b), no esperaba que el BCR frenara la demanda interna. Pero la sorpresa va decreciendo, en señal de una adaptación de las expectativas ante la posición de PM.
08/07/2022	0.39	
12/08/2022	0.35	
12/11/2021	0.34	La fecha corresponde a un incremento de 50 pb de la tasa de referencia de PM. Este incremento surge en un entorno de gran caída de la confianza empresarial (sin considerar la caída tras la imposición de la cuarentena rígida), ante el ruido político que deterioraba las expectativas empresariales y decisiones de inversión (<i>Gestión</i> , 2021).
11/02/2022	0.32	Estas dos fechas corresponden a incrementos de 50 pb de la tasa de referencia de PM, hasta llegar al 4.0% en marzo. Según un informe de <i>Focus Economics</i> (Terranova, 2022a), el consenso de los analistas era que la tasa de referencia de PM sería del 4.72% (en promedio) a finales de 2022. Entonces, la sorpresa posiblemente ocurrió por la rapidez con que dicha tasa estaba subiendo a inicios de año.
11/03/2022	0.31	

Elaboración propia, 2022.

Por otro lado, a través de Bloomberg, recolectamos las tasas de los bonos soberanos, utilizando una función que muestra la *yield* del bono que cumple con la condición de vencimiento especificada. Pero, en determinadas fechas, no hay un bono cuyo vencimiento se ajuste al requerido. Esto es una limitación, pues no hay suficientes observaciones para vencimientos de 2, 5, 15 y 30 años. Por ello, tuvimos que acotar el presente estudio a los bonos en moneda nacional de 10 y 20 años.

Anteriormente, explicamos que las variables fluctuaciones del tipo de cambio y la liquidez en el mercado interbancario de los CDBCRP pueden afectar la tasa del instrumento que nos sirve como *input* para la estimación de la sorpresa de PM y que, por ello, es importante incorporar dichas variables como controles en la estimación. Así, construimos la serie del tipo de cambio nominal interbancario promedio de compra y venta a partir de las series históricas provistas por el BCRP. Y, respecto a la liquidez de los CDBCRP, utilizamos el monto de las operaciones en moneda nacional por día en los mercados interbancario y secundario de CDBCRP, con base en los datos provistos en una frecuencia diaria por el BCRP.

La incertidumbre antes del día de la reunión de PM puede generar cambios bruscos en el monto de operaciones de los CDBCRP. En las figuras de los anexos 6 y 7, presentamos las diferencias entre el monto de operaciones realizadas en el día de la reunión de PM, un día antes y dos días antes de ella. Ambas figuras muestran que no hay un comportamiento predominante, pues dichas diferencias resultan positivas para determinadas reuniones y negativas para otras. Sin embargo, las diferencias promedio del monto de operaciones son cercanas a cero.

2. Discusión de resultados

La tabla 2 muestra los resultados de nuestras estimaciones. La primera y la tercera estimación son para los bonos con vencimiento a 10 años, pero difieren entre sí en que la tercera incluye los controles de TC y liquidez del mercado de CDBCRP. Los resultados de la primera estimación muestran que el efecto de las sorpresas de PM sobre las *yields* de los bonos con vencimiento a 10 años es positivo y significativo a un 90%. Específicamente, el coeficiente de la sorpresa de PM indica que un aumento no esperado de 100 pb de la tasa de PM genera, en días contiguos a su anuncio, un aumento de 4.7 pb en promedio en la variación de la *yield* de bonos con vencimiento a 10 años. Al agregar dichos controles a esta regresión, el aumento de la *yield* es, en promedio, 4.83 pb y se trata de un efecto positivo significativo al 95%.

Tabla 2
Resultados de las estimaciones

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Vencimiento a 10 años	Vencimiento a 20 años	Vencimiento a 10 años	Vencimiento a 20 años
Sorpresa de política monetaria	0.0470* (0.0238)	0.0537** (0.0226)	0.0483** (0.0239)	0.0585** (0.0227)
$\Delta\%$ Tipo de cambio			3.035 (4.156)	6.155** (2.995)
Δ Del monto de operaciones en mercado CDBCRP			1.18e-06 (1.26e-05)	-1.36e-05 (1.35e-05)
Constante	0.00408 (0.00706)	-0.00324 (0.00579)	0.00563 (0.00562)	0.000941 (0.00477)
# Observaciones	143	156	143	156

Notas. Errores estándar entre paréntesis. ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.
Elaboración propia, 2022.

Respecto a las estimaciones para bonos con vencimiento a 20 años, el efecto de la sorpresa de PM resulta positivo y significativo a un 95%, tanto en la regresión sin controles (columna 2) como en la regresión con controles (columna 4). Específicamente, un aumento no esperado de 100 pb de la tasa de PM genera, en días contiguos a su anuncio, un aumento de 5.37 pb en promedio en la variación de la *yield* de estos bonos. Al agregar los controles, el aumento de la *yield* es, en promedio, 5.85 pb.

Cabe señalar que esos resultados nuestros para vencimientos a 10 y a 20 años están en línea, tanto en dirección como en significancia, con lo hallado por estudios en la materia; y que su robustez es sugerida por la consistencia al incorporar controles.

Además, un resultado interesante surge al comparar los efectos entre vencimientos de los bonos: en todas las estimaciones, el efecto para las *yields* de los bonos de 20 años es mayor que tal efecto para los bonos de 10 años. Este resultado difiere de los estudios citados en el presente trabajo, según los cuales el efecto de la sorpresa va disminuyendo a medida que aumenta el plazo de vencimiento de los bonos. Es probable que esta diferencia surja porque los

estudios previos se enfocan en economías con mercados financieros más profundos y mejor gobernanza. Estos factores pueden influir en las expectativas sobre la tasa de interés por parte de los agentes económicos.

En esa línea, la *term premium*, que según Bundick *et al.* (2017) depende de la incertidumbre sobre la senda futura de las tasas de interés, podría explicar dicha diferencia. En efecto, es posible que, en el contexto peruano, las sorpresas de PM generen una incertidumbre mayor en el mercado sobre las tasas de referencia futuras. Esta mayor incertidumbre tiene que ser compensada con un rendimiento adicional, explicándose así que las *yields* de los bonos con vencimiento a 20 años sean en promedio mayores que las de 10 años en el Perú. Es decir, la *term premium* sería el elemento diferenciador.

Adicionalmente, la *term premium* está relacionada con la demanda de bonos, que a su vez refleja la respuesta de los inversionistas ante incrementos de la tasa de interés. Es así como la *term premium* depende del riesgo percibido en la tenencia de bonos; lo cual varía según el mercado analizado. En otras palabras, el comportamiento de los inversionistas en mercados como Chile y EE. UU. puede hacer que la *term premium*, ante incrementos de la tasa de interés, tenga una respuesta menor que en el Perú.

Sin embargo, esas posibles explicaciones son hipótesis cuya comprobación escapa al objetivo del presente estudio, centrado en evaluar el efecto de las sorpresas de PM sobre las *yields* de los bonos soberanos del Perú.

3. Limitaciones

La limitada disponibilidad de datos, relacionada con el incipiente desarrollo del mercado financiero peruano, es la principal restricción impuesta al presente estudio. De hecho, en el Perú son limitados los datos sobre dos variables, e inexistentes para una tercera variable.

Primero, nuestro período de análisis está limitado principalmente por la disponibilidad de datos sobre la curva *spot* de corto plazo, reportados por la SBS a partir de agosto de 2008. Segundo, si bien la oferta de bonos con vencimientos más largos se ha incrementado con el tiempo, para determinados años todavía no es posible construir una curva completa de rendimiento porque no se puede adjudicar a todos los vencimientos un rendimiento y, por ello, el presente estudio tuvo que limitarse a medir el efecto en bonos con vencimiento a 10 y 20 años.

Por último, en mercados financieros desarrollados como el de Estados Unidos, existe el instrumento –inexistente en el Perú– de los *Fed fund futures* a un mes, cuya tasa es la denominada *forward* instantánea. Si bien un aporte

de nuestra investigación es haber calculado la tasa *forward* instantánea para el Perú, dicho instrumento podría mostrar más precisamente las expectativas del mercado sobre la tasa de referencia de PM.

V. Conclusiones y recomendaciones

Los cambios en la tasa de referencia (TR) fijados por el BCRP tienen efectos en otras variables distintas a la inflación. Una de ellas es la *yield* de los bonos soberanos en soles. La importancia de conocer el efecto sobre esta variable se debe a que el mercado la toma como referencia para la emisión de valores locales en moneda nacional, lo cual contribuye al desarrollo del mercado financiero en el Perú. Es relevante, entonces, evaluar la dimensión y dirección del efecto de las sorpresas de política monetaria (PM) en la mencionada *yield*.

El principal aporte de nuestra metodología para estimar tal efecto es la identificación correcta de la sorpresa de PM. Para ello, inspirándonos en el modelo de Svensson, hemos aplicado el siguiente método de estimación: calcular la tasa *forward* instantánea al día posterior y a 25 días del anuncio de PM, y la consiguiente diferencia entre estas. Esta diferencia captura el efecto del componente no esperado de la nueva TR (la sorpresa de PM), porque su impacto sobre las expectativas del mercado es recogido por la tasa *forward* instantánea a 25 días. Este es un aporte importante del presente trabajo, por ser el primero en aplicar dicho método de estimación al caso peruano.

A partir de ello, hemos estimado el efecto de la sorpresa de PM sobre la variación de las *yields* de bonos soberanos en moneda nacional a 10 y a 20 años de vencimiento, controlando por la desviación del tipo de cambio y por la liquidez en el mercado de CDBCRP, a fin de separar la variabilidad de estos controles de la sorpresa de PM.

Los resultados que hemos obtenido comprueban nuestra hipótesis de investigación. En efecto, encontramos que las sorpresas de PM tienen, en promedio, un efecto positivo y significativo sobre las *yields* de los bonos con vencimiento a 10 y a 20 años. Específicamente, para las *yields* de bonos a 10 años, el efecto de un aumento de 100 pb no esperado de la TR genera un aumento de 4.7 pb y 4.83 pb en promedio, con y sin controles, respectivamente. Y mayor es dicho efecto sobre las *yields* de bonos a 20 años: en promedio, de 5.37 pb y 5.85 pb, con y sin controles, respectivamente.

Estos resultados concuerdan con los encontrados por estudios sobre bonos soberanos de otros países, en cuanto al signo positivo y la significancia del efecto; pero discrepan en lo relativo a que el efecto no disminuye, sino se

incrementa, a mayor vencimiento del bono. Una posible explicación de esta discrepancia es la importancia de la *term premium* en una economía como la peruana, con un mercado financiero menos desarrollado, instituciones débiles e inversionistas con un perfil de riesgo posiblemente más adverso, en comparación con los países cuyos bonos soberanos fueron objeto de los estudios según los cuales el efecto disminuye con el tiempo.

Por ello, recomendamos, a fin de que pueda mejorarse el diseño de políticas, la realización de estudios complementarios respecto al efecto de la sorpresa de PM sobre la *term premium* en el Perú y la persistencia tanto de su efecto sobre las *yields* de los bonos como de la propia *term premium*. Además, dado que el significativo efecto de las sorpresas de PM sobre las *yields* de los bonos soberanos revela la existencia de asimetría de información entre el BCRP y el mercado, la cual puede derivarse de diversas variables, recomendamos determinar de qué variables proviene esa asimetría de información.

Referencias bibliográficas

- BCRP. (2016, 8 de julio). *Certificados de Depósito del Banco Central de Reserva del Perú*. Circular 016-2016-BCRP. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Normas-Legales/.../circular-016-2016-bcrp.pdf>
- BCRP. (2021). Estabilidad monetaria: diseño e implementación de la política monetaria. En *Papel del BCRP* (pp. 10-25). <https://www.bcrp.gob.pe/docs/sobre-el-bcrp/.../folleto-institucional-2.pdf>
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. T. (2005). *Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets*. NBER Working Paper 11413. doi:10.2139/ssrn.424480
- Bredin, D., Hyde, S., Nitzsche, D., & O'Reilly, G. (2009). European monetary policy surprises: The aggregate and sectoral stock market response. *International Journal of Finance and Economics*, 14(2), 156-171. doi:10.1002/ijfe.341
- Bundick, B., Herriford, T., & Smith, A. (2017). *Forward guidance, monetary policy uncertainty, and the term premium*. Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper 17-07. doi:10.18651/RWP2017-07
- Chávez, D., Chicana, D., & Cubas, W. (2020). Diagnóstico y propuestas para desarrollar el mercado de capitales peruano. *Moneda*, 181, 10-16. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Moneda/.../moneda-181-02.pdf>
- Cochrane, J. H., & Piazzesi, M. (2002). The Fed and interest rates—A high-frequency identification. *American Economic Review*, 92(2), 90-95. doi:10.1257/000282802320189069
- Cook, T., & Hahn, T. (1989). The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, 24(3), 331-351. doi:10.1016/0304-3932(89)90025-1
- Espinoza, E. (2020). *Política monetaria en Chile: el efecto de la información*. (Tesis de Maestría en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile). <https://repositorio.uc.cl/handle/11534/52763>

- Gertler, M., & Karadi, P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 44-76. doi:10.1257/mac.20130329
- Gestión. (2021, 18 de octubre). El 78% de empresarios no acelerará sus inversiones en próximos seis meses. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/...-noticia>
- Gilli, M., Grosse, S., & Schumann, E. (2010). *Calibrating the Nelson-Siegel-Svensson model*. Comisef Working Papers Series WPS-031. <https://www.uni-giessen.de/.../comisef/ files/wps031.pdf>. DOI: 10.2139/ssrn.1676747
- Gürkaynak, R., Sack, B., & Swanson, E. (2005a). The sensitivity of long-term interest rates to economic news: Evidence and implications for macroeconomic models. *The American Economic Review*, 95(1), 425-436. doi:10.1257/0002828053828446
- Gürkaynak, R., Sack, B., & Swanson, E. (2005b). Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. *International Journal of Central Banking*, 1(1), 55-93. <https://www.ijcb.org/journal/ijcb05q2a2.pdf>
- Gürkaynak, R., Sack, B., & Swanson, E. (2007). Market-based measures of monetary policy expectations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(2), 201-212. doi:10.1198/073500106000000387
- Gürkaynak, R., & Wright, J. (2012). Macroeconomics and the term structure. *Journal of Economic Literature*, 50(2), 331-367. doi:10.1257/jel.50.2.331
- Hanson, S. G., & Stein, J. C. (2015). Monetary policy and long-term real rates. *Journal of Financial Economics*, 115(3), 429-448. doi:10.1016/j.jfineco.2014.11.001
- Hilpisch, Y. (2015). *Derivatives analytics with Python: Data analysis, models, simulation, calibration and hedging*. John Wiley & Sons. ISBN: 978-1-119-03799-6.
- Kumar, A., Mallick, S., Mohanty, M., & Zampolli, F. (2022). Market volatility, monetary policy and the term premium. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 85(1), 208-237. doi:10.1111/obes.12518
- Kuttner, K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 523-544. doi:10.1016/S0304-3932(01)00055-1
- Larraín, M. (2007). Sorpresa de política monetaria y la curva de rendimiento de Chile. *Economía Chilena*, 1(10), 37-50. Banco Central de Chile. <https://hdl.handle.net/20.500.12580/3489>
- Loveday, J., Molina, O., & Rivas-Llosa, R. (2004). Mecanismos de transmisión de la política monetaria y el impacto de una devaluación en el nivel de las firmas. *Revista Estudios Económicos*, 12(2), 1-84. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Estudios-Economicos-12-2.pdf>
- Meyer, J. (2006). Impacto de las sorpresas económicas en el rendimiento de los bonos del Banco Central de Chile. *Economía Chilena*, 9(2), 37-50. Banco Central de Chile. <https://hdl.handle.net/20.500.12580/4785>
- Mies, V., Morandé, F., & Tapia, M. (2002). Política monetaria y mecanismos de transmisión: nuevos elementos para una vieja discusión. *Economía Chilena*, 5(3), 29-38. Banco Central de Chile. <https://.../20.500.12580/3450>

- Montoro, C., Pérez, F., & Luna, M. (2020). Desarrollo del mercado de renta fija en el Perú y política monetaria. *Moneda*, 183, 21-27. <https://www.bcrp.gob.pe/.../RevistaMoneda/Moneda-183-04.pdf>
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2018). High-frequency identification of monetary non-neutrality: The information effect. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1283-1330. doi:10.1093/qje/qjy004
- Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *The Journal of Business*, 60(4), 473-489. doi:10.1086/296409
- Pereda, J. (2009). Estimación de la curva de rendimiento cupón cero para el Perú. *Revista Estudios Económicos*, 17(4), 113-145. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Estudios-Economicos-17-4.pdf>
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2000). Federal Reserve information and the behavior of interest rates. *American Economic Review*, 90(3), 429-457. doi:10.1257/aer.90.3.429
- SBS. (2021). *Manual técnico: metodología y procedimientos del vector de precios de renta fija local*. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. https://www.sbs.gob.pe/.../20210303_MANUAL_RENTA_FIJA.pdf
- Svensson, L. E. O. (1994). *Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*. IMF Working Papers, 1994(114), 76 pp. doi:10.5089/9781451853759.001
- Taylor, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: An empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11-26. doi:10.1257/jep.9.4.11
- Terranova, J. (2022a, 16 de marzo). Consenso de analistas sube proyección de inflación y tasa del BCR, reportó Latin Focus. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/...-noticia/>
- Terranova, J. (2022b, 4 de julio). Economía está estancada y crecimiento del segundo semestre sería 1.6%, dice BCP. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/...-noticia/>
- Tobin, J., & Brainard, W. C. (1977). Asset markets and the cost of capital. En W. Fellner, B. A. Balassa & R. R. Nelson (Eds.). *Economic progress, private values and public policy* (pp. 235-262). North-Holland Publishing Co. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:152450793>
- Ulrich, B. (2005). *Monetary policy implementation: Theory, past, and present*. Oxford University Press Inc. ISBN: 9780199274543.
- Zhang, D. (2022). Term structure, forecast revision, and the signaling channel of monetary policy. *Journal of the European Economic Association*, 20(4), 1522-1553. doi:10.1093/jeea/jvac008

Anexos

Anexo 1 Indicadores de oferta de valores negociables

Año	Mercado bursátil – capitalización bursátil (% PBI)	Saldo deuda pública (porcentaje del PBI) – bonos del Tesoro Público (% PBI)	Saldo deuda privada (% PBI)	Saldo deuda total (% PBI)	Mercado primario de bonos – bonos del sector privado (% PBI)
2010	107.46	9.22	1.96	11.18	4.32
2011	69.75	8.33	1.71	10.04	3.70
2012	76.81	8.20	1.37	9.57	3.26
2013	61.60	8.23	0.85	9.09	3.15
2014	62.65	9.15	0.76	9.91	3.01
2015	50.52	9.38	2.89	12.27	3.38
2016	63.07	10.97	3.29	14.26	3.31
2017	74.84	13.49	3.79	17.29	3.21
2018	64.29	14.53	3.46	17.99	3.09
2019	69.30	16.32	3.45	19.78	2.96
2020	83.20	17.87	3.45	21.31	2.97
2021	62.04	15.22	2.77	17.99	2.06

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

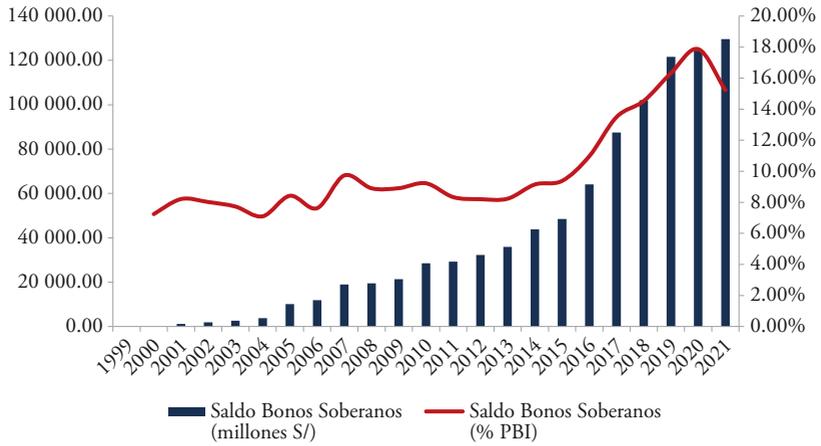
Anexo 2
Velocidad de rotación de acciones en la Bolsa de Valores (BV) del Perú, de Chile y de Colombia

Año	BV Lima	BV Santiago	BV Colombia
2008	9.57	19.88	19.27
2009	5.83	20.76	16.53
2010	5.81	19.88	12.84
2011	6.7	18.34	13.26
2012	5.35	15.1	13.12
2013	4.42	15.57	9.25
2014	6.38	10.49	10.63
2015	2.24	8.06	11.11
2016	3.02	13.59	14.77
2017	4.19	16.97	11.63
2018	3.49	32.64	9.66
2019	2.15	29.71	7.98
2020	1.48	18.72	9.66

Fuente: Federación Iberoamericana de Bolsas. Elaboración propia, 2022.

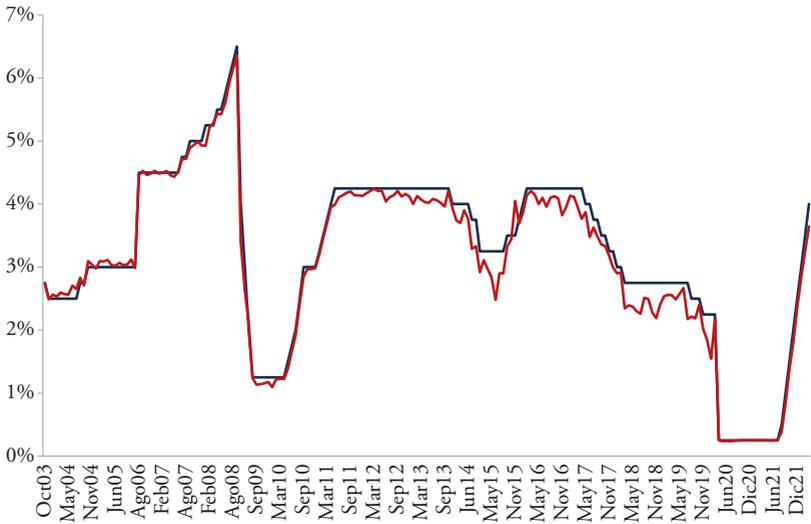
Anexo 3

Saldo de bonos soberanos nominales (S/) y saldo de bonos como porcentaje del PBI



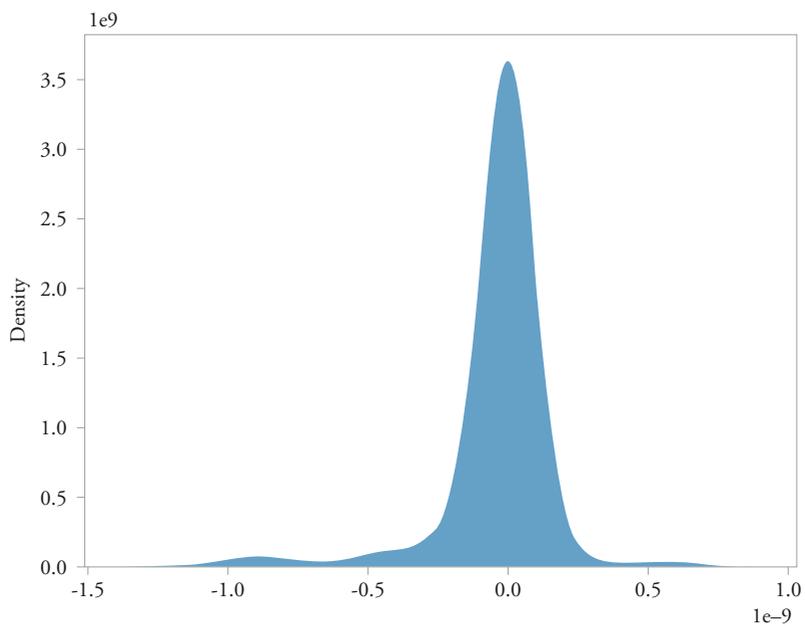
Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

Anexo 4 Tasa de referencia y tasa de CDBCRP a corto plazo



Fuente: Banco Central de Reserva de Perú. Elaboración propia, 2022.

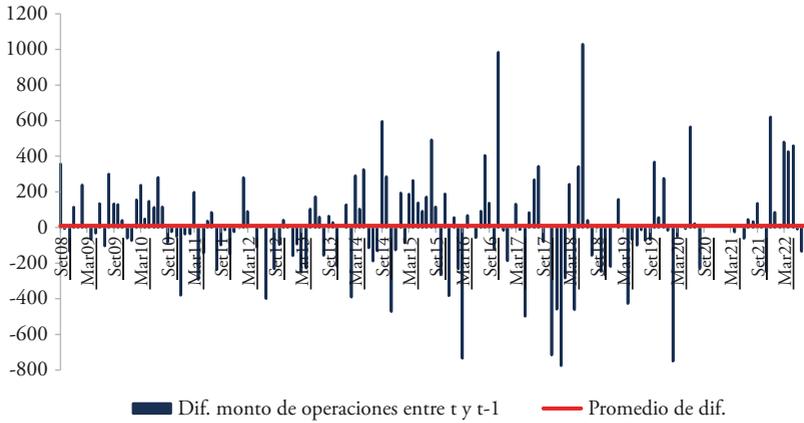
Anexo 5 Gráfico de densidad de errores del modelo de Svensson



Elaboración propia, 2022.

Anexo 6

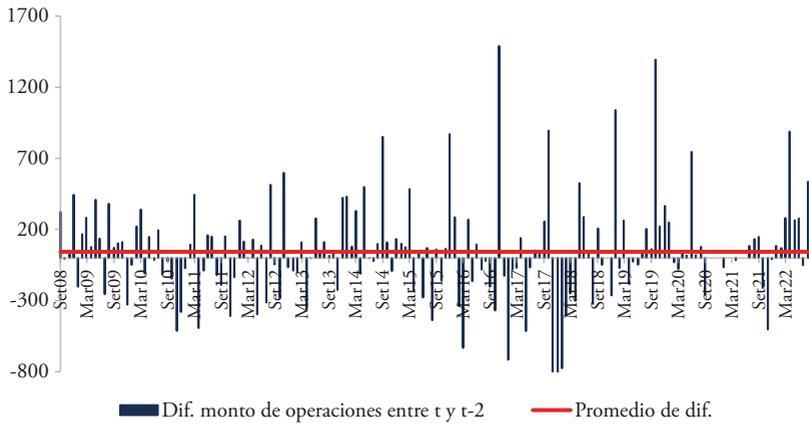
Evolución de la diferencia del monto de operaciones entre el día de la reunión de política monetaria (t) y el día anterior (t-1), en el mercado secundario de CDBCRP (en millones de soles)



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

Anexo 7

Evolución de la diferencia del monto de operaciones entre el día de la reunión de política monetaria (t) y dos días antes (t-2), en el mercado secundario de CDBCRP (en millones de soles)



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

¿Cómo afectan los cambios en el precio de los activos al retorno de mercado de las AFP? El rol aislante de las AFP en Chile⁶

Fátima Alicia Rohde Forns
Alicia Lucía Rego Urrunaga

1. Introducción

Las administradoras de fondos de pensiones (AFP) son los principales inversionistas institucionales en Latinoamérica. Cabe preguntarse cómo el valor a largo plazo de estos inversionistas reacciona ante caídas transitorias en precios de activos en su portafolio. La teoría del rol amplificador de las instituciones financieras postula que la caída en dichos precios deteriora la salud financiera de la institución, produciendo un efecto traspaso de los precios al valor de mercado mayor de 1. Esta amplificación de la pérdida de valor puede iniciar un bucle de retroalimentación adverso en el sistema financiero y en la economía. Alternativamente, las instituciones financieras son inversionistas de largo plazo que pueden sobrellevar las fluctuaciones en precios de activos sin que sus valorizaciones se vean significativamente afectadas. Esto es conocido como el rol aislante de los intermediarios financieros.

Esos distintos roles posibles han motivado estudios que indagan si los inversionistas institucionales han actuado como aislantes de activos o como amplificadores de crisis. En Latinoamérica, se han hecho estudios respecto al rol amplificador y a la importancia sistémica de las AFP, mas no respecto a su rol aislante. Este vacío en la literatura explica el presente trabajo. En con-

⁶ 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 2022. Las autoras agradecen al profesor Bryan Gutiérrez Cortez por su valiosa asesoría.

creto, nos enfocamos aquí en el caso de Chile, debido a la disponibilidad de información sobre su sistema de pensiones y porque las acciones de sus AFP cotizan en la Bolsa de Santiago. Así, nuestro objetivo es analizar empíricamente si esas AFP, que son inversionistas institucionales con gran peso en el mercado bursátil chileno, han cumplido un rol aislante o amplificador de crisis durante los años 2008-2020. Nuestra pregunta específica es: ¿cuál es el efecto traspaso de cambios en precios de activos en cartera de las AFP en Chile sobre su retorno de mercado? Y nuestra hipótesis plantea que dicho efecto traspaso es menor que 1 (o mitigador) en períodos de volatilidad normal; mientras que es mayor o igual a 1 en períodos de crisis, cuando tales AFP han amplificado la caída de precios de activos financieros o la han traspasado a su valorización de mercado en la misma proporción.

Esta hipótesis emana de lo siguiente: dado que la ley chilena obliga a que las AFP adquieran cuotas de participación en los fondos de pensiones por un monto equivalente al 1% de los activos que administran, y que asciende a cerca del 70% de su patrimonio, entre el capital de las AFP y el valor de los activos en los fondos de pensiones existe tanto una relación directa como una estrategia compartida de inversión de largo plazo. Lo cual abre la posibilidad de que las AFP tengan un rol aislante de fluctuaciones transitorias en los precios de los activos en los fondos de pensiones. Pero, para poder cumplir este papel, es indispensable que gocen de buena salud financiera; la cual se ha visto deteriorada por la pandemia y las políticas de retiros de fondos. Así, en lugar de limitar la propagación de la crisis, estarían contribuyendo a su amplificación.

Y también emana de los estudios revisados. Mientras que la teoría tradicional está enfocada en el efecto amplificador, los estudios más recientes lo están en el rol aislante. Así, por un lado, varios autores encuentran que, en tiempos de crisis, las instituciones financieras han desempeñado un rol clave en la propagación, duración y persistencia de los efectos (Bernanke, 1983; Kiyotaki & Moore, 1997; Dixon, Clancy, & Kumar, 2012; He & Krishnamurthy, 2013). Por otro lado, trabajos recientes, como el de Chodorow-Reich, Ghent y Haddad (2021), plantean que cualquier institución con pasivos estables puede adoptar un papel aislante frente a caídas en precios de los activos (*asset insulation*); pero hallan que, durante la crisis de 2008-2009, el efecto traspaso se incrementó, en consonancia con la teoría del rol amplificador.

Consideramos que el presente trabajo tendrá relevancia para futuras investigaciones en países como el Perú, que tiene un sistema de fondos de pensiones similar al chileno. Bajo el marco de *asset insulation*, la AFP crea valor para el accionista, dado que no necesariamente es perjudicado por caídas transitorias

en los precios de los activos que posee. Este rol aislante tiene implicancias en términos de creación de valor social, ya que el horizonte de inversión de largo plazo de las AFP otorga estabilidad al sistema financiero. Sin embargo, también deben considerarse sus implicancias para los pensionistas, quienes reciben su pensión con base en el valor de liquidación de los activos en el fondo y, por ello, no necesariamente se benefician de la creación de valor derivada de la mantención de activos a largo plazo. Esto debe tenerse en mente al diseñar posibles reformas para proteger al pensionista.

2. Revisión de literatura

2.1 Rol amplificador de los intermediarios financieros

Varios estudios han analizado el rol de las instituciones financieras en la amplificación y duración de las crisis. Bernanke (1983) evalúa la relación entre colapso financiero y caída del producto agregado, con base en la crisis financiera estadounidense (1930-1933), que frustró la recuperación de la recesión de 1929 y llevó a una depresión con gran deterioro del sistema financiero y del PBI. E identifica que la crisis financiera empeoró la contracción económica mediante tres canales. Los dos primeros son los planteados por Friedman y Schwartz (1963): (i) la reducción de la riqueza de los accionistas de los bancos y (ii) la rápida caída de la oferta monetaria. La tercera explicación, introducida por Bernanke (1983), reside en la imperfección del mercado financiero, cuya efectividad se redujo con los problemas bancarios ocurridos entre 1930 y 1933, que incrementaron los costos reales de la intermediación financiera y, así, el crédito se volvió caro y de difícil acceso. Estas significativas restricciones deterioraron aún más la demanda agregada y prolongaron la recesión. Dicho autor enfatiza dos problemas bancarios que agravaron la crisis: (i) la pérdida de confianza en los bancos y el consiguiente retiro masivo de depósitos; y (ii) la insolvencia de los deudores y su elevado *default*. Como profecía autocumplida, las corridas bancarias condujeron a una masiva liquidación, a pérdida de activos bancarios y a quiebras de bancos. Simultáneamente, ante la caída de ingresos, se incrementaron las cargas reales de la deuda contratada en términos nominales, y los consiguientes incumplimientos.

He y Krishnamurthy (2013) argumentan que los métodos tradicionales de valuación de activos suelen ignorar la intermediación financiera, asumiendo que las decisiones de estos intermediarios reflejan perfectamente las preferencias de sus clientes e inversionistas. Sin embargo, en realidad, los activos más complejos son muy sensibles a la solvencia de intermediarios financieros, cuyo

deterioro en tiempos de crisis es amplificado por la pérdida de confianza. En esto, dichos autores coinciden con Bernanke, pero aportan lo suyo al enfocarse en la restricción de capital social que enfrentan las instituciones financieras, y mostrar así que el incremento de las primas por riesgo durante las crisis se debe a la escasez de capital que agudiza dicha restricción.

Otro estudio clave es el de Kiyotaki y Moore (1997), quienes, aplicando un modelo dinámico, plantean que la interacción entre límites al crédito y precios de activos es un mecanismo de transmisión potente, por el cual los efectos de los *shocks* persisten, se amplifican y se extienden hacia otros sectores. Así, incluso pequeños choques temporales en tecnología o ingreso pueden causar grandes fluctuaciones en precios de activos y el producto. Este planteo es corroborado por Kasa (1998), quien, utilizando datos de precios de activos inmuebles en Hong Kong, Japón y Corea del Sur, encuentra que las restricciones al crédito están positivamente correlacionadas con la persistencia de fluctuaciones en los precios. Por ello, cuando ocurre una crisis y se percibe mayor riesgo de *default*, las instituciones financieras suelen imponer más barreras al crédito, que ahondan la crisis.

Por su parte, Dixon *et al.* (2012) evalúan el impacto de los *hedge funds* sobre el riesgo sistémico en la crisis de 2008. Este tipo de fondos son abiertos a inversionistas institucionales y de alto patrimonio, por lo cual la información sobre sus posiciones y valorización es escasa y opaca. Esta falta de información es un factor adicional de incertidumbre e inestabilidad financiera en tiempos de crisis. Entre las posibles fuentes del incremento de la percepción de riesgo en el mercado, mencionan que las ventas en corto por fondos grandes pueden resultar en injustificadas caídas de precios de los activos o disminuciones del valor real de patrimonios.

Los estudios citados arriba ponen en evidencia el efecto amplificador del sistema financiero. Muestran que las instituciones financieras pueden volverse ineficientes en períodos de fuerte contracción económica, ya sea por el incremento de costos de transacción, restricciones de capital social de los intermediarios, límites al crédito o escasez de información públicamente accesible. Sus hallazgos dan luces para estudios enfocados específicamente en las AFP y la medida en que estas pueden incrementar la magnitud de una crisis o su duración a resultas de choques negativos.

2.2 Límites al arbitraje

La importancia sistémica del rol de las instituciones financieras es acentuada por los límites al arbitraje. Shleifer y Vishny (1997) explican que, cuando el

mercado es muy volátil, el precio de los activos difiere de su valor fundamental porque a los arbitrajistas suele serles más relevante el riesgo idiosincrático que el sistémico debido a que no suelen estar diversificados. En su modelo, los activos no son racionalmente valorizados y el riesgo idiosincrático deteriora el arbitraje. Específicamente, algunos activos con alta varianza idiosincrática pueden estar sobrevalorados, y este desbalance no es eliminado por el arbitraje, porque venderlos en corto implica un riesgo alto que no es compensado por un retorno esperado suficiente. Entre las causas que empeoran el arbitraje durante una crisis, señalan que las instituciones financieras con financiamiento inestable agravan las situaciones de ventas de emergencia o *fire sales*, y que la interconectividad entre bancos puede causar una cascada de liquidaciones. Así, un banco que sufre pérdidas y está muy apalancado se ve forzado a vender activos a precios descontados, y, como otros bancos deben reevaluar sus activos a esos valores de mercado temporalmente bajos, puede desatarse una cadena de ventas con grandes pérdidas.

Los siguientes estudios se enfocan en otros factores que agravan los límites al arbitraje durante una crisis: Duffie, Gârleanu y Pedersen (2005) encuentran que los costos de transacción pueden ser distorsionantes; Ellul, Jotikasthira y Lundblad (2011) muestran que el precio de los bonos y la calificación de los intermediarios financieros bajan a resultas de restricciones regulatorias que les hacen vender bonos; y Dow (2004) argumenta que cae un determinante clave del precio que los inversionistas están dispuestos a pagar, como es el grado de liquidez.

En suma, los límites al arbitraje conducen a diferencias entre los precios de los activos y sus valores fundamentales, amplificadas durante una crisis por *fire sales*, costos de transacción distorsionantes, restricciones regulatorias, y baja liquidez. Estos factores también agrandan los desvíos en los precios de los activos de las AFP respecto a sus valores fundamentales.

2.3 Rol aislante de activos de los intermediarios financieros

Como alternativa a los estudios reveladores del efecto amplificador de las instituciones financieras, otros estudios plantean que dichas instituciones pueden tener un rol aislante de *shocks* originados en mercados financieros. Ello porque las instituciones que son inversionistas de largo plazo pueden sobrellevar las fluctuaciones transitorias en precios de activos financieros sin ver su valoración de mercado afectada significativamente.

Entre los estudios pioneros del rol aislante, Hanson *et al.* (2015) se enfocan en los bancos comerciales y en la importancia de contar con una fuente de

financiamiento estable para poder crear valor. En particular, señalan que los grandes bancos comerciales pueden sobrellevar situaciones de *fire sales* porque tienen pasivos «dormidos», con depositantes insensibles al valor de los activos del banco debido al seguro de depósitos del Gobierno. Esos bancos tienen una ventaja comparativa, pues su valuación no es afectada significativamente por los límites al arbitraje generadores de desviaciones transitorias en precios de activos, ya que pueden mantener, en sus portafolios de largo plazo, activos poco líquidos sujetos a fluctuaciones transitorias de precios, pero con bajo riesgo fundamental. Dichos autores también hacen una distinción, al igual que Shleifer y Vishny (2011) y Hanson *et al.* (2015), entre instituciones financieras con pasivos estables e inestables respecto a su interacción con las *fire sales*. Las primeras pueden invertir en activos poco líquidos y mantenerlos hasta el vencimiento, mientras que las segundas deben invertir en activos más líquidos porque su riesgo ante corridas es mayor. Estas últimas no pueden adoptar un rol aislante porque su estructura de pasivos las hace propensas a involucrarse en *fire sales*. Utilizando datos contemporáneos, comprueban empíricamente que las clases de activos más ilíquidas son mantenidas hasta su vencimiento por intermediarios menos inestables financieramente.

Similarmente, Diamond y Rajan (2011) hallan evidencia de cómo las instituciones con financiamiento inestable se ven obligadas a involucrarse en *fire sales*. Asimismo, Diamond y Dybvig (1983) y Gorton y Pennacchi (1990) discuten cómo las instituciones financieras pueden dar estabilidad a sus pasivos financieros para poder invertir en activos poco líquidos.

Chodorow-Reich *et al.* (2021) aportan al respecto cuando precisan que de la buena salud del mercado depende que una institución financiera con pasivos estables pueda adoptar el papel de *asset insulator*, evitando fricciones en el mercado financiero y protegiendo activos de las fluctuaciones transitorias debido a su hoja de balance estable y horizonte de inversión de largo plazo. Si las condiciones del mercado se deterioran lo suficiente, la institución puede perder su habilidad de invertir a largo plazo y tener que liquidar sus tenencias a precios de un mercado a la baja. Por ende, a medida que aumenta el riesgo de liquidación forzosa, la capacidad de aislar activos disminuye y las fluctuaciones transitorias de los activos financieros sí impactan la valorización de mercado. Dichos autores estiman el efecto traspaso de las tenencias de activos al valor de mercado de las compañías de seguros de vida en Estados Unidos y encuentran que, durante la crisis 2008-2009, la pérdida de un dólar en activos crea una pérdida de US\$ 1 en el valor de mercado de la compañía, versus un traspaso mucho menor –de aproximadamente US\$ 0.10– en otros años.

Estos resultados indican, bajo el marco de *asset insulation*, que: (i) el pequeño efecto traspaso en condiciones normales ejemplifica el rol aislante; pero, (ii) en tiempos de crisis, el riesgo de liquidación reduce la habilidad de mitigar *shocks*. Sin embargo, Chodorow-Reich *et al.* (2021) también demuestran que, durante dicha crisis, varias aseguradoras no cayeron en insolvencia porque fueron capaces de aislar –aunque sea parcialmente– gran parte de su portafolio de la gran dislocación en los precios. Esos autores concluyen recomendando que se evalúe empíricamente el rol aislante de otras instituciones financieras, de los fondos de pensiones en particular.

En síntesis, los estudios recientes plantean que las instituciones financieras pueden mitigar *shocks* transitorios. La explicación que ofrecen radica en que son inversionistas de largo plazo, con capacidad de soportar fluctuaciones en los precios de los activos sin que su valor de mercado varíe. Sin embargo, esta capacidad de aislar puede verse eliminada o muy reducida por el incremento del riesgo de liquidación durante una crisis. Ello nos motivó a indagar si las AFP son aislantes o amplificadoras de choques transitorios, en un contexto latinoamericano.

3. Marco analítico

3.1 Modelo teórico base

Según el modelo del rol aislante de activos de Chodorow-Reich *et al.* (2021), debido a los límites al arbitraje, pueden coexistir dos valorizaciones para un mismo activo. Una es la valorización fundamental (A^*t), que refleja el valor del activo para un inversionista de largo plazo, considerando los flujos de caja esperados descontados:

$$A^*_t = \mathbb{E}^*_t[\sum_t^\infty \delta^t C_t] \dots (1)$$

La otra es la valorización de mercado (A_t), que refleja condiciones transitorias y no coincide exactamente con el valor presente de los flujos de caja de los activos en cada punto del tiempo. Por ello, el precio de mercado de los activos puede representarse como una función del valor fundamental, donde w_t puede ser distinto de 1 y varía en el tiempo:

$$A_t = w_t A^*_t \dots (2)$$

Un aislante de activos es una institución capaz de protegerlos de las fluctuaciones transitorias al mantenerlos a largo plazo, y de crear valor a partir del diferencial entre el precio de mercado (A_t) y la valorización fundamental

(A^*). Ello causa que los accionistas fijen el valor de mercado del capital del intermediario (E_t) de manera diferente a la brecha entre el valor de mercado actual de sus activos y pasivos. En la ecuación (3), podemos observar que el valor de mercado del intermediario (E_t), en el largo plazo, se compone de: (i) el valor presente del precio de largo plazo de sus activos $\delta^T A_T$ (en el período T, que representa el momento en que es liquidado el activo); (ii) el valor presente de los cupones hasta el momento de liquidación $\sum_0^T \delta^t C_t$; y (iii) los pagos fijos de pasivos en cada período $\sum_0^\infty I$.

$$E_t = \mathbb{E}_t^*[\delta^T A_T + \sum_0^T \delta^t C_t - \sum_0^\infty I] \dots (3)$$

3.2 Aplicación a las AFP

Ese modelo puede ser aplicado al caso de las AFP en Chile, donde por ley deben invertir gran parte de su capital del mismo modo en que invierten los ahorros de sus afiliados. Este encaje legal suma cerca del 70% del patrimonio de esas AFP. Por ello, desagregamos el componente de activos ($\delta^T A_T$) de la ecuación (3), respecto a los activos del encaje legal ($\delta^T R_T$) y otros activos (O_t) en el balance de la AFP.

$$E_t = \mathbb{E}_t^*[\delta^T R_T + O_t + \sum_0^T \delta^t C_t - \sum_0^\infty I] \dots (4)$$

Como la inversión de los ahorros para la jubilación es a largo plazo, en condiciones normales, las AFP pueden esperar que las fluctuaciones en los precios de los activos en los fondos de pensiones se disipen, y no sea urgente venderlos. Por ello, consideramos el valor de mercado de los activos en el encaje legal en el largo plazo ($\delta^T R_T$); mientras que, para los otros activos, tomamos directamente el valor de liquidación en el período actual (O_t). Así, las AFP pueden crear valor al mantener activos a largo plazo en el encaje legal que, por el contrario, estarían sujetos a *shocks* de valorización. Con ello, se produce un efecto traspaso menor de 1 de los precios de los activos en el encaje al valor de mercado de las AFP (E_t). Esto se especifica reemplazando la ecuación (5) en la ecuación (4) y derivando la ecuación (6).

$$R_t = w_t R_t^* \dots (5)$$

$$E_t = \mathbb{E}_t^*[\delta^T w_t R_t^* + O_t + \sum_0^T \delta^t C_t - \sum_0^\infty I] \dots (6)$$

Solo los *shocks* que afectan el valor de largo plazo de los activos en el encaje legal afectan el valor de mercado de la AFP ($\partial E_t / \partial R_t^* = 1$). En cambio, los

shocks específicos al valor de mercado de los activos no deberían impactar sobre el valor de mercado de la AFP ($\partial Et/\partial wt = 0$), dado que por el encaje no van a poder liquidar sus posiciones. Por ello, en la ecuación (6) no aparece el término w_t y solo aparece el precio de los activos en el largo plazo. El promedio de las dos derivadas se traduce en un efecto traspaso menor de 1 en condiciones normales, ejemplificando el rol aislante de las AFP.

Sin embargo, dicho efecto traspaso depende de la salud financiera de la institución y la probabilidad de liquidación. Durante una crisis, los activos cotizan a grandes descuentos (w_t está muy debajo de 1) y las condiciones de las AFP pueden deteriorarse de tal forma que los inversionistas perciben que podrían liquidar sus posiciones a precios descontados. Así, a medida que los inversionistas perciben que la AFP podría perder su habilidad de aislar y cambiar su horizonte de inversión al corto plazo, la valorización a largo plazo de la AFP ya no aplica, y esta pasa a depender únicamente de la diferencia entre el valor de liquidación de sus activos ($w_t R_t^* + O_t$) y sus pasivos ($\frac{1}{\delta}$), como indica la ecuación (7):

$$E_t = w_t R_t^* + O_t - \frac{1}{\delta} \dots (7)$$

Dado que ($\partial Et/\partial wt > 0$), se incrementa el efecto traspaso. Es más, el efecto traspaso puede ser mayor de 1, pues la caída en el precio de los activos incrementa la probabilidad de costos por estrés financiero. Así, las AFP dejan de proteger a los activos de las turbulencias y se convierten en instigadoras de la dinámica de *fire sales*.

3.3 Efecto traspaso

En suma, si analizamos la ley de movimiento de la empresa en el modelo de Chodorow-Reich *et al.* (2021):

$$R_{i,t}^E = p_t^A R_{i,t}^A - p_t^L R_{i,t}^L + R_{i,t}^{OB} \dots (8)$$

el retorno de mercado de la AFP ($R_{i,t}^E$) depende del cambio en el valor de sus activos ($R_{i,t}^A$) y pasivos ($R_{i,t}^L$), escalado por el valor de mercado de la AFP, así como de otros factores subjetivos, incluidos en el valor de franquicia escalado ($R_{i,t}^{OB}$).

El coeficiente de interés es el p_t^A , que representa el efecto traspaso de los activos al valor de mercado de la AFP. El efecto traspaso p_t^A responde a lo siguiente: ¿cuál es el efecto en el valor de mercado de la AFP de una variación de US\$ 1 en el valor de los activos que posee? Al respecto, los resultados de

Chodorow-Reich *et al.* (2021) discrepan de la teoría de Modigliani-Miller, según la cual el intermediario financiero no crea valor al financiarse a valor de mercado y comprar activos a valor de mercado, planteando por ello que el valor de mercado del capital equivale a la diferencia entre el valor de mercado de activos y pasivos: $p^A_t = 1$ y $p^L_t = 1$. Mientras que, en realidad, los valores divergentes de p^A_t abren paso al análisis de los roles aislante y amplificador de intermediarios financieros, objeto de los estudios antes reseñados y de la presente investigación.

4. Metodología

Nuestra especificación empírica parte de la siguiente regresión mínimos cuadrados ordinarios (MCO):

$$R^E_{i,t} = \beta + p^A_t R^A_{i,t} + \alpha_t + \gamma_i X_t + \varepsilon_t \dots \quad (9)$$

$R^E_{i,t}$ es el retorno de mercado de la AFP i , mientras que $R^A_{i,t}$ es el cambio en el precio de mercado de los activos en el portafolio de la AFP, escalado por el valor de mercado de la AFP. Pero esta regresión puede producir una estimación sesgada de p^A_t , porque el rendimiento observado de los activos en el portafolio de la AFP podría estar correlacionado con los cambios en el valor de otros activos en los balances de las AFP, de sus pasivos y negocios futuros. Por ejemplo, una disminución de la tasa libre de riesgo aumentaría el valor tanto de los activos como de los pasivos.

De hecho, al ser endógena la selección de activos que mantienen las AFP, necesitamos instrumentalizar choques exógenos para identificar sin sesgos el parámetro de interés: p^A_t . Por ello, utilizamos variables instrumentales, enfocándonos en los retornos anormales y grandes de los activos en el encaje, valiéndonos de la variación en los retornos de los activos que se desvían sustancialmente de un *benchmark* de la industria en cada fecha. Así, al centrarnos en movimientos anormales grandes, además de controlar por los movimientos de precios agregados y específicos del sector, despejamos la endogeneidad, porque es improbable que una variable omitida pueda generar retornos anormales grandes. También hacemos una diferenciación entre los choques en períodos de crisis y en los sin crisis.

Primero, dividimos $R^A_{i,t}$, el retorno de los activos, en la parte que proviene de los activos para los que podemos construir un rendimiento, $R^A_{i,t}(T)$ (T denota «*traded*»), y la que proviene de los activos para los cuales no conocemos el rendimiento, $R^A_{i,t}(NT)$. Consideramos $R^{A,x}_{i,t}(T)$, que denota el retorno anormal y dividimos $R^{A,x}_{i,t}(T)$ en la parte procedente de activos con grandes

rendimientos anormales (sin escalar) $R^{A,x}_{i,t}(b)$, $b \subseteq T$ (b por «big»), y la parte procedente de activos sin grandes rendimientos anormales.

A continuación, aplicamos la especificación de variables instrumentales para estimar el efecto traspaso p^A_t separadamente para los períodos de crisis y sin crisis. Nuestra ecuación estructural contiene los efectos traspaso en crisis y no crisis de los retornos de los activos:

$$R^E_{i,t} = \beta + p^A_{crisis} I\{t \subseteq crisis\} R^A_{i,t}(T) + p^A_{noncrisis} I\{t \notin crisis\} R^A_{i,t}(T) + \alpha_t + \gamma_i X_t + \varepsilon_t \dots (10)$$

El período de crisis cubre de octubre de 2008 a diciembre de 2009, y también de enero de 2019 a julio de 2020. Cabe destacar que, a finales de julio de 2020, se dio en Chile la primera política de retiros de fondos de pensiones. Los retiros son fenómenos exógenos no generalizables, que implican venta forzosa de activos por parte de las AFP. Por ello, se excluye de la muestra el período entre agosto de 2020 a la fecha.

Así, los instrumentos de la primera etapa son los retornos anormales grandes en crisis, $I\{t \subseteq crisis\} R^{A,x}_{i,t}(b)$, y no crisis $I\{t \notin crisis\} R^{A,x}_{i,t}(b)$.

Entonces, agregamos y escalamos las rentabilidades de los activos de cada AFP para generar una rentabilidad a nivel de AFP sobre su cartera, y la rentabilidad procedente únicamente de las grandes rentabilidades anormales; tal que:

$$R^A_{i,t}(T) = \sum_j s_{i,j,t-1} \tilde{R}^A_{j,t} \dots (11)$$

$$R^{A,x}_{i,t}(b) = \sum_{j \in b} s_{i,j,t-1} \tilde{R}^{A,x}_{j,t} \dots (12)$$

$$s_{i,j,t} \equiv \frac{P_{j,t} Q_{i,j,t}}{E_{i,t}} \dots (13)$$

Donde $s_{i,j,t}$ denota las tenencias del activo j por parte de la AFPi como proporción del capital de mercado de la AFPi.

Respecto a la efectividad de nuestra estrategia de identificación, cabe enfatizar: primero, que el instrumento $R^{A,x}_{i,t}(b)$ incluye solo los rendimientos de los activos que se desvían sustancialmente del rendimiento de los activos del sector. Si los grandes retornos reflejan movimientos idiosincrásicos en el activo particular, en lugar de características sistemáticas que la AFP tiene como objetivo para su cartera, entonces no estarán correlacionados con otras partes del balance. Segundo, tanto el instrumento como la variable endógena incluyen solo la parte del rendimiento de estos activos que no se explica por el

sector. Por ende, los factores comunes a todos los rendimientos de los activos en una fecha determinada no contaminan la estimación del efecto traspaso, p^A_t .

Adicionalmente, eliminamos los efectos fijos de tiempo (α_t) e incluimos variables de control ($\gamma_i'X_t$). Porque el efecto fijo de fecha α_t , al controlar paramétricamente las perturbaciones macro que afectan a todas las AFP por igual, conduciría al error de explicar el efecto traspaso por el aumento de las correlaciones entre activos durante una crisis. En cambio, el término $\gamma_i'X_t$ permite a las AFP cargar de forma diferente los factores agregados contenidos en X_t que también podrían estar correlacionados con sus elecciones de cartera. En nuestra especificación de referencia, X_t contiene el rendimiento del bono del Tesoro de Estados Unidos a 10 años.

En suma, nuestra identificación asume que $R^{Ax}_{i,t}(b)$ no está correlacionado con los retornos de otras partes del balance de la AFP_{*i,t*}, ni con los cambios en el valor de otros negocios no capturados por los efectos fijos de tiempo (α_t) o las variables de control ($\gamma_i'X_t$).

5. Análisis de resultados

5.1 Sección empírica

5.1.1 Datos y variables

Nos basamos en datos mensuales publicados por la Superintendencia de Pensiones de Chile (SPC) y datos en línea de Terminal Bloomberg, de octubre de 2008 a julio de 2020.

Con esos datos, construimos un índice (en adelante, «el Índice») del retorno de los activos de las AFP, considerando los retornos de los fondos de pensiones (A, B, C, D, E) y ponderándolos por el peso de cada fondo en el encaje legal de cada AFP.

Para armar la variable instrumental por activo, recurrimos a los montos de inversión (US\$) en cada activo del portafolio de cada AFP; los cuales, al contener el precio por la cantidad de cada instrumento en cada mes en el período de análisis ($P_{j,t}Q_{ij,t}$), son necesarios para escalar las rentabilidades anormales de los activos de cada AFP. Estos montos de inversión mensuales por activo pueden extraerse de la página web de la SPC para bonos locales, acciones de empresas locales y activos extranjeros.

Tuvimos que excluir los siguientes activos con información faltante en dicha fuente de la SPC: fondos mutuos y de inversión locales, activos alternativos nacionales, bonos financieros locales y activos de instituciones estatales. Pero para nuestro análisis no es una limitación relevante la exclusión de los

fondos mutuos / de inversión locales y activos alternativos nacionales, porque solo representan ~2.5% del portafolio de las AFP en promedio. Tampoco resulta problemática la exclusión de los bonos financieros locales (<15%), porque la información disponible sobre los bonos financieros extranjeros nos permite capturar la dinámica del sector financiero; ni la exclusión de los bonos de instituciones estatales (<20%), dado que, utilizando efectos fijos, controlamos por las perturbaciones macroeconómicas que afectan a todas las AFP por igual.

Y de Bloomberg obtuvimos el capital de mercado (*market capitalization*) de cada AFP en cada mes durante el período de análisis de $(E_{i,t})$, necesario para identificar el peso por el cual se pondera cada retorno anormal: $s_{i,j,t} \equiv \frac{P_{j,t}Q_{j,t}}{E_{i,t}}$.

También utilizamos Terminal Bloomberg para obtener los retornos del instrumento en cada mes del período de análisis, tomando los precios en la moneda original del instrumento (para excluir el efecto del tipo de cambio) y calculando el retorno mensual. Cabe resaltar que solo nos fue posible obtener el retorno de los activos públicos, pero que estos son representativos para explicar el retorno del portafolio completo de la AFP; ya que, como muestran las tablas 1, 2 y 3, el retorno de esos activos públicos tiene un efecto positivo y significativo al 99% sobre el retorno de la AFP. Por ello, analizamos la relación entre el retorno del Índice contra el retorno de la AFP, obteniendo un estimador positivo y significativo. Esta relación fuerte nos permitió emplear el retorno del Índice como *proxy* del retorno de los activos de la AFP y usar ambas variables indistintamente al correr regresiones. Consecuentemente, analizamos el efecto del retorno de los activos públicos sobre el retorno del Índice; el cual resultó ser positivo y significativo, quedando clara así la representatividad de los activos considerados para el instrumento.

Por último, a fin de identificar los activos que tienen retornos grandes anormales, fue necesario calcular $R^{A^x}_{i,t}(b)$. Para ello, clasificamos los activos en análisis por industria y los comparamos contra el *benchmark* en cada fecha, obtenido de Bloomberg. Consideramos los retornos que se desvían sustancialmente del *benchmark*, aplicando un criterio validado por especialistas (6% en valor absoluto, según Chodorow-Reich *et al.*, 2021). Y de Terminal Bloomberg obtuvimos el rendimiento del bono del Tesoro de Estados Unidos a 10 años.

Tabla 1
Regresión del retorno de la AFP contra el retorno de los activos públicos

	Oct. 2008 – Jul. 2020
	Retorno de la AFP
Retorno de los activos	2.864*** (4.05)
Constante	0.00612 (1.49)
N	284

Notas. t *statistics* entre paréntesis. *** p<0.001.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Tabla 2
Regresión del retorno de la AFP contra el retorno del Índice

	Oct. 2008 – Jul. 2020
	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	1.239*** (6.42)
Constante	0.000944 (0.23)
N	284

Notas. t *statistics* entre paréntesis. *** p<0.001.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Tabla 3
Regresión del retorno del Índice contra el retorno de los activos públicos

	Oct. 2008 – Jul. 2020
	Retorno del Índice
Retorno de los activos	2.250*** (13.91)
Constante	0.0042*** (4.49)
N	284

Notas. t *statistics* entre paréntesis. *** p<0.001.

Fuentes: SPC(2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

5.1.2 Modelo empírico y estadísticos obtenidos

Para evaluar la validez de nuestra hipótesis, pusimos a prueba el modelo teórico. Corrimos un modelo con variables instrumentales y efectos fijos por mes. La variable dependiente es el retorno de mercado de la AFP ($R_{i,t}^E$), y la variable independiente es el retorno del Índice ($R_{i,t}^A$) como *proxy* del retorno de los activos de la AFP, instrumentalizado por los grandes retornos anormales ($R_{i,t}^{A,x}(b)$). Las variables independientes son: una *dummy* que toma el valor de 1 cuando ocurre una crisis y cero en caso contrario, y la interacción entre esa *dummy* y el coeficiente estimado de la regresión entre $R_{i,t}^A$ y $R_{i,t}^{A,x}(b)$. Y la variable de control es el rendimiento (*yield*) del bono del Tesoro de Estados Unidos a 10 años.

Definimos la variable $R_{i,t}^{A,x}(b)$ como la sumatoria del retorno de los activos ($R_{i,t}^A$) que exceden, en valor absoluto, el retorno promedio de la industria a la que pertenecen en +6%, porcentaje propuesto por Chodorow-Reich *et al.* (2021). Así, en la primera etapa del modelo, empleamos el gran retorno anormal $R_{i,t}^{A,x}(b)$ como instrumento para el retorno del Índice ($R_{i,t}^A$).

Además, separamos el período de estudio (Oct. 2008 – Jul. 2020) en dos muestras (Oct. 2008 – Dic. 2014 y Ene. 2015 – Jul. 2020) debido a que, en el período completo, la duración de la época sin crisis es mucho mayor que la duración de la época con crisis. Ello causaba multicolinealidad. No logramos capturar el impacto de la crisis por la COVID-19, porque excluimos los meses a partir de Jul. 2020 debido a los retiros de fondos legalmente permitidos desde entonces.

Tabla 4
Regresión entre el retorno del Índice y el instrumento (retorno anormal grande)

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Ene. 2015 – Jul. 2020
	Retorno del Índice	Retorno del Índice
Retorno anormal grande	8.239*** (7.77)	4.184*** (9.46)
<i>Yield Treasury 10yr</i>	-0.000609 (-0.25)	0.00149 (0.59)
<i>Dummy crisis</i>	-0.00334 (-0.95)	0.00686* (2.03)
Constante	0.00672** (1.08)	0.0000215 (0.00)
N	150	134

Notas. t *statistics* entre paréntesis. ** p<0.01 *** p<0.001.
Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Cabe destacar la relevancia del instrumento empleado, evidenciada por los resultados de la primera etapa del modelo (tabla 4). Así, en ambas muestras (Oct. 2008 – Dic. 2014 y Ene. 2015 – Jul. 2020), el retorno anormal grande tiene un efecto positivo y significativo al 99% sobre el retorno del Índice, demostrativo de la existencia de una relación directa entre el instrumento y la variable dependiente. Además, la magnitud del impacto es mayor en la muestra Oct. 2008 – Dic. 2014, debido a que hay una menor proporción de activos públicos para dicho período.

A la luz de la regresión principal (tabla 5), se concluye, para la muestra Oct. 2008 – Dic. 2014, que en crisis es positivo y significativo al 95% el impacto del retorno anormal grande sobre el retorno de la AFP. Para Dic. 2015 – Jul. 2020, este impacto es no significativo y de poca magnitud, pero sigue siendo positivo. Como se esperaba, los años comprendidos en la primera muestra hacen que sus resultados reflejen mejor el impacto de la crisis, razón por la cual los priorizamos sobre los resultados de la segunda muestra. Por otro lado, en épocas sin crisis, el impacto del retorno de los activos es no significativo y muy cercano a cero, para ambas muestras. Las otras variables tienen un impacto no significativo sobre el retorno de la AFP.

Tabla 5
Regresión principal con variable instrumental y efectos fijos

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Dic. 2015 – Jul. 2020
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.711 (0.62)	0.277 (0.17)
Interacción	4.194* (1.97)	0.800 (0.45)
<i>Yield Treasury 10yr</i>	0.00904 (0.77)	0.00448 (0.35)
<i>Dummy crisis</i>	-0.0451 (-1.67)	-0.0238 (-1.56)
1.mes	0	0
...	(.)	(.)
75.mes / 67.mes / 142.mes	0.00545 (0.07)	-0.00225 (-0.03)
Constante	-0.0346 (-0.63)	-0.00848 (-0.16)
N	150	134

Notas. t statistics entre paréntesis. * p<0.05.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

5.2 Discusión de resultados

5.2.1 Análisis

Los resultados obtenidos respaldan nuestra hipótesis. En efecto, el coeficiente $p^A_{noncrisis}$ no significativo indica que el efecto traspaso de las tenencias de activos al valor de mercado de las AFP es menor de 1 en períodos sin crisis. Y el coeficiente p^A_{crisis} , significativo y mayor de 1 para la muestra de Oct. 2008 a Dic. 2014, es señal de que, durante esa crisis, las AFP han amplificado la caída de precios de los activos financieros. Bajo el marco de *asset insulation*, esos resultados indican que: (i) el pequeño efecto traspaso en condiciones normales ejemplifica el rol aislante; pero, (ii) en crisis, el riesgo de liquidación reduce la habilidad de mitigar *shocks*, y estos son amplificados.

El hecho de que, en años sin crisis, el traspaso tenga un valor sustancialmente inferior a uno y potencialmente igual a cero, es un reflejo de los límites del arbitraje que generan variaciones en precios de mercado de activos no relacionadas con sus valores a largo plazo.

Similarmente al estudio de Chodorow-Reich *et al.* (2021), el nuestro también rechaza el planteo de irrelevancia formulado por la teoría de Modigliani-Miller, según el cual el valor de mercado del capital equivale a la diferencia entre el valor de mercado de los activos y los pasivos con $p^A_t = 1$. Los datos rechazan la igualdad de los coeficientes durante y fuera de crisis, así como también que el coeficiente fuera de crisis sea igual a 1. Los divergentes valores hallados de p^A_t en crisis y no crisis refuerzan los análisis de los sendos roles amplificador y aislante de los intermediarios financieros.

5.2.2 Pruebas de robustez

Realizamos una serie de pruebas a fin de evaluar la robustez de los resultados. Primero, con un modelo sencillo sin variables instrumentales ni efectos fijos; segundamente, con la regresión principal sin efectos fijos; y, terceramente, mediante la misma regresión, pero con dos criterios distintos para definir el instrumento. También optamos por comparar entre ventanas de la muestra agregándoles años (Oct. 2008 – Dic. 2014, Oct. 2008 – Dic. 2016, Oct. 2008 – Dic. 2018), para evaluar si nuestros resultados se sostienen en períodos más largos. Por último, evaluamos si nuestros resultados se mantienen cuando se consideran no solo las crisis de gran magnitud internacional, sino también las desencadenadas por problemas políticos/sociales internos de Chile. Específicamente:

Primero, utilizamos un MCO sencillo, sin variables instrumentales ni efectos fijos, donde la variable dependiente sigue siendo el retorno de la AFP, y las explicativas son el retorno del Índice y una interacción entre la *dummy* de crisis y el retorno del Índice. Cuyos resultados (tabla 6) indican que, en crisis, el efecto del retorno de los activos sobre el retorno de la AFP es mayor de uno y significativo para todas las muestras. En cambio, sin crisis ese efecto es cercano a cero (a excepción de la muestra Oct. 2008 – Dic. 2014). Estos resultados son consistentes con los obtenidos de la regresión principal para la muestra 2008-2014, en términos de signos y de la divergencia entre el efecto traspaso durante y sin crisis.

Tabla 6
Prueba de robustez 1

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Oct. 2008 – Dic. 2016	Oct. 2008 – Dic. 2018
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	1.193** (2.87)	0.696* -2.03	0.742* (2.45)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x retorno del Índice)	1.236* (2.30)	1.739*** -3.65	1.700*** (3.89)
Constante	0.0113 (1.87)	0.00936 (1.86)	0.00709 (1.65)
N	150	198	246

Notas. *t statistics* entre paréntesis. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

En segundo lugar, aplicamos una regresión similar a la regresión principal, pero sin efectos fijos por mes y excluyendo el control del rendimiento (*yield*) del bono del Tesoro de Estados Unidos. El resultado (tabla 7) indica un efecto positivo y significativo del retorno de los activos sobre el retorno de las AFP en épocas con crisis para todas las muestras evaluadas, mientras que tal efecto es cercano a cero en magnitud y no significativo en épocas sin crisis.

Tabla 7
Prueba de robustez 2

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Oct. 2008 – Dic. 2016	Oct. 2008 – Dic. 2018
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.235 (0.18)	0.572 (0.51)	0.855 (0.87)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x estimado de la regresión principal)	5.082* (2.08)	4.705* (2.12)	5.208* (2.10)
<i>Dummy</i> crisis	-0.0544* (-2.37)	-0.0412* (-2.14)	-0.0383* (-2.04)
Constante	0.0252* (2.19)	0.0145 (1.66)	0.00927 (1.29)
N	150	198	246

Notas. El estimado de la regresión principal se obtuvo mediante la regresión entre el retorno del Índice y el retorno anormal grande, con la condición de que el exceso de retorno sobre el promedio de la industria en valor absoluto sea mayor del 6%. *t* statistics entre paréntesis. * $p < 0.05$.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Tabla 8
Prueba de robustez 3

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Oct. 2008 – Dic. 2016	Oct. 2008 – Dic. 2018
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.4616 (0.38)	0.8725 (0.85)	1.1305 (1.37)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x estimado de la regresión principal)	5.8676* (1.91)	3.909 (1.23)	3.532 (0.96)
<i>Yield Treasury 10yr</i>	0.0083 (0.69)	0.0251 (1.9)	0.0081 (0.77)
<i>Dummy</i> crisis	-0.0411 (0.11)	-0.0535 (-2.24)	-0.0157 (-0.83)
1.mes	0	0	0
...	(.)	(.)	(.)
n-ésimo.mes	-0.0043 (-0.06)	0.0032 (0.04)	-0.0381 (-0.53)
Constante	-0.0398 (-0.71)	-0.044 (-0.78)	-0.0581 (-0.98)
N	150	198	246

Notas. El estimado de la regresión principal se obtuvo mediante la regresión entre el retorno del Índice y el retorno anormal grande, con la condición de que el exceso de retorno sobre el promedio de la industria sea en valor absoluto mayor que su desviación estándar. *t* statistics entre paréntesis. * $p < 0.05$.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

En tercer lugar, aplicamos la regresión principal con dos criterios distintos al propuesto por Chodorow-Reich *et al.* (2021) para definir el instrumento. Como primer criterio alternativo, planteamos que sean retornos anormales grandes aquellos cuyo exceso sobre el promedio de la industria en valor absoluto es mayor que su desviación estándar. Así, obtuvimos (tabla 8) que, en todas las muestras, el efecto de los retornos de los activos sobre el retorno de la AFP es positivo en épocas con crisis, aunque solo es significativo en la primera muestra, probablemente porque esta captura mejor la crisis *subprime*. En épocas sin crisis, dicho efecto es cercano a cero y no significativo.

El otro criterio alternativo consistió en considerar como retornos anormales grandes aquellos cuyo exceso sobre el promedio de la industria al cuadrado es mayor que su varianza. En este caso, al igual que en el anterior, obtuvimos (tabla 9) que, en todas las muestras, el efecto del retorno de los activos sobre el retorno de la AFP es positivo en épocas con crisis, aunque significativo solo en la primera muestra. En épocas sin crisis, ese efecto es cercano a cero y no significativo.

Tabla 9
Prueba de robustez 4

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Oct. 2008 – Dic. 2016	Oct. 2008 – Dic. 2018
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.3441 (0.27)	0.9722 (0.78)	0.8681 (1.06)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x estimado de la regresión principal)	6.6367* (1.86)	5.145 (1.12)	4.498 (1.12)
1.mes	0	0	0
...	(.)	(.)	(.)
n-ésimo.mes	0.0031 (0.04)	0.0072 (0.09)	-0.0387 (-0.54)
Constante	-0.0426 (-0.77)	0.0066 (0.13)	-0.0459 (-0.97)
N	150	198	246

Notas. El estimado de la regresión principal se obtuvo mediante la regresión entre el retorno del Índice y el retorno anormal grande, con la condición de que el exceso de retorno sobre el promedio de la industria al cuadrado sea mayor que su varianza. *t statistics* entre paréntesis. * $p < 0.05$.
Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Por último, optamos por aplicar la regresión principal agregándole como períodos de crisis los meses en que hubo crisis locales en Chile. Identificamos estos períodos con base tanto en el PBI de Chile como en coyunturas de inestabilidad interna en ese país. Incluimos así los meses en que el PBI fue negativo o decreció en una magnitud mayor que la desviación estándar del PBI promedio en valor absoluto. E incluimos también las siguientes coyunturas de inestabilidad por cuestiones políticas/sociales/económicas internas: movilizaciones

estudiantiles en 2011 por el rechazo al fuerte carácter privado y comercial del sistema educativo; la crisis política durante el gobierno de Michelle Bachelet, entre octubre de 2015 y julio de 2016; y el estallido social por el alza de la tarifa en el sistema del transporte público de Santiago en octubre de 2019. Al asignar para esos el valor de 1 a la variable *dummy*, obtuvimos (tabla 10) que el impacto del retorno de los activos sobre el retorno de la AFP es positivo, de gran magnitud, pero no significativo. Lo cual indicaría que, en las etapas de crisis internas, las expectativas de los inversionistas en torno a la probabilidad de falla de las AFP no aumentan suficientemente para gatillar un significativo efecto traspaso mayor de 1. Sin crisis, el impacto es muy cercano a cero y no significativo, consistente con el rol aislante.

Tabla 10
Prueba de robustez 5

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Dic. 2015 – Jul. 2020
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.0662 (0.04)	0.5059 (-0.22)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x estimado de la regresión principal)	4.5249 (1.47)	1.678 (0.68)
<i>Yield Treasury 10yr</i>	0.0126 (0.96)	0.0062 (0.42)
<i>Dummy</i> crisis	-0.0316 (-1.24)	-0.0189 (-0.76)
1.mes	0	0
...	(.)	(.)
75.mes / 67.mes / 142.mes	-0.0902 (-0.95)	0.023 (0.27)
Constante	-0.0209 (-0.36)	-0.0248 (-0.47)
N	150	134

Nota. t *statistics* entre paréntesis.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

En síntesis, nuestros hallazgos se sostienen frente a distintas variaciones en el método de estimación. Tanto para el caso de la regresión con MCO como para la regresión con variables instrumentales sin efectos fijos, el coeficiente que refleja el efecto del retorno de los activos es positivo y significativo durante crisis; y, sin crisis, este efecto es de magnitud cercana a cero. Al emplear dos criterios alternativos para definir el instrumento, se mantienen ambos resultados, aunque el efecto en crisis solo muestra significancia en la primera muestra debido a que esta captura mejor la crisis. El efecto del retorno de los activos resulta no significativo, tanto en crisis como sin crisis, únicamente cuando está asociado a crisis internas; indicando así que estas no han sido de la magnitud o duración suficiente para gatillar un efecto traspaso mayor de 1, probablemente debido a que los inversionistas no percibieron un incremento preocupante en la probabilidad de liquidación a corto plazo de las AFP. Dado que un gran porcentaje de activos del portafolio de las AFP se rigen por factores internacionales, los inversionistas reaccionan más ante crisis globales y salidas de capitales.

5.2.3 Implicancias de política

Según nuestro marco analítico, en crisis, el efecto traspaso puede ser mayor de 1, dado que la caída en el precio de los activos incrementa la probabilidad de costos por estrés financiero. Así, los inversionistas perciben que las AFP pueden perder su habilidad de proteger a los activos de las turbulencias y convertirse en instigadoras de *fire sales*. Según nuestros hallazgos, la magnitud de dicho efecto puede mucho mayor que 1, en señal de una sobrereacción de inversionistas al entrar en una crisis de duración y consecuencias inciertas. A ello agréguese que el mercado de valores latinoamericano tiene problemas estructurales y su eficiencia es imperfecta. Esto implica que sus agentes pueden guiarse menos por los fundamentos de largo plazo durante una crisis, y reaccionar bruscamente en un contexto de salidas de capitales e incrementada percepción del riesgo de liquidaciones de AFP. Y también implica que los costos por estrés financiero enfrentados por las AFP en Latinoamérica sean mayores que los de un mercado desarrollado, dada su menor fortaleza institucional. La confluencia de estos factores explicaría nuestro hallazgo de la magnitud muy por encima de 1 del efecto traspaso en época de crisis.

El análisis de tales factores daría lugar a interesantes extensiones de la presente investigación, que permitirían entender mejor la sobrereacción del mercado en época de crisis. Bajo el marco de *asset insulation*, la AFP crea valor para el accionista al proteger el valor de mercado de los activos en su portafolio, de choques transitorios a los precios de tales. Pero los jubilados

no se benefician de esta creación de valor, porque reciben su pensión según el valor de liquidación de los activos en el momento de jubilarse. Lo cual no implica que sería beneficioso para los pensionistas ser dueños de acciones de la AFP, en lugar de serlo de una cuota del fondo de pensiones, porque se verían expuestos a choques idiosincráticos de la AFP y al gran efecto amplificador de caídas en precios de activos del portafolio en épocas de crisis. Una mejor alternativa de política para proteger al pensionista sería que los fondos de pensiones puedan cotizar en bolsa, y así los pensionistas estén menos expuestos al riesgo idiosincrático de la AFP y además tengan la posibilidad de vender sus cuotas a precio de mercado. Así, el pensionista podría beneficiarse de la creación de valor al vender a precio de mercado, el cual debiera regirse por los valores fundamentales de largo plazo de los activos en el fondo.

Cabe preguntarse si nuestros resultados para el caso chileno también podrían ser válidos para el peruano, dada la similitud en la legislación y el funcionamiento del Sistema Privado de Pensiones. En Chile, el encaje legal es el 1% de los fondos de pensiones, lo cual establece una relación directa entre la rentabilidad de la AFP y el desempeño de los fondos de pensiones. En el Perú, este encaje no es un porcentaje fijo de los fondos de pensiones, sino que varía según el nivel de riesgo de los valores en los que está invertido el fondo. En una contracción económica, el BCRP reduce el encaje para disminuir las restricciones al crédito y brindar liquidez a la economía. Esto puede causar que las AFP vendan activos y el rol amplificador se vea reforzado. También puede suceder que el encaje actúe como una protección de la rentabilidad de la AFP durante una crisis, lo que amenguaría el efecto amplificador. Por otro lado, la mayor rigidez que enfrentan las AFP en el Perú en materia de límites a la inversión y comisiones por saldo puede afectar la estimación del efecto amplificador/aislante si se usa la metodología empleada para Chile. Por ello, un estudio similar para el Perú debería considerar las comisiones por saldo, los límites a la inversión y la estructura del encaje.

5.3 Limitaciones

Respecto a la disponibilidad de información, la SPC no presenta los montos de inversión mensuales por activo de todos los activos en el portafolio de las AFP. Por ello, nuestro estudio tuvo que excluir a los fondos mutuos y de inversión locales, activos alternativos nacionales, bonos financieros locales y activos estatales. Sería mejor tener la información completa. Asimismo, los datos del SPC son mensuales. Utilizar datos diarios tal vez hubiera arrojado resultados más precisos.

Otra limitación es que los retornos de muchos activos dentro del portafolio de las AFP son privados; por tanto, no pudimos tomarlos en cuenta en el estudio.

Asimismo, a pesar de que en Chile existan actualmente siete AFP, nos hemos enfocado solo en las dos más líquidas (Hábitat y Provida). Dichas AFP son las únicas que cotizan en la Bolsa de Santiago y tienen una frecuencia de negociación suficiente para el estudio. Esto limita el estudio y lo vuelve difícilmente generalizable.

Finalmente, no nos hemos enfocado en el período de la crisis por la COVID-19, cuando se permitieron retiros de fondos pensionarios y estos ocuparon un lugar protagónico en el ámbito político chileno. El enfoque de nuestro trabajo no permite entender realmente el rol o impacto de las AFP durante ese período. Está por verse si el uso político de dichos retiros se repite o no en adelante, y así futuros estudios empíricos podrán evaluar su impacto en el rol amplificador o aislante de las AFP.

6. Conclusiones y recomendaciones

El presente estudio ha analizado empíricamente si las AFP en Chile, que son inversionistas institucionales con gran peso en el mercado financiero de ese país, han desempeñado un rol aislante o amplificador de turbulencias financieras durante el período 2008-2020. Con tal fin, hemos buscado responder la siguiente pregunta específica: ¿cuál es el efecto traspaso del cambio en el precio de los activos que mantienen las AFP en Chile sobre su retorno de mercado?, planteándonos como hipótesis que dicho efecto traspaso en épocas de volatilidad normal es distinto que en épocas de crisis. Específicamente, que en épocas normales el efecto es menor que 1, en señal de que las AFP cumplen un rol aislante, porque son capaces de mantener sus inversiones a largo plazo y superar etapas de *fire sales* de activos sin que estas afecten significativamente su valorización de mercado; mientras que, en épocas de crisis, el efecto es mayor de 1, en señal de que las AFP amplifican el impacto de caídas en precios de activos financieros en su portafolio sobre su valorización de mercado, debido a que se incrementan el riesgo de liquidación que enfrentan y los límites al arbitraje.

Utilizando variables instrumentales, logramos resultados que verifican nuestra hipótesis con cierto grado de confianza, validados por pruebas de robustez. Así, el resultado de que el coeficiente $p^A_{noncrisis}$ es no significativo verifica nuestra hipótesis de que, en épocas normales, ha sido menor que 1 el efecto traspaso de caídas en precios de tenencias de activos al valor de mercado

de las AFP en Chile. Y que el coeficiente p^A_{crisis} resulte significativo y mucho mayor que 1 para la muestra Oct. 2008 – Dic. 2014 verifica nuestra hipótesis respecto a épocas de crisis: en estas, dichas AFP han amplificado el impacto sobre su valor de mercado de caídas en precios de activos en su portafolio. Ambos resultados se explican bajo el marco de *asset insulation*.

Lo cual implica que las AFP pueden cumplir un rol aislante de fluctuaciones financieras en épocas normales, mitigando el impacto sobre su valor de mercado de choques transitorios a precios de activos financieros en su portafolio, debido a sus pasivos estables y a su horizonte de inversión de largo plazo. Pero esa función mitigante se debilita o anula en tiempos de crisis, debido al incremento del riesgo de liquidación que las puede convertir en amplificadoras de choques transitorios.

Si bien es cierto que la creación de valor de largo plazo asociada al *asset insulation* beneficia más a los accionistas de la AFP que a los jubilados, para los pensionistas no sería beneficioso ser dueños de acciones de la AFP en vez de ser dueños del valor cuota del fondo de pensiones, pues se verían expuestos a choques idiosincráticos de la AFP y al efecto amplificador de caídas en precios de activos del portafolio durante una crisis. Mejor sería que los fondos de pensiones puedan cotizar en la bolsa; así los pensionistas no se verían expuestos al riesgo idiosincrático de la AFP y podrían vender sus participaciones a precio de mercado.

Sobre posibles estudios futuros, cabe señalar que, si bien el Sistema Privado de Pensiones peruano es similar legal y operativamente al chileno, existen tres diferencias. En el Perú: (i) el encaje no es un porcentaje fijo de los fondos de pensiones; (ii) son más rígidos los límites a la inversión; y (iii) existen comisiones por saldo. Por ello, de realizarse un estudio similar al nuestro, pero aplicado al caso peruano, la metodología tendría que ser modificada para considerar esas tres diferencias, a fin de que no causen ruido en la estimación del efecto amplificador/aislante. También invitamos a profundizar sobre los factores que pueden propiciar o frenar la repetición de los retiros permitidos como paliativos durante la crisis de la COVID-19, y sobre cómo impactaría ello en el rol aislante o amplificador de las AFP. Si se generaliza el recurso a tales retiros, estos pueden forzar *fire sales* que potenciarían el rol amplificador de las AFP en épocas de crisis.

Referencias bibliográficas

Bernanke, B. S. (1983). Nonmonetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression. *American Economic Review*, 73(3), 257-276. doi:10.3386/w1054

- Chodorow-Reich, G., Ghent, A. C., & Haddad, V. (2021). Asset insulators. *Review of Financial Studies*, 34(3), 1509-1539. doi:10.2139/ssrn.2810553
- Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419. doi:10.1086/261155
- Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2011). Fear of fire sales, illiquidity seeking, and credit freezes. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(2), 557-591. doi:10.1093/qj/qlr012
- Dixon, L., Clancy, N., & Kumar, K. B. (2012). *Hedge funds and systemic risk*. RAND Corporation. https://www.rand.org/.../pubs/.../2012/RAND_MG1236.pdf
- Dow, J. (2004). Is liquidity self-fulfilling? *The Journal of Business*, 77(4), 895-908. doi:10.1086/422628
- Duffie, D., Gârleanu, N., & Pedersen, L. H. (2005). Over-the-counter markets. *Econometrica*, 73(6), 1815-1847. doi:10.1111/j.1468-0262.2005.00639.x
- Ellul, A., Jotikasthira, C., & Lundblad, C. T. (2011). Regulatory pressure and fire sales in the corporate bond market. *Journal of Finance*, 101(3), 596-620. doi:10.2139/ssrn.1362182
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States 1867-1960*. Princeton University Press. <https://www.jstor.org/stable/j.ctt7s1vp>
- Gorton, G., & Pennacchi, G. (1990). Financial intermediaries and liquidity creation. *Journal of Finance*, 45(1), 49-71. doi:10.1111/j.1540-6261.1990.tb05080.x
- Hanson, S. G., Shleifer, A., Stein, J. C., & Vishny, R. W. (2015). Banks as patient fixed-income investors. *Journal of Financial Economics*, 117(3), 449-469. doi:10.1016/j.jfineco.2015.06.015 0304-405X
- He, Z., & Krishnamurthy, A. (2013). Intermediary asset pricing. *American Economic Review*, 103(2), 732-770. doi:10.1257/aer.103.2.732
- Kasa, K. (1998). Borrowing constraints and asset market dynamics: Evidence from the Pacific Basin. *FRBSF Economic Review*, 3, 17-28. <https://www.frbsf.org/economic-research/wp-content/uploads/sites/4/17-28.pdf>
- Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248. doi:10.1086/262072
- Shleifer, A., & Vishny, R. (1997). The limits of arbitrage. *Journal of Finance*, 52(1), 35-55. <https://www.jstor.org/stable/i340182>
- Shleifer, A., & Vishny, R. (2011). Fire sales in finance and macroeconomics. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 29-48. doi:10.1257/jep.25.1.29
- SPC. (2021). *Superintendencia de Pensiones de Chile*. <https://www.spensiones.cl/portall/institucional/594/w3-channel.html>

¿Existe complementariedad entre las redes de transporte y la asociatividad de agricultores? Efectos sobre el rendimiento productivo⁷

Mauricio González Campana
Paloma Domenack Juscamaita

1. Introducción

Una rama importante de los estudios sobre agricultura se ha enfocado en analizar los efectos de la provisión de redes de transporte sobre la productividad agrícola. La evidencia es mixta al respecto. Un grupo de autores señala que la construcción de caminos tiene un efecto positivo sobre la productividad, debido a que reduce los costos de transacción e incrementa el valor de los productos agrícolas (Adamopoulos, 2011; Wu *et al.*, 2019). Mientras que otro grupo de autores no encuentra evidencia que sostenga tal efecto y argumenta que la construcción de caminos genera, *ceteris paribus*, que los agricultores emigren a otras ocupaciones (Asher & Novosad, 2020; Gebresilasse, 2018). Pese a esas discrepancias, parece existir un consenso sobre que las redes de transporte influyen en la especialización agrícola, entendida como el recorte voluntario de la variedad de cultivos producidos y comercializados (Yang & Liu, 2012). Al respecto, algunos estudios muestran que la construcción de caminos permite un mejor aprovechamiento de ventajas comparativas locales, que incentiva a los agricultores a especializarse (Adamopoulos, 2011; Aguirre *et al.*, 2018; Gebresilasse, 2018). Pero esta menor diversificación podría incrementar su exposición al riesgo, dejándolos muy vulnerables a

⁷ 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 2022. Los autores agradecen a la profesora Joanna Kamiche, por sus valiosos aportes y apoyo incondicional como asesora durante la elaboración de este trabajo.

la volatilidad de precios (De Roest, Ferrari, & Knickel, 2018). Con ello, el impacto final de las redes de transporte sobre la productividad agrícola se hace menos evidente.

Por otro lado, existe evidencia de que la pertenencia a asociaciones agrícolas ayuda a mitigar los riesgos de mercado, especialmente para pequeños agricultores. Ello, por medio de: (i) mayor acceso a información de precios y tecnología (Markelova *et al.*, 2009); (ii) obtención de mejores precios en mercados de insumos y bienes finales (Fischer & Qaim, 2012; Wollni & Zeller, 2007); y (iii) reducción de costos de transacción (Markelova *et al.*, 2009). De hecho, Zhang, Ju y Zhan (2019) muestran que los agricultores perciben la decisión de asociarse como un instrumento de mitigación de riesgo, al cual suelen acceder junto con un seguro agrícola.

Lo anterior sugiere que el acceso conjunto a los beneficios provistos por las redes de transporte, y a la mitigación de riesgo ofrecida por la pertenencia a una asociación, puede repercutir en una mayor productividad agrícola. Nuestro interés por analizar esta relación se explica porque ha sido poco estudiada y porque la literatura especializada muestra que la complementariedad entre el acceso a redes de transporte y a otros servicios, como el de extensión agrícola, puede tener un impacto significativo sobre la productividad e incluso mayor que el resultante de ambos servicios individualmente (Gebresilashe, 2018)⁸. Por ello, esta investigación nuestra busca determinar si efectivamente existe una complementariedad entre la construcción de caminos y la pertenencia a asociaciones agrícolas, en cuanto a su contribución al incremento de la productividad agrícola.

Nuestra hipótesis plantea que el acceso conjunto a redes de transporte, medido como los kilómetros de vías en el distrito, y a la pertenencia a una asociación agrícola, tiene un impacto positivo y significativo sobre la productividad agrícola, medida como el valor bruto de la producción agrícola. Este planteo considera que los beneficios ofrecidos por la asociatividad, en materia de precios e información y reducción de costos de transacción, permitirían tanto un mejor aprovechamiento de la apertura a mercados facilitada por el mayor acceso a caminos, como la mitigación del riesgo derivado de un mayor grado de especialización agrícola.

Aquí, evaluamos dicha hipótesis mediante un modelo con *pool* de datos que utiliza la metodología de *propensity score matching* (PSM) para realizar

⁸ Los servicios de extensión agrícola ofrecen tecnología y capacitaciones a los productores (Gebresilashe, 2018).

estimaciones econométricas sobre la base de grupos muestrales comparables. Así, comparamos agricultores asociados con agricultores no asociados, cuyas otras características individuales son similares⁹. Todo ello, con datos obtenidos de la Encuesta Nacional Agropecuaria (ENA) para el período 2017-2019.

Nuestros resultados verifican la hipótesis, pues muestran que el acceso complementario a servicios de asociatividad y de redes de transporte tiene un positivo efecto conjunto del 8% sobre la productividad agrícola; mientras que el acceso a solamente uno de esos dos servicios tiene un efecto negativo en lo relativo a redes de transporte y un menor efecto positivo por asociatividad. Dicho efecto conjunto implica que la provisión de redes de transporte potencia el efecto positivo de la asociatividad agrícola, y que esta última mitiga a pequeños agricultores los riesgos de acceder individualmente a mercados ampliados por más kilómetros de caminos.

2. Revisión de literatura

2.1 La asociatividad en la agricultura

Las asociaciones de productores agrícolas organizan la prestación de servicios relacionados con el proceso productivo a través del suministro de insumos y apoyo técnico, así como con la comercialización mediante el proceso de negociación y venta (Fischer & Qaim, 2012). Gong, Battese y Villano (2019) indican que la importancia de la asociatividad dentro del actividad productiva reside en la ayuda colectiva que genera para facilitar la prestación de esos servicios.

En particular, la pertenencia a una asociación agrícola ofrece a los agricultores miembros ventajas tales como el acceso a mejores precios de insumos y de productos finales (Wollni & Zeller, 2007), mayores ingresos (Fischer & Qaim, 2012; Yang & Liu, 2012) y escalas de producción (Markelova & Mwangi, 2010), y menores costos de transacción (Markelova *et al.*, 2009). Estos últimos comprenden una amplia gama de costos, como los siguientes: (i) de búsqueda de consumidores y vendedores con el precio más favorable; (ii) de negociación, sobre todo cuando la información de precios es imperfecta; y (iii) para determinar *a priori* el nivel de confiabilidad de proveedores insumos (semillas, pesticidas) o al contratar trabajadores. Estos costos, que son relevantes para la presente investigación, pueden ser mitigados por las

⁹ Las características individuales escogidas son: género, edad, nivel educativo, superficie de la unidad agropecuaria, título de propiedad, años de experiencia, edad y lengua materna.

asociaciones a través de la coordinación, el mayor poder de negociación y el mejor acceso al crédito (Markelova *et al.*, 2009).

Respecto a los efectos sobre precios, Wollni y Zeller (2007) encuentran que la comercialización de productos a través de asociaciones incrementa el precio promedio recibido en 0.05 US\$/lb. También encuentran, utilizando *dummies* regionales, que los productores localizados en regiones con mayores costos de transporte reciben precios inferiores que los ubicados en regiones con menores costos de transporte. Y Fischer y Qaim (2012), al analizar el caso de los productores de plátano en Kenia, encuentran que los agricultores pertenecientes a asociaciones acceden a precios superiores en un 23% a los recibidos por los productores que no pertenecen a asociaciones. Dichos autores mencionan que ese efecto se da principalmente para los agricultores que comercian colectivamente, y por ello concluyen que el grado de participación en las actividades de la asociación es relevante.

Respecto a otros efectos, Fischer y Qaim (2012) detectan que los productores pertenecientes a asociaciones expandieron sus áreas para cultivar plátano significativamente más que los no miembros; lo cual muestra que la asociatividad está relacionada con un mayor grado de especialización. Y también señalan que, en países con pobre infraestructura y mal conectados con cadenas de suministros, las economías de escala de la comercialización colectiva pueden mitigar los costos de transacción. Esto último coincide con Markelova *et al.* (2009), quienes afirman que la asociatividad puede compensar la falta de condiciones adecuadas en la cadena de suministros, facilitando la obtención de información, la operación a mayor escala y la transferencia de recursos financieros.

Lo anterior permite entender la decisión de asociarse como un mecanismo de mitigación de riesgos (Bachev, 2008). En efecto, Zhang *et al.* (2019) encuentran que la decisión de asociarse corresponde con un perfil de agricultor más adverso al riesgo, cuya mencionada decisión puede interpretarse como una forma de gestionar la incertidumbre. Estos autores muestran que los agricultores que se asocian también suelen contratar seguros agrícolas.

De hecho, la asociatividad permite no solo mitigar riesgos de mercado y costos de transacción debidos a una inadecuada conectividad con cadenas de suministros. Wongnaa y Babu (2020), en un estudio enfocado en los productores de cacao en Ghana, muestran que la pertenencia a una asociación incrementa la probabilidad de aplicar medidas de adaptación al cambio climático, ya que los agricultores acceden a más información sobre prácticas y tecnología útiles para ese fin. Asimismo, estos autores encuentran que la

adopción de dichas prácticas tiene efectos positivos y significativos sobre los ingresos agrícolas y la productividad.

En síntesis, de los estudios consultados puede inferirse que la asociatividad funciona como un mecanismo de resiliencia a *shocks* e imperfecciones de mercado. Darnhofer (2014) señala que, en el contexto agrícola, la resiliencia puede entenderse de tres maneras: (i) capacidad de amortiguación, frente a cambios en precios o *shocks* climáticos; (ii) capacidad de adaptación, que puede evidenciarse en el acceso a nuevos canales de suministro de insumos, tecnologías y comercialización; y (iii) capacidad de transformación, la cual hace referencia a procesos de cambios lentos y profundos en el interior de las parcelas.

2.2 Las redes de transporte en la agricultura

La evidencia sobre el aporte a la agricultura que puede generar la mayor provisión de redes de transporte, manteniendo todo lo demás constante, es mixta y sugiere que podría ser mayor si el acceso a transporte viene acompañado por otros servicios como el de una extensión agrícola que brinde tecnología y capacitaciones a los productores (Gebresilashe, 2018).

A nivel agregado, las redes de transporte afectan la producción de un país de manera directa e indirecta. Según Crafts (2009), el canal directo se da por el mayor nivel de producción posibilitado por el aumento del *stock* de capital del sector beneficiado con más o mejores vías de transporte. Mientras que Konno *et al.* (2021) señalan que el canal indirecto se da a través de la reducción de costos de transacción y del uso más eficiente de insumos, resultantes del acceso al transporte y que incrementan la productividad del sector mejor conectado.

Pero, en lo concerniente al sector agrícola en particular, es mixta la evidencia sobre el impacto de las redes de transporte en la productividad. Por un lado, Aguirre *et al.* (2018) indican que una mayor densidad de carreteras tiene un efecto inmediato en la reducción del tiempo del traslado de los agricultores hacia los mercados donde venden sus productos. Ese estudio encuentra, mediante una estimación de MCO en dos etapas y el uso de datos georreferenciales, que, por cada kilómetro de carreteras por kilómetro cuadrado de superficie en el distrito, la proporción de la producción del agricultor destinada a ser vendida en un mercado aumenta en un 39% y disminuye en un 49,8% la proporción utilizada para el autoconsumo.

Wu *et al.* (2019) también encuentran impactos favorables resultantes de la provisión de redes de transporte. Estos autores estudian el impacto de la infraestructura rural, de caminos en particular, sobre los costos de producción agrícola en China, y encuentran que estos costos se reducen cuando es mayor

la cantidad de kilómetros de caminos construidos. Su explicación de este efecto reductor argumenta que la construcción de caminos reduce los costos de transporte, incentiva la especialización agrícola y, consecuentemente, incrementa la productividad. Y plantean que en el mecanismo de transmisión de tal efecto opera el aprovechamiento de economías de escala en la producción y distribución de producto, facilitado por menores costos de transacción.

Por otro lado, Asher y Novosad (2020) encuentran que la construcción de caminos no tiene un impacto significativo sobre el producto, los ingresos y los activos agrícolas; y que el acceso a redes de transporte genera una reasignación de la mano de obra local hacia sectores no agrícolas. Estos autores atribuyen sus resultados a que el desarrollo de la agricultura estaría condicionado por varios factores distintos a la conectividad.

En sentido similar, un estudio de Gebresilashe (2018) enfocado en Etiopía encuentra que no existe un aporte significativo de la construcción de vías a la productividad agrícola. De hecho, el autor encuentra que el efecto positivo de la provisión de servicios de transporte solo es significativo cuando tal provisión es complementada con servicios de extensión agrícola. Y explica este hallazgo afirmando que el acceso a caminos, por sí solo, genera que los productores migren a otras ocupaciones, mientras que la complementariedad de ambos servicios permite a los agricultores capitalizar el acceso al mercado y, de esta manera, incrementar su productividad. El mismo autor también encuentra que el acceso a vías de transporte genera que los agricultores tiendan a especializarse y, así, reduzcan la variedad de sus cultivos. Este resultado coincide con el de Aguirre *et al.* (2018), aunque ellos muestran que el efecto no es lineal. Es decir, el aprovechamiento de ventajas comparativas locales es un proceso adaptativo, mediante el cual el agricultor acumula economías de escala especializándose en algunos productos más rentables.

Pero la especialización es una estrategia no exenta de desventajas. Al respecto, De Roest, Ferrari y Knickel (2018) examinan casos de estudio referidos a la agricultura europea y no encuentran una tendencia clara hacia la especialización. Y por ello señalan que, si bien la especialización puede incrementar la productividad, también deja muy expuestos a los agricultores frente a la volatilidad de precios y los hace menos resilientes.

3. Marco analítico

La literatura consultada muestra que existe un impacto positivo de la mayor provisión de redes de transporte sobre la especialización de los agricultores en productos en los que tienen ventajas competitivas (Aguirre *et al.*, 2018;

Adamopoulos, 2011; Wu *et al.*, 2019). Pero advierte que la especialización puede exponerlos más a la volatilidad de precios y volverlos vulnerables (De Roest *et al.*, 2018). Por otra parte, varios autores (Fischer & Qaim, 2012; Markelova *et al.*, 2009; Wollni & Zeller, 2007; Zhang *et al.*, 2019) sugieren que la asociatividad puede mitigar los diversos riesgos que acechan a los agricultores (información asimétrica, volatilidad de precios, altos costos de transacción, poco acceso a nueva tecnología, entre otros).

A la luz de lo cual, y en vista de que Gebresilasse (2018) señala que el efecto positivo de los servicios de transporte se vuelve significativo cuando es complementado por el efecto de otros servicios como el de extensión agrícola, la presente investigación plantea la hipótesis de que el acceso tanto a redes de transporte como a la asociatividad tiene en conjunto un positivo efecto complementario y multiplicador sobre la productividad agrícola medida como el valor bruto de la producción, debido al impacto combinado de especialización con mitigación de riesgos.

3.1 Metodología

Por simplificar, se asume que la función de producción de los agricultores estudiados se comporta como una Cobb-Douglas y tiene la siguiente forma:

$$Y_{ijt} = K_{ijt}^{\alpha_1} * L_{ijt}^{\alpha_2} * T_{ijt}^{\alpha_3} * \dots * Asoc_{ijt}^{\alpha_m} * Km_{ijt}^{\alpha_{m+1}} \dots \quad (1)$$

Donde Y corresponde a la cantidad producida; K, al capital; L, al trabajo; T, a la tierra; *Asoc*, a la pertenencia a una asociación agrícola; y *Km*, a la cantidad de kilómetros de carretera a la que se tiene acceso. Así, se cuenta con distintos factores productivos específicos a cada agricultor *i* en la localidad *j* y el año *t*. Y cada factor productivo tiene una elasticidad producto igual a α_i .

Cuando (1) es expresada en logaritmos, se obtiene una forma funcional lineal cuyos coeficientes son estimados mediante la siguiente regresión principal (MCO):

$$y_{ijt} = \beta_0 + IND_{ijt} + INS_{ijt} + \beta_1 Asoc_{ijt} + \beta_2 Km_p + \beta_{12} Asoc_{ijt} * Km_p + \alpha_t + \rho_d + \varepsilon_{ijt} \dots \quad (1)$$

$$y_{ijt} = (\sum_c p_{cijt} * q_{cijt}) \dots \quad (2)$$

Donde y_{ijt} corresponde a la medida de productividad (valor bruto de la producción por hectárea plantada) del agricultor *i* en la localidad *j* en el año *t*; IND_{ijt} es un vector de características individuales del agricultor *i* en la localidad *j* en el año *t* (condición de propiedad, nivel educativo del agricultor); INS_{ijt}

es un vector de insumos (superficie cosechada, gasto en mano de obra, gasto en capital, gasto en semillas y abono); $Asoc_{ijt}$ es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el agricultor i del distrito j pertenece a una asociación en el año t ; Km_p son los kilómetros de red vial en la provincia p ; α_{ij} es un efecto fijo a nivel de tiempo (año); ρ_d es un efecto fijo a nivel de departamento; β_{12} es el coeficiente de interés que captura la complementariedad entre la asociatividad y la oferta de redes de transporte sobre la variable dependiente; y ε_{ijt} es el término de error.

Respecto a la medida de productividad, es importante aclarar que, si bien esta se define como productividad bruta, la incorporación de costos incurridos en insumos clave (tales como semillas y abono) permite controlar por las diferencias que pueden presentarse en estos gastos. De modo que la expresión (1) incorpora el acceso a insumos como variables explicativas.

También es importante precisar cómo la presente investigación aborda las eventuales fuentes de endogeneidad. En primer lugar, descartamos que una fuente sea la posible correlación entre costos de transporte indirectos y asociatividad. Entre estas dos variables puede haber una relación, pero la inclusión de ambas en nuestra regresión no genera necesariamente un sesgo por endogeneidad. Lo que sí podría argumentarse es que estaríamos incurriendo en un problema de multicolinealidad imperfecta, que si bien podría restar precisión a nuestra estimación debido a la generación de grandes errores estándares, no genera sesgo (Wooldridge, 2009).

Además, cabe recalcar que no buscamos probar la existencia de un efecto de causalidad entre las variables de asociatividad y especialización, debido a que es irrelevante si el agricultor decide asociarse antes de gozar de la provisión de redes de transporte y, por ende, especializarse, o viceversa. Nuestra investigación se enfoca en probar que, ante la presencia conjunta de las variables asociatividad y redes de transporte, aumenta la productividad.

Por otro lado, hemos tenido que resolver algunas limitaciones presentes en la especificación (1). En particular, la variable $Asoc_{ijt}$ trae consigo un sesgo de selección, ampliamente estudiado en la literatura (Fischer & Qaim, 2012; Michalek, Ciaian, & Pokrivcak, 2018; Ortega *et al.*, 2019; Traore, 2020). La decisión de pertenecer a una asociación no ocurre de manera aleatoria, sino por mecanismos de autoselección. Esto implica que el indicador binario de si el agricultor pertenece o no a una asociación puede estar sistemáticamente relacionado con diversos factores inherentes a las características de cada agricultor, tanto observables como no observables; por lo cual, su exogeneidad o aleatoriedad no es plausible y, consecuentemente, un estimador resuelto

por MCO podría ser sesgado. En este sentido, algunas posibles fuentes de endogeneidad observables en la base de datos utilizada son las siguientes: (i) superficie total cosechada, (ii) condición de ser propietario de las unidades agropecuarias, (iii) nivel educativo, (iv) edad, (v) sexo y (vi) lengua materna del agricultor. Según Ortega *et al.* (2019), los dos primeros factores darían más recursos al productor para pagar las cuotas de membresía a una asociación. Dichos autores también detallan que tanto la edad como el nivel educativo darían al agricultor conocimientos para entender los servicios y beneficios a los que podría acceder de ingresar a una cooperativa.

A fin de mitigar esos sesgos, Fischer y Qaim (2012), Michalek *et al.* (2018) y Ortega *et al.* (2019) aplican una estrategia empírica conocida como *propensity score matching* (PSM). Según Caliendo y Kopeinig (2008), la idea básica del PSM es acotar las muestras de manera que los individuos en la muestra de no tratados sean similares a los individuos en la muestra de tratados, en todas las características predeterminadas relevantes. Dichos autores señalan que esa metodología contiene dos supuestos clave para su implementación: (i) independencia condicional y (ii) superposición. El primero consiste en que la variable dependiente sea independiente de la asignación del tratamiento condicionado por un *set* de características observables. El segundo supuesto establece que las observaciones resultantes del *matching* deben tener probabilidades positivas de pertenecer a cualquiera de los dos grupos muestrales. Ello asegura que se esté estimando sobre la base de individuos que sean realmente comparables.

Como algoritmo para el *matching*, utilizamos el *radius matching* con *caliper*, debido a las características de nuestra muestra. Dado que, según datos del Censo Nacional Agropecuario de 2012, no más del 10% de los agricultores peruanos pertenecen a una asociación (Escobal, Fort, & Zegarra, 2015), por cada observación referida a los agricultores asociados (grupo de tratamiento), se tienen numerosas observaciones referidas a los no asociados (grupo de control), por lo que conviene aprovechar estas últimas para generar una estimación más precisa. El algoritmo de *radius matching* aborda directamente esta estrategia, ya que toma ventaja de todas las observaciones comparables, acotadas con un *caliper* que delimita la distancia máxima entre *propensity scores* que se tolera en el momento de hacer el emparejamiento. El uso complementario del *caliper* y *radius matching* permite así ganar eficiencia, garantizando un *matching* de calidad (Caliendo & Kopeinig, 2008).

Sobre la selección de variables, Caliendo y Kopeinig (2008) sugieren que la mejor estrategia es tomar en cuenta aquellas que encuentren justificación en la

literatura empírica y en la teoría económica. Asimismo, resaltan la importancia de no sobreparametrizar el *matching* para no perder demasiada representatividad, y de no desestimar la inclusión de una variable relevante únicamente en búsqueda de mayor parsimonia. En coherencia con ello, Ortega *et al.* (2019) utilizan covariables como género, edad, nivel educativo, número de miembros por hogar, años de experiencia en el sector, altura de la localidad y superficie de la unidad agropecuaria (lineal y cuadrática). Otros autores, como Fischer y Qaim (2012), quienes hacen uso de *radius matching*, incorporan una *dummy* de propiedad sobre el terreno, edad, educación, número de miembros por hogar, acceso al crédito, entre otras. Todo lo cual nos condujo a incluir las siguientes covariables permitidas por los datos accesibles: género, edad, nivel educativo, acceso al crédito, superficie de la unidad agropecuaria, condición de propiedad, años de experiencia en el sector.

Por último, hemos tenido en cuenta que el supuesto de independencia condicional no suele cumplirse en su integridad. De hecho, el *matching* de *propensity scores* no permite un balance sobre variables no observables (Rosenbaum & Rubin, 1985). Es por ello que aplicamos una prueba para determinar en qué medida la no inclusión de variables inobservables está afectando los resultados cualitativos de la estimación. Esta prueba, conocida como los límites de Rosenbaum, consiste en calcular umbrales para los cuales el sesgo generado por inobservables (*hidden bias*) pasa a alterar los resultados cualitativos de las regresiones (Rosenbaum, 2005). Aunque esta prueba no es una solución directa al problema de independencia condicional, sirve para someter las estimaciones a un estrés que permite evaluar su robustez y credibilidad (Caliendo & Kopeinig, 2008).

3.2 Datos

Nuestro estudio se basa en datos de la Encuesta Nacional Agropecuaria (ENA) para los años 2017, 2018 y 2019. La ENA es una encuesta anual que consta de datos muestrales recolectados en ventanas de tres semanas de trabajo de campo en la Costa, Sierra y Selva del Perú. Su objetivo es obtener indicadores que permitan caracterizar a los pequeños, medianos y grandes productores agropecuarios. Para ello, los cuestionarios abordan rubros temáticos como: (i) características de la unidad agropecuaria; (ii) superficie cosechada, sembrada; (iii) producción y destino de los cultivos cosechados; (iv) asociatividad; (v) costos de producción de los cultivos cosechados; (vi) costos de la unidad agropecuaria; y (vii) características del agricultor y su familia. Esta base de datos cuenta con tres unidades de análisis distintas: (i) unidad agropecuaria,

(ii) parcela y (iii) productor agropecuario. Pero es importante aclarar que la ENA no cuenta con panel de datos.

Nuestro marco muestral parte del Censo Nacional Agropecuario (Cenagro) de 2012, con base en el cual se obtiene información sobre alrededor de 30 800 unidades agropecuarias entre los años 2017-2019.

Sobre vías de transporte, utilizamos datos del Ministerio de Transportes y Comunicaciones (MTC) sobre la red vial vecinal por tipo de superficie, según departamento y provincia, al año 2018.

4. Análisis de resultados

4.1 Sección empírica

El análisis empírico exige un tratamiento previo de la base de datos para fines de homogeneizar la unidad de análisis y depurar las observaciones con *missing values* en las variables de interés. Luego de realizado este ejercicio, el *pool* de datos para nuestro estudio contiene 17 686 unidades agropecuarias para el año 2017, 17 568 para el año 2018 y 17 496 para el año 2019. Ello indica que nuestro *pool* de datos se encuentra balanceado en términos de los años escogidos. Y, en términos de representatividad, los factores de expansión provistos por el INEI sugieren que los resultados son generalizables a 1 321 531 unidades agropecuarias correspondientes al año 2017, 1 336 186 correspondientes al año 2018 y 1 329 734 correspondientes al año 2019. Estas cifras representan, respectivamente, el 64.4%, el 65.4% y el 64.4% de todas las unidades agropecuarias peruanas comprendidas en la ENA para los años considerados.

La tabla 1 contiene la descripción de las 15 variables relevantes para nuestro estudio:

Tabla 1
Descripción de variables relevantes

Variable	Descripción	Media	S. D.
productividad	Productividad bruta (sumatoria de precios multiplicados por las cantidades)	7.564	2.041
supcosechada_ha	Superficie cosechada total (en hectáreas)	-.09	2.346
propietario parcelas	1, si el agricultor es propietario de todas sus parcelas; 0, de otro modo	.587	.492
primaria_comp	1, si el máximo nivel educativo alcanzado por el agricultor es primaria completa; 0, de otro modo	.591	.492
secundaria_comp	1, si el máximo nivel educativo alcanzado por el agricultor es secundaria completa; 0, de otro modo	.312	.463
nouniv_comp	1, si el máximo nivel educativo alcanzado por el agricultor es superior no universitaria completa; 0, de otro modo	.052	.222
joven	1, si el agricultor es menor de 30 años en el momento de la encuesta; 0, de otro modo	.05	.217
sexo	1, si el agricultor es hombre; 0, si es mujer	.753	.432
castellano	1, si la lengua maternal del agricultor es castellano; 0, de otro modo	.675	.468
Asoc	1, si el agricultor pertenece a alguna asociación, cooperativa y/o comité de productores agropecuarios; 0, de otro modo	.083	.276
km_sup	Kilómetros de vías pavimentadas y no pavimentadas a nivel provincial	-2.24	1.362
gasto_L	Gasto total en pago a jornaleros o peones permanentes y eventuales (soles)	5.052	3.088
gasto_K	Gasto total en compra de equipos agrícolas y compra de maquinaria agrícola (soles)	.398	1.751
gasto_abono	Gasto total en abono (soles)	1.78	2.484
gasto_semillas	Gasto total en semillas (soles)	2.641	2.751

Fuentes: ENA, Cenagro, MTC. Elaboración propia, 2022.

Cabe mencionar que, a todas las variables, excepto las *dummies*, aplicamos una transformación de logaritmo natural, para contar con coeficientes que representen las elasticidades; y que, dado que el cero no tiene una imagen definida en la función de producción, imputamos el valor nulo para estas observaciones.

Una vez realizadas esas conversiones, a fin de poder aplicar la estrategia de emparejamiento para el PSM, estimamos la significancia de las diferencias entre el grupo de tratamiento y el grupo de control en términos del vector de covariables seleccionado¹⁰. Tal como se muestra en la tabla 2, nuestra base cuenta con 47 283 unidades agropecuarias (UA, en adelante) en el grupo de control y 4266 UA (9.02% del total de la muestra) en el grupo de tratamiento; o 51 549 UA en total. Las diferencias entre ambos grupos a nivel de las covariables seleccionadas son significativas al 99% de confianza en todos los casos, a excepción de lengua materna. Y cabe señalar que obtuvimos un R² de 0.0225 al correr la regresión *probit* para la base de 51 549 UA.

Tabla 2
Diferencias entre asociados y no asociados

	No asociado			Asociado			Dif. previo PSM	Dif. post-PSM
	N	Mean	S. D.	N	Mean	S. D.		
Superficie cosechada (ha)	47 283	-0.14	2.38	4266	0.49	1.87	0.632***	0.085
Condición de propiedad (propietario = 1)	47 283	0.58	0.49	4266	0.64	0.48	0.063***	-0.003
Primaria completa	47 283	0.60	0.49	4266	0.48	0.50	-0.12***	0.015
Secundaria completa	47 283	0.31	0.46	4266	0.37	0.48	0.067***	-0.019**
Superior técnica completa	47 283	0.05	0.22	4266	0.08	0.27	0.029***	0.003
Edad < 30 años	47 283	0.05	0.22	4266	0.04	0.20	-0.01***	-0.000
Sexo (1=hombre)	47 283	0.75	0.43	4266	0.81	0.39	0.067***	-0.009
Lengua materna (1=castellano)	47 283	0.67	0.47	4266	0.70	0.46	0.032	-0.010

Notas. *** p<0.01, ** p<0.05.
Elaboración propia, 2022.

A partir de ello, aplicamos el emparejamiento utilizando la técnica del algoritmo de *radius matching* y un *caliper* de 0.001. Aunque todas las observaciones forman parte del soporte común; el *output* de dicha técnica dejó sin ponderación alguna a 276 observaciones sobre UA no asociadas, que por ello

¹⁰ Dicho vector incluye las siguientes variables: (i) superficie cosechada, (ii) propietario_parcelas, (iii) *dummies* correspondientes al nivel educativo alcanzado, (iv) joven, (v) sexo y (vi) castellano como lengua materna.

no integran las 47 283 UA ponderadas que conforman el grupo de control considerado en las regresiones elaboradas posteriormente al *matching*. Si bien este recorte del grupo de comparación supone una pérdida de representatividad, no afecta la ganancia en términos del ya mencionado balance de la muestra.

A fin de verificar la validez interna del estudio, volvimos estimar la significancia post-PSM de las diferencias entre ambos grupos muestrales para verificar que, efectivamente, estas no sean significativas. Como se observa en la última columna de la tabla 2, tales diferencias son estadísticamente iguales a cero, como verifica la ausencia de significancia estadística para todas las covariables seleccionadas, a excepción de la *dummy* de secundaria completa.

La verificación del balance obtenida a través del vector de covariables seleccionado implica que el sesgo en términos de esas variables observables sugeridas por la literatura relevante ha sido efectivamente mitigado. No obstante, tal como se ha mencionado anteriormente, las variables observables no son las únicas fuentes de endogeneidad. El sesgo generado por las variables omitidas inobservables (*hidden bias*) puede alterar potencialmente los resultados cualitativos del estudio. Estas variables inobservables son, principalmente: la motivación y el entusiasmo individual del agricultor por ingresar a una asociación (Fischer & Qaim, 2012); así como sus habilidades innatas y su percepción del riesgo (Ma & Abdulai, 2016). Consecuentemente, calculamos los límites de Rosenbaum para analizar el nivel de sensibilidad al *hidden bias* de nuestros resultados. El cálculo de dichos límites (mostrado en el anexo 1), evidencia que las características inobservables presentan un nivel de sensibilidad al *hidden bias* menor o igual al rango de entre 30% y 90% que, según Ortega *et al.* (2019), permite confiar en que la inferencia sobre la variable de productividad sea válida. Lo cual significa que podemos considerar como robustas las estimaciones mostradas a continuación.

4.2 Discusión de los resultados

Una vez mitigado el sesgo de selección a través del balance de la muestra en términos de covariables observables claves, y asegurada la robustez de las estimaciones al *hidden bias*, procedimos a estimar las regresiones propuestas en la sección metodológica.

La tabla 3 muestra los resultados de la regresión principal. Allí, se observa que la asociatividad tiene un efecto positivo y significativo del 59.9% sobre la productividad, consistente con lo encontrado por los estudios al respecto (Fischer & Qaim, 2012; Markelova *et al.*, 2009; Wollni & Zeller, 2007). Asimismo, se observa que, a más kilómetros de carreteras (pavimentadas

y no pavimentadas) en la provincia, la productividad agrícola se reduce en un 17.6%, coeficiente que es interpretado como una elasticidad debido a la transformación logarítmica aplicada a dicha variable. Este resultado coincide con estudios que señalan que el mayor acceso a redes de transporte incentiva a los agricultores a migrar a otras ocupaciones, afectándose así negativamente la productividad agrícola (Asher & Novosad, 2020). Los resultados también sugieren que la especialización, probablemente adoptada por los agricultores al contar con un mayor acceso a redes de transporte, puede dejarlos más expuestos a la volatilidad de precios agrícolas (De Roest *et al.*, 2018).

Y, de gran relevancia para nuestro estudio, la tabla 3 evidencia que un mayor acceso a redes de transporte y el ser miembro de una asociación agrícola tienen en conjunto un efecto positivo y significativo sobre la productividad agrícola, de 8.2%. Este resultado, confirmatorio de la complementariedad entre ambas variables (Gebresilasse, 2018), se explicaría por los beneficios obtenidos por ser parte de una asociación agrícola, como el mayor acceso a información, reducción de costos y mejores precios de venta, que permiten a los agricultores asociados mitigar los riesgos derivados de la especialización productiva y de la apertura a nuevos mercados resultantes de su mayor acceso a redes de transporte.

Tabla 3
Resultados de la regresión principal

Variables	(1) productividad_log
Asoc	0.599*** (0.0283)
km_sup_log	-0.176*** (0.0107)
Interaction	0.0823*** (0.0108)
supcosechada_ha_log	0.284*** (0.00321)
gasto_semillas_log	0.0706*** (0.00244)
gasto_abono_log	0.0879*** (0.00258)
gasto_L_log	0.220*** (0.00230)

Variables	(1) productividad_log
gasto_K_log	0.0482*** (0.00279)
primaria_comp	-0.0656** (0.0269)
secundaria_comp	0.0527** (0.0264)
nouniv_comp	-0.135*** (0.0329)
joven	-0.121*** (0.0319)
sexo	0.347*** (0.0163)
castellano	0.324*** (0.0191)
Constant	5.335*** (0.0447)
Observations	51 273
R-squared	0.469

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.
Elaboración propia, 2022.

Además, dicha tabla corrobora que la regresión se comporta bien en términos de los coeficientes de los insumos, ya que todos (tierra, semillas, abono, trabajo y capital) presentan una contribución positiva y muy significativa a la productividad agrícola. Esto coincide con Croppenstedt, Goldstein y Rosas (2013), quienes remarcan que el principal factor explicativo de las diferencias de productividad entre agricultores de países en desarrollo es el uso y acceso a insumos necesarios como los mencionados arriba.

Por otro lado, la tabla muestra que dos de las variables de nivel educativo (primaria completa, y no universitaria completa) tienen efectos negativos sobre la productividad agrícola. Lo cual es consistente con los efectos negativos de la educación sobre dicha productividad usualmente encontrado por los estudios en materia. Con la salvedad de que ello suele ocurrir por una identificación incorrecta del efecto causal (Reimers & Klasen, 2013), mientras que nuestro estudio no pretende mostrar causalidad al respecto, porque utilizamos las *dummies* de nivel educativo únicamente como controles.

Adicionalmente, en dicha tabla se observa que el hecho de que el jefe de la UA sea hombre se encuentra asociado a un incremento significativo en la productividad, del 34.7%. Este resultado coincide con lo encontrado en la literatura, ya que las mujeres agricultoras en países en desarrollo (como es el Perú) suelen tener un menor acceso a los recursos e insumos debido a una serie de limitaciones institucionales y normativas; lo cual reduce su productividad (Croppenstedt *et al.*, 2013). Y el hecho que el jefe de la UA tenga como lengua materna el castellano se encuentra asociado a una productividad un 32.4% mayor.

Por último, si se toman las elasticidades producto de los factores de producción clásicos (tierra, capital y trabajo), los respectivos estimados suman 0.5522. Ello muestra que los retornos a escala de las UA analizadas son decrecientes, de modo que un incremento del nivel de los insumos utilizados genera un incremento menos que proporcional en el producto.

4.3 Pruebas de robustez

Es importante notar que los efectos encontrados pueden ser fuertemente influenciados por dos elementos de nuestra estrategia empírica: (i) algoritmo de *matching* con la técnica de *radius matching*, y (ii) un *caliper* pequeño de 0.001. Por ello, una primera manera de verificar la robustez de nuestros resultados consistió en aplicar el algoritmo alternativo de *nearest-neighbours*, uno para cada diferente cantidad de *nearest-neighbours* yendo desde 1 hasta 5 y probando los *calipers* de 0.001 y 0.008 para cada uno de esos algoritmos.

La tabla 4 muestra los coeficientes principales, el número de observaciones y el límite de Rosenbaum correspondiente a cada combinación de algoritmo de *matching* – *caliper*. Allí se observa la robustez del efecto de la asociatividad sobre la productividad, pues resiste a estrategias tan estrictas como la búsqueda de un *nearest-neighbour* y la aplicación de un *caliper* tan pequeño como 0.001. Para este caso, el límite de Rosenbaum calculado indica que los grupos muestrales tendrían que diferir en un 45% en términos de las características no observables para que las estimaciones pierdan validez. Dicho umbral de sensibilidad se encuentra dentro del rango obtenido por Ortega *et al.* (2019).

Tabla 4
Robustez a distintos algoritmos de *matching* y *caliper*

Algorithm matching – Caliper	# observations	treated	kilómetros	interaction	Rosenbaum bound
Nearest-neighbours (1)					
0.001	7094	.449***	-.159***	.076**	30%
0.008	7095	.448***	-.160***	.076**	30%
Nearest-neighbours (2)					
0.001	9739	.389***	-.110***	.042*	55%
0.008	9741	.389***	-.110***	.042*	55%
Nearest-neighbours (3)					
0.001	12 167	.343***	-.104***	.022	65%
0.008	12 170	.342***	-.103***	-.103	65%
Nearest-neighbours (4)					
0.001	14 413	.400***	-.132***	.041*	75%
0.008	14 418	.400***	-.132***	.041*	75%
Nearest-neighbours (5)					
0.001	16 489	.411***	-.140***	.047**	80%
0.008	16 499	.410***	-.140***	.046**	80%
Radius matching					
0.001	51 273	.599***	-.176***	.082***	165%
0.008	51 542	.589***	-.174***	.079***	170%

Notas. En todos los casos, se cumple que los coeficientes de los insumos (superficie cosechada; gastos en mano de obra, en capital, en semillas y en abono) son positivos y significativos al 99.9% de confianza (***) $p < 0.01$. Elaboración propia, 2022.

Una medida adicional para verificar la robustez de nuestros resultados consistió en estimar la regresión utilizando variables instrumentales (VI). Esta metodología se basa en hallar un instrumento que cumpla con dos condiciones: (i) que correlacione con la variable endógena, o condición de relevancia; y (ii) que no correlacione con –ni esté presente en– el término de perturbación de la ecuación estructural, o condición de exclusión u ortogonalidad.

Aplicamos como instrumento el porcentaje de UA asociadas en un año anterior al período analizado, por cada distrito. Construimos esta variable con base en el Cenagro 2012, los valores de cuyos datos, por ser censales, tomamos como parámetros y no como estimaciones; y que, por corresponder a un período por lo menos cinco años anterior al analizado en nuestro estudio con datos de la ENA, permiten asumir que el instrumento así construido cumple con la condición de

ortogonalidad al error. Además, el porcentaje de UA asociadas en cada distrito es *a priori* relevante a la variable endógena, porque contiene información indicativa del grado en que cada distrito es idóneo para la formación de asociaciones.

Por ello, en una primera etapa, comprobamos la relevancia del instrumento escogido. Y, en una segunda etapa, utilizamos el instrumento para estimar el efecto en la productividad agrícola con el método de VI; cuyos resultados confrontamos con los obtenidos mediante el PSM.

Así, la tabla 5 muestra los resultados de la primera etapa, donde puede identificarse la relevancia del instrumento, dado que afecta positivamente a la variable endógena (Asoc) en un 3.7% y es significativo al 99% de confianza, en señal de que es un instrumento válido, aunque su peso relativo es débil.

Tabla 5
VI Primera etapa

Variables	(1) Asoc
Instrumento	0.0378*** (0.00510)
sup cosechada_ha_ihs	0.00725*** (0.000547)
primaria_comp	-0.0536*** (0.00598)
secundaria_comp	-0.0249*** (0.00603)
nouniv_comp	-0.00154 (0.00767)
joven	-0.0273*** (0.00556)
sexo	0.0176*** (0.00281)
castellano	0.000219 (0.00356)
Constant	0.0995*** (0.00691)
Observations	51 549
R-squared	0.045

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01.
Elaboración propia, 2022.

Y, de la segunda etapa, se concluye que son equivalentes los resultados con VI y con PSM sobre los efectos en la productividad agrícola. En efecto, la tabla 6 muestra que el valor predicho por el modelo de la primera etapa (Asoc) es significativo y positivo, ya que asociarse aumenta la productividad en un 59.8%. Este resultado es similar al obtenido con PSM (tabla 3); es robusto a la presencia de *hidden bias* dada la ortogonalidad del instrumento; y concuerda con la literatura revisada (Fischer & Qaim, 2012; Markelova *et al.*, 2009; Wollni & Zeller, 2007). Asimismo, se corrobora que la regresión se comporta bien en términos de los coeficientes de insumos, ya que los estimadores de los gastos respectivos (en tierra, semillas, abono, trabajo y capital) son muy significativos y positivos; por lo que un mayor uso de estos insumos conllevaría una mejora en la productividad, como encontraron Croppenstedt *et al.* (2013).

De mucha importancia para nuestro estudio es que la relación de complementariedad entre asociatividad y redes de transporte es confirmada por lo observado en la tabla 6. Así, un mayor acceso a redes de transporte genera por sí solo un efecto negativo en la productividad agrícola del 14.0%, pero cuando va acompañado con la pertenencia a una asociación agrícola, genera un efecto positivo en la productividad del 5.5%.

Asimismo, en dicha tabla se observan otros resultados similares a los previamente obtenidos con PSM. Es el caso de la no significancia estadística de las variables de educación primaria y de secundaria completas, mientras que la variable no universitaria completa influye negativamente en la productividad. También es el caso de algunas características del jefe de la UA: ser hombre incrementa la productividad agrícola en un 34.3% y tener el castellano como lengua materna la incrementa en un 31.0%.

Tabla 6
VI Segunda etapa

Variables	(1) productividad_ihs
Asoc	0.598*** (0.0538)
km_sup_log	-0.140*** (0.00979)
Interaccion	0.0550*** (0.0201)
supcosechada_ha_log	0.321*** (0.00315)
gasto_semillas_log	0.0880*** (0.00268)
gasto_abono_log	0.0865*** (0.00303)
gasto_L_log	0.210*** (0.00234)
gasto_K_log	0.0695*** (0.00376)
primaria_comp	-0.0445 (0.0325)
secundaria_comp	0.0354 (0.0326)
nouniv_comp	-0.0870** (0.0414)
joven	0.0235 (0.0300)
sexo	0.343*** (0.0152)
castellano	0.320*** (0.0192)
Observations	51 549
R-squared	0.448

Notas. Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01.
Elaboración propia, 2022.

Adicionalmente, verificamos la interacción entre asociatividad y acceso a redes de transporte, en vista de que nuestra hipótesis propone la existencia de una relación de complementariedad entre ambas variables y de que son coincidentes los antes mencionados resultados sobre esa relación. Así, la tabla 7 presenta un cuadro comparativo de los resultados obtenidos al respecto, con la metodología principal de PSM utilizando el algoritmo de *radius matching* y un *caliper* de 0.001, y con la metodología de VI escogida para la prueba de robustez usando como instrumento el porcentaje de UA asociadas. De tal comparación se concluye que el resultado obtenido con la metodología principal, de que existe una interacción significativa y positiva entre el mayor acceso a redes de transportes y ser parte de una asociación agrícola, es robusto porque es consistente con el obtenido al respecto con la metodología de VI.

Tabla 7
Cuadro comparativo de metodologías

Metodología	PSM (<i>radius matching</i>) & EF	VI Primera etapa	VI Segunda etapa
Asoc	0.599 *** (0.0283)	0.0378*** (0.00510)	0.598*** (0.0538)
Km_sup	-0.176*** (0.0107)		-0.140*** (0.00979)
Interaction	0.0823*** (0.0108)		0.0550*** (0.0201)
# observations	51 273	51 549	51 549

Nota. *** p<0.01.

Elaboración propia, 2022.

Por último, también evaluamos la existencia de efectos heterogéneos, distribuyendo las UA en cuatro grupos según su jefe sea hombre o mujer, joven o adulto. Inicialmente, estimamos la regresión sin los controles, y obtuvimos resultados cualitativos similares (primera columna de la tabla 8): un efecto positivo y significativo de asociarse, un efecto significativo y negativo de un mayor acceso a redes de transporte, y una interacción positiva y significativa entre ambas variables; lo cual indica nuevamente la robustez de nuestros resultados.

Y, tal como se observa en las siguientes columnas de la tabla 8, los efectos se intensifican al tomar solo las UA con mujeres como jefas, ya que el efecto de pertenecer a una asociación aumenta del 57.4% al 71.0% y la magnitud de la interacción crece al 9.2%. Mientras que los resultados pierden validez al probarlos en el grupo de agricultores jóvenes; deduciéndose así que los mecanismos antes discutidos se aplicarían a los agricultores adultos consolidados.

Tabla 8
Resultados por grupos

Pruebas por grupos	Sin controles	Heterogeneidad por grupos			
		Hombres	Mujeres	Jóvenes	Adultos
Asoc	0.574*** (0.0279)	0.521*** (0.0311)	0.710*** (0.0614)	0.226** (0.112)	0.587*** (0.0286)
Km_sup	-0.129*** (0.0106)	-0.115*** (0.0117)	-0.214*** (0.0255)	-0.0207 (0.0407)	-0.136*** (0.0109)
Interaction	0.0820*** (0.0107)	0.0694*** (0.0119)	0.0924*** (0.0241)	-0.0311 (0.0387)	0.0816*** (0.0110)

Notas. *** p<0.01, ** p<0.05.
Elaboración propia, 2022.

4.4 Limitaciones

El alcance interpretativo del presente estudio se ve limitado por la ausencia de datos más específicos a cada UA. Por ello, tuvimos que medir el acceso a redes de transporte mediante una variable a nivel provincial y estática en el tiempo (año 2018). Si bien los resultados obtenidos favorecen nuestra hipótesis, hubiera sido ideal contar con un mayor nivel de granularidad y variabilidad en materia de acceso a redes de transporte. El uso de datos georreferenciales puede ser una buena alternativa para una futura revisión de nuestros resultados.

Ahora bien, es importante reconocer las limitaciones de la metodología empleada. Si bien nuestros resultados son robustos a distintos algoritmos de *matching*, debemos recordar que la herramienta PSM mitiga únicamente el sesgo de selección observable y, por ello, los resultados pueden no ser consistentes. No obstante, la comprobación con diversas pruebas de robustez, que

incluyen la aplicación del método de VI y la medición de límites de Rosenbaum, nos permiten confiar en la validez de nuestros resultados.

5. Conclusiones y recomendaciones

El presente estudio, al haber encontrado efectos individuales de la asociatividad agrícola sobre productividad agrícola cercanos al 60%, aporta a la evidencia empírica sobre el efecto positivo de la asociatividad en la productividad, que según la literatura especializada se da a través del acceso a información y recursos facilitadores de la obtención de mejores precios en mercados de insumos y bienes finales. Respecto a la provisión de redes de transporte, cuyo efecto individual sobre el rendimiento productivo es mixto según los estudios revisados, nuestro estudio encuentra que dicho efecto es negativo (-17.6%) y muy robusto a la aplicación de distintos algoritmos de *matching* y métodos de estimación. Este resultado se explicaría, siguiendo a Asher y Novosad (2020), porque el mejor acceso a redes de transporte, manteniendo todo lo demás constante, puede llevar a que los agricultores migren y cambien de ocupación.

Sin embargo, el principal resultado de nuestro estudio es la existencia de un positivo efecto complementario del 8.2%, altamente significativo y robusto a distintos mecanismos de emparejamiento y métodos de estimación, que la asociatividad y el mayor acceso a redes de transporte tienen en conjunto sobre la productividad agrícola. Este resultado indica que la pertenencia a una asociación mitiga en un 8.2% el efecto marginal negativo de cada kilómetro de carretera sobre la productividad agrícola; e, igualmente, que la construcción de un kilómetro adicional de carretera intensifica en un 8.2% el efecto marginal positivo de asociarse sobre la productividad. Ello implica que la provisión de redes de transporte potencia el efecto positivo de la asociatividad, al permitir el acceso a más y mayores mercados; mientras que la pertenencia a una asociación agrícola reduce los efectos negativos de dicha provisión, al mitigar los riesgos de la apertura a mercados y la sobreespecialización en pocos cultivos. Ello último significa que tales asociaciones incrementan la resiliencia de sus agricultores miembros, al facilitarles el acceso a información y mejores precios (de insumos y bienes finales) y prácticas agropecuarias, que los fortalece y reduce los incentivos a migrar o cambiar de ocupación.

Los mencionados efectos, encontrados mediante estimaciones de un *pool* de datos con efectos fijos de tiempo y departamento, son significativos estadísticamente. Y son robustos, pues resisten a distintos algoritmos de emparejamiento, usando *radius matching* o *nearest-neighbours* y distintos *calipers*,

cuya adecuada mitigación del *hidden bias* fue satisfactoriamente evaluada con el cálculo de límites de Rosenbaum. También son consistentes con los resultados obtenidos mediante el método de variables instrumentales. Todo ello sustenta convincentemente la existencia de una relación de complementariedad entre la asociatividad y el acceso a redes de transporte, que incrementa la productividad agrícola.

El presente trabajo es el primero en comprobar empíricamente dicha relación de complementariedad. Brinda así un novedoso aporte académico, que agrega conocimiento respecto a estudios previos sobre otras complementariedades de la asociatividad, con servicios de extensión agrícola en particular (Gebresilasse, 2018). Y es un aporte académico nada trivial, pues versa sobre la relación virtuosa entre el acceso a un servicio clave, como es el transporte, y la asociatividad como mecanismo institucional para fortalecer capacidades productivo-comerciales y mitigar riesgos.

Finalmente, nuestro trabajo también brinda aportes de utilidad práctica. La evidencia robusta que aporta, sobre el efecto positivo de la asociatividad en la productividad agrícola, sirve para ilustrar la elaboración de información que ayude a los agricultores a conocer mejor los beneficios de asociarse, y a los hacedores de política para justificar la destinación de recursos que apoyen a las asociaciones agrícolas y promuevan su conformación. Respecto a la gestión de políticas, nuestros resultados sugieren criterios para focalizar el uso de recursos siempre escasos. De hecho, saber que las asociaciones aportan más a la productividad cuando hay más rutas de acceso a mejores mercados, es útil para que la asignación de recursos por regiones combine criterios de alto impacto y generación balanceada de beneficios marginales, mediante políticas coordinadas por autoridades agrarias y de transporte, a fin de integrar la promoción y apoyo a asociaciones agrícolas con la construcción y mejoramiento de redes de transporte que conecten competitivamente a los agricultores con los mercados relevantes.

Referencias bibliográficas

- Adamopoulos, T. (2011). Transportation costs, agricultural productivity and cross-country income differences. *International Economic Review*, 52(2), 489-521. <http://www.jstor.org/stable/23016641>
- Aguirre, J., Campana, Y., Guerrero, E., & De la Torre, D. (2018). Roads and agriculture: Impacts of connectivity in Peru. *International Journal of Transport Economics*, 45(4), 600-623. doi:10.19272/201806704005
- Asher, S., & Novosad, P. (2020). Rural roads and local economic development. *American Economic Review*, 110(3), 797-823. doi:10.1257/aer.20180268

- Bachev, H. (2008). *Post-communist transformation in Bulgaria – Implications for development of agricultural specialization and farming structures*. MPRA Paper 7771. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/7771/>
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72. doi:10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x
- Crafts, N. (2009). Transport infrastructure investment: Implications for growth and productivity. *Oxford Review of Economic Policy*, 25(3), 327-343. doi:10.1093/oxrep/grp021
- Croppenstedt, A., Goldstein, M., & Rosas, N. (2013). Inefficiencies, segregation, and low productivity traps. *The World Bank Research Observer*, 28(1), 79-109. <https://www.jstor.org/stable/24582373>
- Darnhofer, I. (2014). Resilience and why it matters for farm management. *European Review of Agricultural Economics*, 41(3), 461-484. doi:10.1093/erae/jbu012
- De Roest, K., Ferrari, P., & Knickel, K. (2018). Specialisation and economies of scale or diversification and economies of scope? Assessing different agricultural development pathways. *Journal of Rural Studies*, 59, 222-231. doi:10.1016/j.jrurstud.2017.04.013
- Escobal, J., Fort, R., & Zegarra, E. (Eds.) (2015). *Agricultura peruana, nuevas miradas desde el censo agropecuario*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo. https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/LIBROGRADE_CENAGRO.pdf
- Fischer, E., & Qaim, M. (2012). Linking smallholders to markets: Determinants and impacts of farmer collective action in Kenya. *World Development*, 40(6), 1255-1268. doi:10.1016/j.worlddev.2011.11.018
- Gebresilashe, M. (2018). *Rural roads, agricultural extension, and productivity*. Job Market Paper. Boston University. <https://www.aeaweb.org/content/file?id=8380>
- Gong, T., Battese, G. E. & Villano, R. A. (2019). Family farms plus cooperatives in China: Technical efficiency in crop production. *Journal of Asian Economics*, 64(C), 101129. doi:10.1016/j.asieco.2019.07.002
- Konno, A., Kato, H., Takeuchi, W., & Kiguchi, R. (2021). Global evidence on productivity effects of road infrastructure incorporating spatial spillover effects. *Transport Policy*, 103(2), 167-182. doi:10.1016/j.tranpol.2021.02.007
- Ma, W., & Abdulai, A. (2016). Does cooperative membership improve household welfare? Evidence from apple farmers in China. *Food Policy*, 58(1), 94-102. doi:10.1016/j.foodpol.2015.12.002
- Markelova, H., Meinzen-Dick, R., Hellin, J., & Dohrn, S. (2009). Collective action for smallholder market access. *Food Policy*, 34(1), 1-7. doi:10.1016/j.foodpol.2008.10.001
- Markelova, H., & Mwangi, E. (2010). Collective action for smallholder market access: Evidence and implications for Africa. *Review of Policy Research*, 27(5), 621-640. doi:10.1111/j.1541-1338.2010.00462.x
- Michalek, J., Ciaian, P., & Pokrivcak, J. (2018). The impact of producer organizations on farm performance: The case study of large farms from Slovakia. *Food Policy*, 75 (February), 80-92. doi:10.1016/j.foodpol.2017.12.009

- Ortega, D. L., Bro, A. S., Clay, D. C., López, M. C., Tuyisenge, E., Church, R. A., & Bizoza, A. R. (2019). Cooperative membership and coffee productivity in Rwanda's specialty coffee sector. *Food Security*, 11(4), 967-979. doi:10.1007/s12571-019-00952-9
- Reimers, M., & Klasen, S. (2013). Revisiting the Role of education for agricultural productivity. *American Journal of Agricultural Economics*, 95(1), 131-152. doi:10.1093/ajae/aasll8
- Rosenbaum, P. (2005). Observational study. En *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science*, 3, (pp.1451-1462). <https://doi.org/10.1002/0470013192.bsa454>
- Rosenbaum, P., & Rubin, D. (1985). Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *American Statistician*, 39(1), 33-38. doi:10.1080/00031305.1985.10479383
- Traore, S. (2020). Farmer organizations and maize productivity in rural Burkina Faso: The effects of the diversion strategy on cotton input loans. *Review of Development Economics*, 24(3), 1150-1166. doi:10.1111/rode.12674
- Wollni, M., & Zeller, M. (2007). Do farmers benefit from participating in specialty markets and cooperatives? The case of coffee marketing in Costa Rica. *Agricultural Economics*, 37(2-3), 243-248. doi:10.1111/j.1574-0862.2007.00270.x
- Wongnaa, C. A., & Babu, S. (2020). Building resilience to shocks of climate change in Ghana's cocoa production and its effect on productivity and incomes. *Technology in Society*, 62(August), 101288. doi:10.1016/j.techsoc.2020.101288
- Wooldridge, J. (2009). *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*. (5.ª ed.). Cengage Learning. <https://www.academia.edu/36403293/>
- Wu, Q., Guan, X., Zhang, J., & Xu, Y. (2019). The role of rural infrastructure in reducing production costs and promoting resource-conserving agriculture. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(18), 3493. doi:10.3390/ijerph16183493
- Yang, D., & Liu, Z. (2012). Study on the Chinese farmer cooperative economy organizations and agricultural specialization. *Agricultural Economics – Czech*, 58(3), 135-146. doi:10.17221/17/2011-agricecon
- Zhang, Y.-Y., Ju, G.-W., & Zhan, J.-T. (2019). Farmers using insurance and cooperatives to manage agricultural risks: A case study of the swine industry in China. *Journal of Integrative Agriculture*, 18(12), 2910-2918. doi:10.1016/S2095-3119(19)62823-6

Anexo
Resultados del cálculo de límites de Rosenbaum

Rosenbaum bounds for delta (N = 4331 matched pairs)

Gamma	Sig+	Sig-	t-hat+	t-hat-	CI+	CI-
2.6	0.006744	0	0.070763	1.31742	0.014844	1.3626
2.65	0.022826	0	0.057362	1.32836	0.001124	1.3736
2.7	0.062318	0	0.044107	1.33909	-0.012403	1.3844
2.75	0.139799	0	0.03109	1.34961	-0.025632	1.39501
2.8	0.262672	0	0.018178	1.35993	-0.03872	1.40539
2.85	0.421924	0	0.005608	1.37003	-0.051537	1.41561
2.9	0.592329	0	-0.006722	1.37987	-0.064239	1.42557
2.95	0.744318	0	-0.018748	1.38954	-0.076632	1.43529
3	0.858324	0	0.030767	-1.39907	0.088902	1.44492

Notas. Gamma: log odds of differential assignment due to unobserved factors.

sig+: upper bound significance level.

sig-: lower bound significance level.

t-hat+: upper bound Hodges-Lehmann point estimate.

t-hat-: lower bound Hodges-Lehmann point estimate.

CI+: upper bound confidence interval ($\alpha = .95$).

CI-: lower bound confidence interval ($\alpha = .95$).

Elaboración propia, 2022.

El impacto del control familiar en la manipulación de beneficios en empresas de Latinoamérica¹¹

Daniela Chavarría Iglesias
Carlos Eduardo Peña Solsol

Introducción

Este estudio se enfoca en la manipulación de beneficios, entendida como la intervención en el proceso de divulgación de información financiera con la intención de obtener alguna ganancia privada (Schipper, 1989). Este comportamiento afecta a los inversionistas y clientes, impactando negativamente en la reputación de la empresa y su valor en el mercado (Zahra, Priem, & Rasheed, 2005). Se consideran dos variantes de esa práctica: la manipulación de beneficios devengados y la manipulación de beneficios reales.

Y nos enfocamos en el caso de empresas bajo control familiar, porque: la manipulación de beneficios es una práctica común en presencia de grupos familiares, estructuras de propiedad concentradas y asimetrías de información (Sáenz & García-Meca, 2014); el comportamiento de empresas familiares suele ser más discrecional y menos transparente que el de empresas cotizantes en bolsa (Salvato & Moores, 2010); y su gestión en manos de propietarios controladores genera dos efectos potenciales: reducción de los costos de agencia (Anderson & Reeb, 2003) o búsqueda de beneficios propios a expensas de los accionistas minoritarios (Wang, 2006).

Por todo ello, el presente estudio evalúa la relación entre empresas familiares y manipulación de beneficios, en el contexto de Latinoamérica. Esto último

¹¹ 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 2022. Los autores agradecen a su asesor, el profesor Jorge Lladó, por su valiosa contribución al trabajo.

debido a que el 85% de las firmas en esta región son empresas familiares que generan el 60% del PBI regional (EY, 2017), y una gran parte de las empresas latinoamericanas están controladas por accionistas familiares (Jara *et al.*, 2019). Además, el marco institucional en Latinoamérica proporciona poca protección legal a los derechos de los inversionistas minoritarios (La Porta *et al.*, 1999); pese a que, cuando el control de la empresa está muy concentrado y surgen conflictos de intereses con los accionistas minoritarios, las asimetrías de información elevan la probabilidad de que sean expropiados los recursos corporativos de esos accionistas (McVey & Draho, 2005).

Por otro lado, la mayoría de las investigaciones de manipulación de beneficios solo utilizan valores devengados. Mientras que en este estudio también analizamos la manipulación de beneficios reales. Ello debido a que, en los últimos años, las economías emergentes han mejorado la rigurosidad de la regulación financiera, por lo cual la manipulación de beneficios puede haber cambiado de valores devengados a valores reales (Achleitner *et al.*, 2014).

El objetivo específico del presente estudio es evaluar el efecto del control familiar sobre la manipulación de beneficios en empresas de México, Brasil, Chile, Colombia y Perú, durante el período 2016-2019. Nuestra hipótesis es la siguiente: a medida que las empresas familiares latinoamericanas son más longevas e incrementan su tamaño, podrían ser menos propensas a manipular sus beneficios, reales y en valores devengados. La relevancia de evaluar esa implicancia, importante para los inversionistas, del automonitoreo practicado por las empresas familiares, se acrecienta en el caso de Latinoamérica; región donde gran parte de las empresas son familiares y actualmente operan varios factores de incertidumbre que desaceleran la inversión nacional y extranjera. Ante lo cual, se incrementa la necesidad de alinear intereses entre accionistas y gestores a fin de evitar actos de manipulación de beneficios.

I. Revisión de literatura

1. Manipulación de beneficios

La manipulación de beneficios se deriva de la teoría de la agencia, la cual plantea, para el caso de empresas en las que hay separación entre propiedad y gestión, que el comportamiento de los gerentes no propietarios de la empresa puede estar sesgado hacia el interés propio (Jensen & Meckling, 1976; Healy, 1985; Schipper, 1989). Cuando los gerentes manipulan beneficios, actúan en detrimento de los intereses de los accionistas (Healy & Wahlen, 1999). Y tanto Fombrun, Gardberg y Barnett (2002) como Roychowdhury (2006) señalan

que las prácticas contables poco éticas conducen a la pérdida del apoyo de los inversionistas y dañan la reputación corporativa.

El presente trabajo se concentra en la manipulación reflejada en los resultados financieros, la cual puede suceder a partir del ejercicio de la discrecionalidad otorgada por las normas contables (manipulación de beneficios devengados) o de la gestión de actividades reales en proyectos de reestructuración o transacciones legítimas (manipulación de beneficios reales). La manipulación de beneficios devengados se da cuando el gerente utiliza los compromisos de cobro o pago devengados con el propósito de alterar las ganancias reportadas (Dechow & Skinner, 2000). Mientras que la manipulación de beneficios reales busca inflar u ocultar ganancias alterando montos de producción o ventas, por enajenación de activos fijos o por gastos discrecionales (Brown, Chen, & Kim, 2015; Zang, 2012). Estos últimos están concitando más atención recientemente, debido a cambios regulatorios que restringen el abuso de la discrecionalidad contable (Cohen, Dey, & Lys, 2008; Zang, 2012), a la adopción de las Normas Internacionales de Información Financiera o NIIF (Ferentinou & Anagnostopoulou, 2016), y a que es menos detectable (Cohen *et al.*, 2008; Iping & Parbonetti, 2017). Según lo hallado por Cohen, Mashruwala y Zach (2010), la manipulación de beneficios reales impacta negativamente en los flujos de efectivo futuros y en el valor de la empresa a largo plazo.

2. Involucramiento familiar

La propiedad familiar afecta el gobierno corporativo a través de las decisiones de gestión y la calidad de los ingresos (Ali, Chen, & Radhakrishnan, 2007; Wang, 2006). Las empresas latinoamericanas listadas en bolsa se caracterizan por poseer altos niveles de concentración de propiedad, y por la presencia de grupos familiares (La Porta *et al.*, 1999; Castañeda, 2000; Rabelo & Coutinho, 2001; Santiago, Brown, & Báez-Díaz, 2009).

Según Miller y Le Breton-Miller (2003), una empresa es clasificada como familiar cuando una familia posee un nivel de propiedad tal que pueda determinar la composición del directorio, y cuando un integrante de la familia es el CEO. Dicho nivel de propiedad debe ser de al menos un 20% del capital social de la empresa, según Villalonga y Amit (2006). Las empresas familiares se caracterizan por el enfoque a largo plazo y una activa participación en la gestión (Basu, Dimitrova, & Paeglis, 2009).

Cabe resaltar que las familias suelen dar más importancia a la preservación de la riqueza socioemocional, representada por la utilidad que les genera el

control de la gestión de la empresa, que al incremento de los retornos contables en el corto plazo (Gómez-Mejía *et al.*, 2011).

3. Manipulación de beneficios y control familiar

Varios estudios hallan una relación inversa entre las variables «control familiar» y «manipulación de beneficios». En las empresas familiares, habría menos incentivos para manipular beneficios (Khan, Chand, & Patel, 2013; Landry, Deslandes, & Fortin, 2013). Ali *et al.* (2007) muestran que las empresas familiares reportan ingresos de mejor calidad. Wang (2006) muestra que la propiedad en manos de la familia fundadora se asocia con menores acumulaciones anormales y menor persistencia de los componentes transitorios de pérdida en los ingresos. Landry *et al.* (2013) encuentran evidencia de que la familia propietaria controla la gestión de los directores.

Pero otros estudios encuentran asociaciones positivas entre ambas variables. Las empresas familiares tienden a tener mayores niveles de devengos que las no familiares (Bar-Yosef & Prencipe, 2009). Fan y Wong (2002) encuentran que la propiedad altamente concentrada de corporaciones asiáticas bajo control familiar reduce la calidad de los informes financieros y favorece la manipulación de beneficios.

Entre los factores que inciden en el signo de dicha asociación, los estudios identifican la reputación como un aspecto fundamental para las empresas familiares. Block (2010) sugiere que las familias propietarias tienen incentivos para evitar acciones que puedan dañar la reputación de su empresa. Anderson y Reeb (2003) señalan que la presencia sostenida de la administración familiar crea poderosos efectos en la reputación y rentabilidad. Liu *et al.* (2017) encuentran, para una muestra del S&P 500, que las empresas familiares tienden a tener un mayor desempeño en responsabilidad social corporativa, a fin de preservar legitimidad y riqueza socioemocional.

En lo referido al horizonte de inversión, las familias fundadoras suelen ser inversionistas a largo plazo. Almeida-Santos *et al.* (2013) encontraron que las empresas de tipo familiar tienen devengos discretionales negativos superiores; lo cual indica una subestimación de beneficios en el corto plazo. Y Xie, Davidson y DaDalt (2003) encuentran una menor manipulación de beneficios en empresas con miembros de la junta financieramente sofisticados; lo que sugiere que la presencia de estos está asociada a la permanencia de la familia fundadora como accionista.

La literatura especializada también identifica la importancia del factor generacional. Westhead (2003) muestra que las empresas familiares de primera

generación tienen más probabilidades que las multigeneracionales de priorizar los objetivos familiares sobre los comerciales. Lo cual sugiere que, conforme la antigüedad de la empresa familiar es mayor, su enfoque cambia de los objetivos familiares a una combinación de objetivos familiares y comerciales.

Respecto a los tipos de manipulación de beneficios, la evidencia indica que las empresas familiares se han involucrado más en la manipulación de beneficios reales y menos en la de beneficios devengados, debido a las prácticas contables impuestas por la ley Sarbanes-Oxley (SOX) (Cohen *et al.*, 2008; Zang, 2012). Y una evaluación del caso de las empresas familiares en Bangladesh ha encontrado que la manipulación de beneficios reales predomina en comparación con las empresas no familiares; y que no existe una relación lineal sino curvilínea entre el nivel de tal manipulación y el nivel de propiedad familiar (Razzaque, Ali, & Mather, 2016).

Por último, también deben tenerse en cuenta los diferentes entornos institucionales. Chi *et al.* (2015) recuerdan que los hallazgos en la materia obtenidos por estudios enfocados en países desarrollados pueden no ser generalizables a países en desarrollo, debido a diferencias en el grado de concentración de la propiedad y el entorno institucional. Gopalan y Jayaraman (2012) muestran que, en países donde es relativamente débil la protección al inversionista, la manipulación de beneficios tiene una fuerte asociación con el consumo de beneficios privados. Y es relevante la descripción, hecha por Sáenz y García-Meca (2014), de la presencia en Latinoamérica de estructuras de propiedad concentradas y grupos familiares, porque en empresas familiares hay mayores asimetrías de información y esto a los accionistas minoritarios les incrementa el riesgo de que sus recursos corporativos puedan ser expropiados (Sacristán-Navarro & Gómez-Ansón, 2007).

II. Marco analítico y metodología

1. Marco analítico

A la luz de los estudios consultados, se identifican dos posibles efectos contrapuestos del control familiar sobre la manipulación de beneficios. Uno es el efecto del atrincheramiento, el cual incentiva un comportamiento oportunista respecto al manejo de los beneficios, porque una alta concentración de la propiedad propicia que los accionistas mayoritarios expropien riqueza de los accionistas no pertenecientes a la familia propietaria (Shleifer & Vishny, 1997). Cuando miembros de la familia propietaria ocupan puestos en la junta directiva y en el equipo de gestión, el monitoreo sobre la gestión se vuelve ineficiente

y se producen asimetrías de información entre los accionistas mayoritarios y minoritarios; lo que facilita que miembros de dicha familia puedan manipular el reporte de ingresos para obtener beneficios privados (Wang, 2006).

El otro efecto es de alineación, el cual se basa en los incentivos que la familia propietaria tiene para ejercer un monitoreo efectivo de la gestión de su empresa, y para que los respectivos ingresos sean reportados transparentemente (Wang, 2006). Dado que dicha familia busca maximizar el valor de la empresa a largo plazo como herencia para sus futuras generaciones, no tiene incentivos de poner en peligro la reputación corporativa priorizando beneficios en el corto plazo (Wang, 2006).

Ambos efectos operan en Latinoamérica, donde a favor del efecto atrincheramiento actúan la corrupción, la ineficiente gestión gubernamental y un Estado de derecho débil, que en conjunto incrementan los costos de transacción y de agencia (Manzetti & Wilson, 2007); todo ello en mercados con estructuras de propiedad altamente concentradas y un bajo nivel de protección para los inversionistas minoritarios (Djankov *et al.*, 2008).

Sin embargo, varios países latinoamericanos han reformado sus marcos legales e impuesto castigos más fuertes a los casos de corrupción (Sáenz & García-Meca, 2014). Y la creación de instituciones como la Mesa Redonda Latinoamericana de Gobierno Corporativo promovió una nueva era de gobierno corporativo en América Latina (Diamandis & Drakos, 2011). Los códigos y leyes ahora prevaletentes en la región se basan en los principios de buen gobierno corporativo de la OCDE, que promueven la transparencia, la eficiencia del mercado y la protección a los accionistas (Rodríguez-Ariza, Martínez-Ferrero, & Bermejo-Sánchez, 2016). Dado el bajo nivel de protección a accionistas minoritarios, las empresas tienen la oportunidad de adoptar voluntariamente las mejores prácticas de gobierno corporativo, y así compensar parcialmente a los inversores por el débil entorno institucional (Garay & González, 2008). La consiguiente transparencia y rendición de cuentas permite atraer inversión extranjera (Globerman & Shapiro, 2003); y, de hecho, en décadas recientes hubo un *boom* de inversión extranjera en Latinoamérica, lo cual motiva a las empresas a tener una buena reputación corporativa (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [Cepal], 2021).

Nuestra hipótesis también tiene en cuenta a la literatura especializada sobre el problema de agente-principal, el cual está presente en todas las empresas debido al riesgo de que los directores persigan sus propios intereses (Bammens, Voordeckers, & Van Gils, 2011). Esto se debe a que los gerentes no son dueños de la empresa y su patrimonio personal es poco afectado si toman decisiones

que no maximicen el valor de la firma; es decir, sus intereses no están alineados con los de accionistas (Jensen & Meckling, 1976). Interesantemente, dicha teoría plantea que las empresas familiares tienen niveles nulos o muy bajos de costos de agencia, porque el control familiar restringe el comportamiento oportunista de los gerentes (Ang, Cole, & Lin, 2000).

Se podría deducir, entonces, con base en el efecto alineación y el costo cero de agencia, que la manipulación de beneficios no tendría cabida en empresas familiares. Al respecto, recordemos que los estudios consultados distinguen entre manipulación de beneficios basada en valores devengados y la basada en beneficios reales, y que la primera no tiene ningún efecto considerable sobre el valor de la empresa a largo plazo (Liu *et al.*, 2017). Además de que la más estricta regularización financiera actual permite detectar si una empresa realiza manipulación de beneficios basada en valores devengados, afectándose así la reputación de la empresa familiar. Mientras que la manipulación de beneficios reales, por tener consecuencias subóptimas a largo plazo (Liu *et al.*, 2017), atentaría contra el objetivo de maximización del valor de la empresa familiar intergeneracionalmente.

Sin embargo, en vista de que las enseñanzas de la literatura especializada revelan que el comportamiento de las empresas familiares en materia de manipulación de beneficios varía según las características de la empresa, nuestro análisis en el presente trabajo se aplica a empresas formales y listadas en bolsa, susceptibles, por ende, de guiarse por un enfoque de largo plazo y de adoptar voluntariamente las buenas prácticas de gobierno corporativo.

Más específicamente, nosotros consideramos que, conforme la empresa familiar tenga más años en el mercado y crezca su tamaño, el efecto alineación podría tender a ser mayor que el efecto atrincheramiento. Tommasetti *et al.* (2019) muestran que las empresas familiares antiguas se involucran menos que las jóvenes en prácticas de manipulación de beneficios, evidenciando así que las empresas familiares no son un grupo homogéneo. Si una empresa familiar tiene varios años de antigüedad, está revelando su objetivo de continuidad generacional basada en el deseo compartido por fundadores y sucesores de mantener el control de la propiedad (Ramírez, 2015). Este objetivo implica una visión alineada con un horizonte de largo plazo.

Nuestro análisis también espera que las empresas, al incrementar su tamaño, medido por el nivel de activos que manejan, tengan sistemas de control más sofisticados y estén sujetas a un mayor monitoreo por parte de inversionistas, de modo que el fraude contable sea menos probable que en empresas pequeñas (Goodwin-Stewart & Kent, 2006). Esperamos, por lo tanto, que conforme las

empresas tengan más años de funcionamiento con presencia familiar clave en su accionariado y gestión, así como un mayor nivel de activos, probablemente vean reducidos sus costos de agencia e incentivos para manipular beneficios.

En consecuencia, formulamos la siguiente hipótesis: a medida que las empresas familiares latinoamericanas son más longevas e incrementan su tamaño, podrían tender a incurrir menos en la manipulación de beneficios, reales y devengados.

2. Metodología

2.1 Medida de manipulación de beneficios

2.1.1 Manipulación de beneficios devengados

Para estimar el valor de la manipulación de beneficios devengados, se implementa la metodología residual del modelo de Jones (1991), utilizando como medida de dicha manipulación al componente discrecional del ajuste total de devengados. Como no todas las acumulaciones de devengados son discretionales, es necesario separar el componente discrecional del no discrecional para poder determinar la presencia y extensión de esta manipulación de beneficios.

Siguiendo a estudios previos (Mongrut & Winkelried, 2019; Rodríguez-Ariza *et al.*, 2016), se define el ajuste total de devengados como el agregado de componentes esperados no discretionales usualmente relacionados con el desempeño operativo de la empresa:

$$ATD_{it} = [\Delta AC_{it} - \Delta Efectivo_{it}] - [\Delta PC_{it} - \Delta Deuda Corto Plazo_{it} - \Delta Impuestos por pagar_{it}] - DA_{it}$$

en donde *AC* es el activo corriente, *PC* es el pasivo corriente y *DA* representa la depreciación y amortización.

A partir de ello, mediante el modelo de Jones (1991) ajustado por Dechow, Sloan y Sweeney (1995), se calcula el ajuste discrecional que finalmente supondrá la manipulación de beneficios devengados:

$$\frac{ATD_{it}}{A_{i,t-1}} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \alpha_{2t} \left(\frac{\Delta(Ventas - CC)_{it}}{A_{i,t-1}} \right) + \alpha_{3t} \left(\frac{PPE_{it}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_t$$

en donde *ATD* es el ajuste total de devengados; *CC* son las cuentas por cobrar; *PPE* es la propiedad, planta y equipo; y *A_{i,t-1}* representa el nivel de activos del período previo. En particular, *PPE* controla la porción de devengados totales relacionada con el gasto en depreciación no discrecional. La ecuación

es escalada por $A_{i,t-1}$ para poder controlar problemas de heterocedasticidad (Jones, 1991).

El componente no discrecional de las acumulaciones devengadas es la suma de los primeros cuatro términos, que capturan los movimientos predecibles de las acumulaciones debido al funcionamiento normal de la empresa. El último término, ε_t , es un residuo que representa las acumulaciones de devengados consideradas como discretionales porque no son explicadas por los factores que describen las acumulaciones esperadas.

Puesta en términos de la desagregación $ATD_{it} = ANDD_{it} + ADD_{it}$, la expresión para encontrar el componente discrecional se reescribe así:

$$\frac{ANDD_{it}}{A_{i,t-1}} = \frac{\widehat{ATD}_{it}}{A_{i,t-1}} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{1t} \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \hat{\alpha}_{2t} \left(\frac{\Delta(\text{Ventas} - \text{CC})_{it}}{A_{i,t-1}} \right) + \hat{\alpha}_{3t} \left(\frac{PPE_{it}}{A_{i,t-1}} \right)$$

$$\frac{AND_{it}}{A_{i,t-1}} = \frac{ATD_{it}}{A_{i,t-1}} - \frac{ANDD_{it}}{A_{i,t-1}} = \varepsilon_{it}$$

2.1.2 Manipulación de beneficios reales

Para el caso de la manipulación de beneficios reales, se implementa la propuesta de Roychowdhury (2006), consistente en detectar esta manipulación utilizando alternadamente el nivel anormal del flujo de caja operativo $FCOA$, el nivel anormal de gastos discretionales GDA y el nivel anormal de costos de producción $CPRODA$ (Rodríguez-Ariza *et al.*, 2016).

La estimación correspondiente también es formulada con una metodología residual. En primer lugar, el flujo de caja operativo se define como: $FCO_{it} = IN_{it} + DA_{it} + (\Delta PC_{it} - \Delta AC_{it})$. En donde IN es el ingreso neto, DA es la depreciación y amortización, PC representa los pasivos corrientes y AC , los activos corrientes. El nivel normal del flujo de caja operativo se calcula con los siguientes elementos explicativos:

$$\frac{FCO_{it}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{\text{Ventas}_{it}}{A_{i,t-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{\Delta \text{Ventas}_{it}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_t$$

De esta manera, el nivel anormal del flujo de caja operativo está dado por el término no explicado:

$$\frac{FCOA_{it}}{A_{i,t-1}} = \frac{FCO_{it}}{A_{i,t-1}} - \frac{\widehat{FCO}_{it}}{A_{i,t-1}} = \varepsilon_t$$

En segundo lugar, los gastos discrecionales son definidos como: $GD_{it} = Publicidad_{it} + I\&D_{it} + VGA_{it}$. En donde *Publicidad* es el gasto en publicidad; *I&D* es el gasto en investigación y desarrollo; y *VGA* son los gastos por ventas, generales y administrativos. El nivel normal de los gastos discrecionales se calcula con los siguientes elementos explicativos:

$$\frac{GD_{it}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{Ventas_{it}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_t$$

Así, el nivel anormal de gastos discrecionales queda descrito por el término residual:

$$\frac{GDA_{it}}{A_{i,t-1}} = \frac{GD_{it}}{A_{i,t-1}} - \widehat{\frac{GD_{it}}{A_{i,t-1}}} = \varepsilon_t$$

En tercer lugar, el costo de producción se define como: $CPROD_{it} = COGS_{it} + \Delta Inv_{it}$. En donde *COGS* es el costo de venta e *Inv* representa los inventarios. El nivel normal de los costos de producción se calcula con las siguientes variables explicativas:

$$\begin{aligned} \frac{CPROD_{it}}{A_{i,t-1}} = & \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{Ventas_{it}}{A_{i,t-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{\Delta Ventas_{it}}{A_{i,t-1}} \right) \\ & + \beta_4 \left(\frac{\Delta Ventas_{it-1}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Con ello, el nivel anormal de costos de producción se expresa como el factor no explicado:

$$\frac{CPRODA_{it}}{A_{i,t-1}} = \frac{CPROD_{it}}{A_{i,t-1}} - \widehat{\frac{CPROD_{it}}{A_{i,t-1}}} = \varepsilon_t$$

Por último, el indicador de manipulación de beneficios reales (MBR) se construye agregando los niveles anormales de los componentes antes descritos (Zang, 2012).

$$MBR = (-FCOA_{it}) + (-GDA_{it}) + CPRODA_{it}$$

Cuanto mayor sea el valor de MBR, más probable es que la empresa esté alterando sus costos reales y gastos discrecionales para manipular los beneficios reportados.

2.2 Medida de empresa familiar

La literatura especializada ofrece varias definiciones de empresa familiar, basadas en diferentes criterios. Los dos más utilizados son propiedad y gestión familiares (Liu *et al.*, 2017).

Tabla 1
Criterios para definir a una empresa familiar

Concepto	Definición
Propiedad accionaria	Control sobre la estrategia de una empresa a través de decisiones en las asambleas generales de accionistas.
Gestión	Influencia significativa en el manejo administrativo y/o financiero de la empresa a través de puestos directivos.

Fuente: Ramírez (2015). Elaboración propia, 2022.

Pero en dicha literatura no existe un consenso respecto a la medición. Por ello, nosotros utilizamos las características más relevantes para las definiciones en la tabla 1: control accionarial, y participación en la gestión de la empresa.

Así, una empresa es familiar si se cumplen las siguientes condiciones:

1. **Propiedad.** Los integrantes de la familia concentran un 20% o más de las acciones; nivel considerado suficiente para un control efectivo (Ghaleb, Kamardin, & Tabash, 2020).
2. **Gestión.** Al menos un miembro de la familia es parte del directorio o ejerce funciones prominentes en la empresa (*e. g.*, CEO, CFO).

Para ambas condiciones, identificamos como familiar al funcionario con el mismo apellido que los fundadores de la empresa.

III. Análisis de resultados

1. Sección empírica

1.1 Datos y fuentes de información

Utilizamos una base de datos anuales durante el período 2016-2019 de empresas listadas en la bolsa respectiva de México, Brasil, Chile, Colombia y Perú, excluyendo a las empresas financieras (Liu *et al.*, 2017). Según el Banco Mundial (2020), esos cinco países son en conjunto los de mayor nivel de capitalización bursátil en la región latinoamericana. En México hay un gran nivel

de participación familiar en la junta directiva y puestos de CEO; en Brasil, los fundadores tienen una activa participación; en Chile es alta la proporción de empresas familiares cotizadas en bolsa; en el Perú, hay una alta concentración accionaria familiar (Vázquez, Carrera, & Cornejo, 2020); y familiares eran el 46% de las empresas notificantes de información a la supervisora colombiana (Superintendencia de Sociedades, 2012). Además, Brasil y México tienen los mercados más grandes de la región; mientras que las empresas familiares en Perú y Chile tuvieron que adaptar sus estrategias y estructuras organizativas cuando su inserción en mercados globales fue impulsada por los entornos institucionales abiertos que sustituyeron a los intervencionistas de antaño (Pérez & Lluch, 2016).

Para la construcción de nuestra base de datos, recopilamos información financiera de Economatica. En Refinitiv, obtuvimos la propiedad accionaria, así como la evolución histórica de los miembros de la junta directiva y puestos de gestión de cada empresa. Y buscamos los datos faltantes en la página web oficial de cada empresa. Cabe señalar que la información de propiedad accionaria, y de las relaciones familiares entre los propietarios y los miembros de la junta directiva, fue recopilada manualmente para cada observación utilizada en nuestro análisis.

1.2 Estadísticos descriptivos

La tabla 2 muestra las características, relevantes para nuestra hipótesis, de las empresas familiares según su nivel de propiedad y gestión. Donde el nivel de accionariado de las familias es presentado en tres rangos, cuyos puntos de corte son 10%, 50% y 90%. Allí, se observa que el tamaño de la empresa familiar cambia significativamente entre niveles de propiedad, pero no por número de familiares en la junta directiva o en puestos de gestión. Las empresas con mayor tamaño en promedio tienen niveles de propiedad familiar entre el 50% y el 90%. Las empresas con dos familiares en la junta directiva o en puestos de gestión, y un nivel de propiedad superior al 90%, presentan en promedio más años en funcionamiento. Y los datos descriptivos indican que, en tendencia, las empresas familiares tienen aproximadamente 50 años o más.

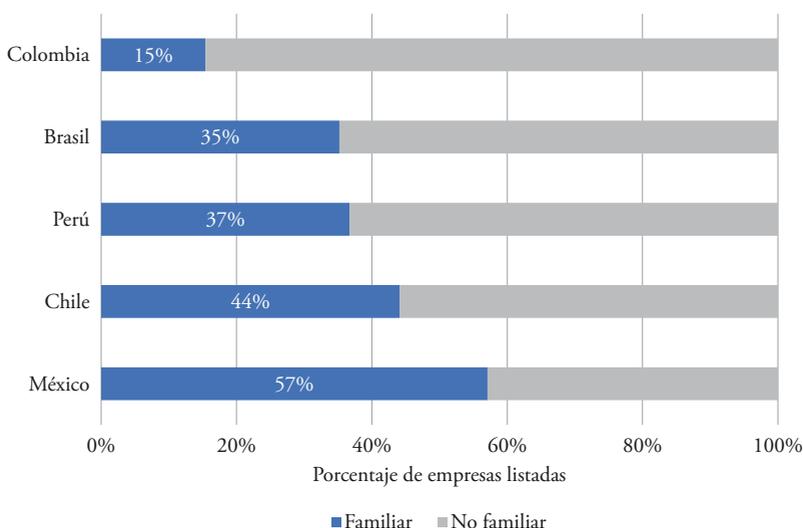
Tabla 2
Empresas familiares según su nivel de propiedad y gestión

Accionariado de familia (p)	1 familiar en gestión			2 familiares en gestión			3 familiares o más en gestión		
	Porcentaje de firmas	Promedio tamaño	Promedio edad	Porcentaje de firmas	Promedio tamaño	Promedio edad	Porcentaje de firmas	Promedio tamaño	Promedio edad
10%≤p<50%	5.34%	8.58	49.25	5.79%	8.69	58.54	9.20%	8.73	50.68
50%≤p<90%	5.64%	9.02	51.76	2.67%	9.1	45.44	9.94%	9.03	62.21
p≥90%	0.89%	7.89	64.67	0.74%	7.53	65.4	2.82%	8.69	39.47

Fuentes: Economatica y Refinitiv. Elaboración propia, 2022.

La figura 1 muestra la proporción de empresas familiares con respecto al total de empresas listadas en la Bolsa de Valores de Lima (BVL), en la Bolsa de Comercio de Santiago, en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV), en la Bolsa de Valores de Colombia (BVC) y en la Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). Encontramos que México es el país de nuestra muestra donde es más alta la proporción de empresas listadas en bolsa que son controladas y gestionadas por alguna familia (57%). Le siguen Chile (44.1%), Perú (36.7%), Brasil (35.2%) y Colombia (15.4%).

Figura 1
Tipos de empresas listadas en bolsa en Latinoamérica



Fuentes: BVL, Bolsa de Santiago, BMV, BVC, Bovespa. Elaboración propia, 2022.

México también es el país de nuestra muestra donde es mayor el posicionamiento de una familia en la administración de la empresa familiar listada en bolsa, alcanzando en algunos casos hasta 10 miembros de una misma familia en el directorio o en cargos corporativos importantes. Las empresas familiares colombianas listadas, por el contrario, no tienen más de tres miembros de la familia en la administración.

2. Modelo empírico

Primero estimamos anualmente con MCO el siguiente modelo econométrico, donde las variables explicativas relevantes son la empresa familiar, su vigencia, su tamaño, y las interacciones entre esas tres variables. Y donde la variable dependiente es la manipulación de beneficios (MB), medida alternativamente como manipulación de beneficios reales (MBR) o como manipulación de beneficios devengados (ADD) a fin de poder capturar ambas formas de MB (Rodríguez-Ariza *et al.*, 2016):

$$MB_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 FAM_{it} + \gamma_2 EDAD_{it} + \gamma_3 TAM_{it} + \gamma_4 FAM_{it} \times EDAD_{it} + \gamma_5 FAM_{it} \times TAM_{it} + \gamma_6 APA_{it} + \gamma_7 CREC_{it} + \gamma_8 ROA_{it} + \gamma_9 AUD_{it} + \gamma_{10} GOVC_{it} + \varepsilon_{it}$$

Así, *FAM* es la variable *dummy* que indica si la empresa es familiar (1) o no (0); *EDAD* representa la vigencia en años de la empresa desde su fundación; *TAM* es el tamaño de la empresa medido por el logaritmo natural de activos al finalizar el año; *APA* es el apalancamiento de la empresa medido por el ratio de pasivos totales entre activos totales; *CREC* es el crecimiento de la empresa medido como el porcentaje del incremento en ventas; *ROA* es el retorno sobre los activos medido como el ratio entre utilidad neta y activos totales; *AUD* es la calidad de auditoría, expresada como una variable *dummy* que toma el valor de (1) si la empresa es auditada por una de las «big 4» (Price Waterhouse Coopers, Ernst & Young, KPMG y Deloitte), o, si no, de (0); y *GOVC* es el nivel de gobierno corporativo, medido como una variable *dummy* que toma el valor de (1) si la empresa tiene una puntuación de gobierno corporativo por lo menos satisfactoria de acuerdo con sistema ESG de Refinitiv, o de (0), si no la tiene.

En esta regresión, el resultado de interés es descrito por el efecto que muestran tanto las variables de empresa familiar, de vigencia y de tamaño (γ_1 , γ_2 , γ_3), como las interacciones de dichas variables con la empresa familiar (γ_4 , γ_5).

Tabla 3
Interpretación de coeficientes asociados a la empresa familiar, vigencia y tamaño

Empresa no familiar $FAM = 0$		Vigencia ($EDAD$)	
		$EDAD = 0$	$EDAD > 0$
Tamaño	$TAM = 0$	γ_0	$\gamma_0 + \gamma_2 \times EDAD$
(TAM)	$TAM > 0$	$\gamma_0 + \gamma_3 \times TAM$	$\gamma_0 + \gamma_2 \times EDAD + \gamma_3 \times TAM$
Empresa familiar $FAM = 1$		Vigencia ($EDAD$)	
		$EDAD = 0$	$EDAD > 0$
Tamaño	$TAM = 0$	$\gamma_0 + \gamma_1$	$\gamma_0 + \gamma_1 + (\gamma_2 + \gamma_4) \times EDAD$
(TAM)	$TAM > 0$	$\gamma_0 + \gamma_1 + (\gamma_3 + \gamma_5) \times TAM$	$\gamma_0 + \gamma_1 + (\gamma_2 + \gamma_4) \times EDAD + (\gamma_3 + \gamma_5) \times TAM$

Elaboración propia, 2022.

En la tabla 3, se observan los escenarios para los distintos valores de las variables explicativas. El coeficiente γ_0 representa el efecto marginal sobre la manipulación de beneficios en el caso de empresas no familiares recién fundadas y de poco tamaño. Similarmente, el coeficiente γ_1 representa dicho efecto marginal en el caso de empresas familiares nuevas y de poco tamaño. Obviamente, el logaritmo natural de los activos, con el cual medimos ese tamaño, se aproximará a cero para niveles bajos de activos.

En el caso más general, cuando la empresa es familiar con una vigencia de por lo menos un año y un nivel de activos suficientemente alto, el efecto sobre MB está dado por $\gamma_0 + \gamma_1 + (\gamma_2 + \gamma_4) \times EDAD + (\gamma_3 + \gamma_5) \times TAM$; el cual cuenta con una parte fija (similar al caso de la empresa familiar recién fundada y de poco tamaño) y con una parte variable que depende de la vigencia y del tamaño. Esta especificación permite diferenciar tanto entre el efecto de una empresa familiar longeva y el de una recién fundada, como entre el efecto de una empresa de gran tamaño y el de una con bajo nivel de activos.

Al respecto, se espera que una empresa familiar recién fundada y de poco tamaño sea más propensa a incurrir en MB ($\gamma_0 + \gamma_1 > 0$), para nivelar su posición competitiva con las empresas no familiares; y también se espera que la MB sea menos probable en una empresa familiar vigente por varios años y/o de gran tamaño, porque tiene una reputación que mantener y expectativas de permanencia en el futuro. Se infiere entonces que, a mayor número de años de existencia de la empresa familiar, esta realiza menos prácticas de MB ($\gamma_2 + \gamma_4 < 0$) y que, a mayor tamaño de la empresa familiar, su interés en manipular beneficios también decrece ($\gamma_3 + \gamma_5 < 0$).

Nuestra metodología es complementada con un análisis de diferencias en diferencias, a fin de evaluar el efecto adicional sobre la manipulación de beneficios en los siguientes escenarios relevantes:

1. Efecto adicional de empresa familiar (general) con respecto a una familiar recién fundada y sin activos:

$$[\gamma_0 + \gamma_1 + (\gamma_2 + \gamma_4) \times EDAD + (\gamma_3 + \gamma_5) \times TAM] - [\gamma_0 + \gamma_1] \\ = (\gamma_2 + \gamma_4) \times EDAD + (\gamma_3 + \gamma_5) \times TAM$$

2. Efecto absoluto de una empresa no familiar (general):

$$\gamma_0 + \gamma_2 \times EDAD + \gamma_3 \times TAM$$

3. Efecto adicional de empresa familiar con respecto a una no familiar (general):

$$[\gamma_0 + \gamma_1 + (\gamma_2 + \gamma_4) \times EDAD + (\gamma_3 + \gamma_5) \times TAM] - [\gamma_0 + \gamma_2 \times EDAD + \gamma_3 \times TAM] \\ = \gamma_1 + \gamma_4 \times EDAD + \gamma_5 \times TAM$$

4. Efecto adicional de empresa no familiar (general) con respecto a una no familiar recién fundada y sin activos:

$$[\gamma_0 + \gamma_2 \times EDAD + \gamma_3 \times TAM] - [\gamma_0] = \gamma_2 \times EDAD + \gamma_3 \times TAM$$

5. Efecto adicional de empresa familiar recién fundada y sin activos, con respecto a una no familiar recién fundada y sin activos:

$$[\gamma_0 + \gamma_1] - [\gamma_0] = \gamma_1$$

Adicionalmente, incluimos controles para capturar el verdadero efecto de las variables explicativas de interés. Se controla por apalancamiento, porque las empresas más endeudadas estarán sujetas a un escrutinio más estricto por parte de los acreedores, de manera que tienen incentivos para reportar información financiera de mayor calidad (Pazzaglia, Mengoli, & Sapienza, 2013). Se controla por crecimiento, debido a que las empresas más empeñadas en crecer rápidamente pueden ser propensas a manipular beneficios para inflar su desempeño (McNichols, 2000). Se controla por ROA, pues los bajos niveles de rentabilidad por unidad de activo parecen estar asociados con intensas gestiones de ganancias (Ali *et al.*, 2007). Se controla por calidad de audito-

ría, porque se espera que la calidad de información contable reportada esté relacionada con la reputación de los auditores, la cual limita la posibilidad de la manipulación de beneficios (Sáenz & García-Meca, 2014). Por último, se controla por el gobierno corporativo, ya que el cuidado de su calidad incentiva la transparencia en la información y esto hace menos probable la manipulación de beneficios (Liu *et al.*, 2017).

3. Discusión de resultados

La tabla 4 presenta el efecto, sobre la manipulación de beneficios basada en valores devengados (ADD), de las variables de interés: empresa familiar, su vigencia, su tamaño, y de las interacciones entre esas tres variables. Si bien la respectiva significancia es irregular en los años 2016-2018, en el año 2019 sí resultan muy significativos los efectos tanto de la variable familiar como de su interacción con vigencia y con tamaño (anexo 1).

Tabla 4
Impacto de variables de interés sobre la manipulación de beneficios devengados

Explicativas de interés	Manipulación de beneficios devengados (ADD)			
	2016	2017	2018	2019
Familiar	-0.230*** (0.00)	-0.283 (0.12)	-0.561 (0.33)	0.784*** (0.00)
Vigencia	0.0000778 (0.75)	-0.000319 (0.11)	0.000309 (0.11)	-0.00012 (0.54)
Tamaño	0.00839 (0.23)	-0.00328 (0.65)	0.00607 (0.25)	0.0053 (0.38)
Familiar x Vigencia	-0.000126 (0.82)	0.000229 (0.68)	0.00186** (0.05)	-0.00141*** (0.00)
Familiar x Tamaño	0.0121*** (0.00)	0.0134 (0.13)	0.0217 (0.43)	-0.0345*** (0.01)
Constante	-0.106 (0.41)	0.0587 (0.66)	-0.179* (0.06)	-0.0795 (0.47)
<i>N</i>	254	257	255	257

Notas. *p-values* entre paréntesis: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuentes: BVL, Bolsa de Santiago, BMV, BVC, Bovespa. Elaboración propia, 2022.

En dicha tabla, se observa que una empresa familiar muy reciente ($EDAD = 0$) y con pocos activos ($TAM = 0$) es más probable que incurra en la manipulación tipo ADD, pues el coeficiente asociado es positivo (0.784)¹². Sin embargo, coeficientes negativos muestran los efectos de la interacción de empresa familiar con vigencia (-0.00141) y con tamaño (-0.0345); lo cual implica que, mientras más años tenga la empresa en el mercado y/o mientras mayor sea su tamaño, menos probable es que incurra en manipulación de beneficios basados en beneficios devengados. Por otro lado, no se encuentra un efecto significativo para las variables vigencia y tamaño individualmente; lo cual indica que, independientemente de si la empresa es familiar o no, no hay un efecto de ambas variables sobre la manipulación de beneficios devengados.

Con los parámetros estimados, se obtiene que el efecto total neto está dado por:

$$+0.784 - 0.00141 \times EDAD - 0.0345 \times TAM$$

Este resultado implica que, para valores suficientemente bajos de vigencia y de tamaño, las empresas familiares serán más propensas a realizar actividades de manipulación de beneficios basados en valores devengados. Inversamente, para valores suficientemente altos de edad y/o de tamaño, la empresa familiar será menos propensa a incurrir en estas prácticas.

Es más, ese resultado también implica que, para un tamaño nulo, el efecto sobre la manipulación de beneficios devengados estaría dado por $0.784 - 0.00141 \times EDAD$. En este contexto, el punto de inflexión en el efecto ocurre cuando:

$$0.784 - 0.00141 \times EDAD = 0$$

$$EDAD = 556$$

Por lo tanto, una empresa podría tender a incurrir en manipulación de beneficios, incluso si es muy longeva, cuando su tamaño no crece a lo largo de los años. Es necesaria entonces una evaluación del balance entre vigencia y tamaño de la empresa familiar, a fin de determinar si efectivamente es más propensa a incurrir en manipulación de beneficios basado en valores devengados.

¹² Cabe recalcar que la variable dependiente de manipulación de beneficios es construida, sea en valores devengados o en reales, como una medida cualitativa de intensidad; por lo cual no tiene una interpretación cuantitativa.

Estos hallazgos nuestros son consistentes con los obtenidos por Wang (2006), quien encuentra que las empresas familiares no tienen incentivos para arriesgar su reputación corporativa por perseguir beneficios en el corto plazo. Además, encontramos evidencia de la heterogeneidad de las empresas familiares al igual que Tommasetti *et al.* (2019), quienes encuentran que las empresas familiares más longevas incurren menos que las más jóvenes en prácticas de manipulación de beneficios devengados. Por otro lado, a diferencia de Gavana, Gottardo y Moisello (2017), nuestros datos indican que la teoría sobre la riqueza socioemocional no es más predominante en la etapa fundacional del control familiar y menos en las etapas generacionales posteriores.

Adicionalmente, nuestros resultados empíricos permiten evaluar el efecto adicional en las siguientes circunstancias antes descritas:

1. Efecto adicional de empresa familiar (general) con respecto a una familiar sin activos y recién fundada: $(\gamma_2 + \gamma_4) \times EDAD + (\gamma_3 + \gamma_5) \times TAM$

Dado que $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$,

$$\text{Efecto adicional: } \gamma_4 \times EDAD + \gamma_5 \times TAM = -0.00141 \times EDAD - 0.0345 \times TAM$$

Como la edad y tamaño son variables positivas, a mayor valor de ambas, el efecto adicional será negativo.

2. Efecto absoluto de una empresa no familiar (general): $\gamma_0 + \gamma_2 \times EDAD + \gamma_3 \times TAM$.

Dado que $\gamma_0 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$, *Efecto absoluto* = 0.

3. Efecto adicional de empresa familiar con respecto a una no familiar (general): $\gamma_1 + \gamma_4 \times EDAD + \gamma_5 \times TAM = 0.784 - 0.00141 \times EDAD - 0.0345 \times TAM$.

4. Efecto adicional de empresa no familiar (general) con respecto a una no familiar sin activos y recién fundada: $\gamma_2 \times EDAD + \gamma_3 \times TAM$.

Dado que $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$, *Efecto adicional*: 0

5. Efecto adicional de empresa familiar sin activos y recién fundada con respecto a una no familiar sin activos y recién fundada: $\gamma_1 = 0.784$.

Mientras que, para el caso de manipulación de beneficios reales (MBR), no encontramos efectos significativos ni consistentes (anexo 2). Si la MBR no es detectada, y dado que no afecta de manera directa a la reputación de la empresa, podría no haber diferencia en la magnitud del involucramiento en esta práctica entre empresas familiares y no familiares. Otra posible explicación se relaciona con la periodicidad de los datos, ya que no utilizamos datos

trimestrales. La MBR es flexible y puede tener lugar en cualquier momento del año, a diferencia de la manipulación de valores devengados que suele llevarse a cabo al final del año (Razzaque *et al.*, 2016).

4. Análisis de robustez

Debido a que la definición empírica de empresa familiar puede variar según niveles de accionariado familiar y/o de número de familiares en la alta dirección, realizamos la regresión respecto a la manipulación de beneficios devengados (ADD) en el año 2019, para nueve niveles de accionariado mínimo poseído por familiares (propiedad) y dos niveles de coincidencias familiares en el directorio o altos cargos gerenciales (gestión).

La tabla 5 describe el resultado de las regresiones para distintos niveles mínimos de propiedad familiar (desde 10% hasta 90%) y coincidencias de por lo menos dos familiares en la gestión. Estos resultados muestran que: (1) la variable familiar es importante a través de casi todos esos niveles de propiedad, evidenciándose así que se trata de una variable explicativa efectivamente relevante; (2) la vigencia no es una variable explicativa en sí misma, pues la longevidad de la empresa no es relevante para explicar la manipulación ADD cuando no se diferencia entre empresa familiar o no; (3) el tamaño solamente resulta relevante como variable explicativa en sí misma para bajos niveles mínimos de propiedad familiar; (4) la interacción entre empresa familiar y vigencia es siempre negativa, y adquiere más significancia conforme sea mayor el nivel mínimo de propiedad familiar. Esto último es consistente con el planteamiento de que las empresas con propiedad familiar más concentrada cuidan más su reputación, por lo que son más propensas a monitorear de cerca la gestión de la empresa (Wang, 2006) y a no manipular beneficios; (5) la interacción entre tamaño y empresa familiar también es siempre negativa, y adquiere más significancia para niveles más bajos de accionariado familiar, es decir, cuando preservar la propiedad es más crucial y la empresa familiar está más enfocada en su crecimiento.

Tabla 5
Análisis de robustez para 2019. Coincidencias de por lo menos dos familiares

Explicativas relevantes	Manipulación de beneficios devengados								
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
Familiar	0.651 ^{***} (0.00)	0.658 ^{***} (0.00)	0.603 ^{**} (0.02)	0.522 [*] (0.10)	0.681 ^{**} (0.04)	0.713 ^{**} (0.04)	0.840 ^{**} (0.03)	0.699 (0.11)	1.977 (0.12)
Vigencia	-0.000238 (0.23)	-0.000175 (0.38)	-0.000223 (0.23)	-0.000241 (0.20)	-0.00015 (0.44)	-0.000157 (0.42)	-0.000191 (0.31)	-0.000249 (0.19)	-0.000284 (0.13)
Tamaño	0.0112 ^{**} (0.04)	0.00999 [*] (0.07)	0.00784 (0.15)	0.00607 (0.29)	0.00606 (0.29)	0.00625 (0.27)	0.00627 (0.26)	0.0054 (0.35)	0.00526 (0.33)
Familiar x Vigencia	-0.000375 (0.39)	-0.000592 (0.19)	-0.000567 (0.32)	-0.000419 (0.50)	-0.0013 ^{**} (0.02)	-0.0013 ^{**} (0.03)	-0.0020 ^{***} (0.00)	-0.0016 ^{**} (0.04)	-0.0025 ^{**} (0.02)
Familiar x Tamaño	-0.0296 ^{***} (0.00)	-0.0291 ^{***} (0.01)	-0.0258 ^{**} (0.03)	-0.0227 [*] (0.11)	-0.0276 [*] (0.06)	-0.0286 [*] (0.06)	-0.0318 [*] (0.06)	-0.0262 (0.18)	-0.0881 (0.18)
% Empresas familiares	33%	30%	24%	22%	17%	13%	9%	7%	4%
Observaciones	257	257	257	257	257	257	257	257	257

Notas. *p*-valúes entre paréntesis: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuentes: BVL, Bolsa de Santiago, BMV, BVC, Bovespa. Elaboración propia, 2022.

Además, dicha tabla muestra indicios de una sustitución en la motivación de las empresas familiares a lo largo de los diferentes niveles mínimos de propiedad familiar. Así, cuando ese nivel es más bajo, la preocupación está en el crecimiento, y, cuando es más alto, la preocupación reside en reputación generacional. Usando la notación de la tabla 3 con $\gamma_3 + \gamma_5 < 0$ y $\gamma_2 + \gamma_4 < 0$:

Para bajos niveles de propiedad:

$$\gamma_0 + \gamma_1 + [(\gamma_2 + \gamma_4) \uparrow \times EDAD + (\gamma_3 + \gamma_5) \uparrow \uparrow \times TAM] \uparrow \uparrow$$

Para altos niveles de propiedad:

$$\gamma_0 + \gamma_1 + [(\gamma_2 + \gamma_4) \uparrow \uparrow \times EDAD + (\gamma_3 + \gamma_5) \uparrow \times TAM] \uparrow \uparrow$$

De esta manera, se observa que el efecto neto se mantiene consistente a lo largo de los niveles mínimos de propiedad familiar.

Y la tabla 6 muestra el análisis de robustez cuando se consideran coincidencias de por lo menos tres familiares en la gestión de la empresa familiar. Al igual que el análisis previo, los resultados se mantienen similares hasta cuando la propiedad familiar es por lo menos de un 80%. De hecho, se observa también la sustitución entre la importancia del crecimiento y de la reputación, aunque en este caso con mayor énfasis en la vigencia. Este resultado es entendible porque, al agregar a un familiar más en la gestión, la empresa se vuelve aún más familiar.

5. Limitaciones de la investigación

Por un lado, en Latinoamérica, los datos financieros requeridos suelen estar disponibles al público con frecuencia anual en vez de trimestral, y no siempre existen de manera continua durante muchos años. Esto acortó el tamaño de nuestra muestra, ya que tuvimos que filtrar las empresas sin datos anuales continuos. Por otro lado, los resultados que encontramos pueden estar subestimados dada la falta de genealogía familiar. Además, en varias empresas, los accionistas mayoritarios son sociedades privadas cuya información es de acceso restringido, por lo cual no pudimos determinar si detrás de dichas sociedades hay familias que están presentes en la junta directiva o en puestos de administración.

Tabla 6
Análisis de robustez para 2019. Coincidencias de por lo menos tres familiares

Explicativas relevantes	Manipulación de beneficios devengados									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	
Familiar	0.497 ^{***} (0.01)	0.510 ^{**} (0.01)	0.523 ^{**} (0.02)	0.306 (0.12)	0.353 [*] (0.08)	0.363 [*] (0.09)	0.428 [*] (0.07)	0.121 (0.43)	-1.931 ^{***} (0.00)	
Vigencia	-0.000156 (0.46)	-0.000119 (0.57)	-0.000157 (0.44)	-0.000167 (0.41)	-0.000153 (0.44)	-0.000158 (0.42)	-0.000184 (0.34)	-0.000225 (0.25)	-0.000253 (0.19)	
Tamaño	0.00596 (0.35)	0.00555 (0.38)	0.00513 (0.41)	0.00328 (0.61)	0.00323 (0.61)	0.00316 (0.62)	0.00351 (0.58)	0.00226 (0.73)	0.00178 (0.78)	
Familiar x Vigencia	-0.000707 (0.11)	-0.0099 ^{**} (0.02)	-0.0011 ^{**} (0.01)	-0.00099 [*] (0.08)	-0.0014 ^{**} (0.02)	-0.0015 ^{***} (0.01)	-0.0016 ^{**} (0.05)	-0.00115 [*] (0.08)	0.000617 (0.44)	
Familiar x Tamaño	-0.0221 ^{**} (0.02)	-0.0218 ^{**} (0.02)	-0.0211 ^{**} (0.04)	-0.0119 (0.19)	-0.0123 (0.17)	-0.0116 (0.25)	-0.0147 (0.18)	-0.000425 (0.95)	0.0998 ^{***} (0.00)	
% Empresas familiares	23%	21%	18%	16%	13%	10%	8%	6%	3%	
N	257	257	257	257	257	257	257	257	257	

Notas. *p*-valúes entre paréntesis: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuentes: BVL, Bolsa de Santiago, BMV, BVC, Bovespa. Elaboración propia, 2022.

IV. Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación ha explorado el efecto de la empresa familiar, su vigencia (o edad) y tamaño, sobre su propensión a incurrir en dos tipos de manipulación de beneficios, con datos de empresas familiares listadas en bolsa de Perú, Chile, México, Colombia y Brasil, durante el período 2016-2019. Un tipo de manipulación de beneficios es la basada en valores devengados, recurriendo a la discrecionalidad permitida por normas contables para el reporte de ganancias. El otro tipo de manipulación es de beneficios reales, la cual, si bien es menos detectable, resulta más costosa para la empresa a largo plazo.

Además de las variables de vigencia y tamaño, hemos incluido la interacción de cada una de esas variables con la variable empresa familiar, para evaluar los efectos heterogéneos en materia de dicha manipulación. Nuestra metodología nos ha servido para diferenciar el efecto de una empresa familiar longeva con respecto a una joven, y el efecto cuando es grande respecto a cuando es pequeña (según el nivel de sus activos).

Nuestros resultados indican que las empresas familiares latinoamericanas recién fundadas y pequeñas son significativamente más propensas a manipular sus beneficios en valores devengados. Y que, conforme la empresa familiar es más longeva y/o crece en tamaño, disminuye la probabilidad de que incurra en manipulación de beneficios devengados. A la luz de la literatura especializada, lo primero es consistente con el efecto atrincheramiento, y lo segundo, con el efecto alineación. También mostramos que, a partir de una determinada combinación de mayor vigencia y tamaño, la empresa familiar se vuelve menos propensa a incurrir en dicha manipulación.

Para validar nuestros resultados, realizamos un análisis de robustez con nueve niveles mínimos de propiedad familiar y dos niveles mínimos de coincidencias familiares en la gestión. Encontramos que, a lo largo de esos niveles, el efecto individual de empresa familiar es siempre positivo y los efectos de su interacción con vigencia y con tamaño son siempre negativos. Pero no es constante el nivel de significancia para las interacciones: mientras que la interacción con vigencia es más significativa cuando es mayor el nivel mínimo de propiedad familiar de la empresa, la interacción con tamaño adquiere más significancia en los niveles más bajos de accionariado familiar. Y similar comportamiento hallamos cuando se incrementa el número de coincidencias familiares en la alta dirección de la empresa, aunque con mayor predominancia de la significancia de la interacción con vigencia ante diferentes niveles de propiedad familiar. En este sentido, se identifica una compensación entre el efecto de la interacción con vigencia y el efecto de la interacción con tamaño,

que en neto aconseja siempre a la empresa familiar no manipular sus beneficios en valores devengados, a lo largo de distintos niveles de propiedad familiar y de coincidencias familiares en la gestión.

Nuestros resultados son útiles para los reguladores, pues les permiten diseñar políticas según las características de las empresas familiares, identificando el umbral de vigencia y tamaño a fin de enfocar la detección donde la manipulación es más probable y así reducir costos administrativos. A los inversionistas, les sirve para involucrarse en empresas no propensas a manipular beneficios. Y, para futuras investigaciones, les recomendamos conseguir datos trimestrales, que cubran más años o países latinoamericanos, y que permitan validar resultados variando la especificación de empresa familiar tanto cuantitativa como cualitativamente.

Referencias bibliográficas

- Achleitner, A.-K., Günther, N., Kaserer, C., & Siciliano, G. (2014). Real earnings management and accrual-based earnings management in family firms. *European Accounting Review*, 23(3), 431-461. doi:10.1080/09638180.2014.895620
- Ali, A., Chen, T.-Y., & Radhakrishnan, S. (2007). Corporate disclosures by family firms. *Journal of Accounting and Economics*, 44(1-2), 238-286. doi:10.1016/j.jacceco.2007.01.006
- Almeida-Santos, P. S., Carpes, D. A., Gomes, M. D., & Thais, K. N. (2013). Influence of family control in the practice of earnings management. *Management Research: Journal of the Iberoamerican Academy of Management*, 11(1), 77-99. doi:10.1108/1536-541311318080
- Anderson, R. C., & Reeb, D. M. (2003). Founding-family ownership and firm performance: Evidence from the S&P 500. *The Journal of Finance*, 58(3), 1301-1328. doi:10.1111/1540-6261.00567
- Ang, J. S., Cole, R. A., & Lin, J. W. (2000). Agency costs and ownership structure. *The Journal of Finance*, 55(1), 81-106. doi:10.1111/0022-1082.00201
- Bammens, Y., Voordeckers, W., & Van Gils, A. (2011). Boards of directors in family businesses: A literature review and research agenda. *International Journal of Management Reviews*, 13(2), 134-152. doi:10.1111/j.1468-2370.2010.00289.x
- Banco Mundial. (2020). *Capitalización en el mercado de empresas nacionales que cotizan en bolsa (% del PIB) – Latin America & Caribbean*. <https://datos.bancomundial.org/indicador/CM.MKT.LCAP.GD.ZS?locations=ZJ>
- Bar-Yosef, S., & Prencipe, A. (2009). *Earnings management and corporate governance in family-controlled companies*. SSRN Electronic Journal. doi:10.2139/ssrn.1367543
- Basu, N., Dimitrova, L., & Paeglis, I. (2009). Family control and dilution in mergers. *Journal of Banking & Finance*, 33(5), 829-841. doi:10.1016/j.jbankfin.2008.09.017

- Block, J. (2010). Family management, family ownership, and downsizing: Evidence from S&P 500 firms. *Family Business Review*, 23(2), 109-130. doi:10.1177/089448651002300202
- Brown, K., Chen, V. Y. S., & Kim, M. (2015). Earnings management through real activities choices of firms near the investment-speculative grade borderline. *Journal of Accounting and Public Policy*, 34(1), 74-94. doi:10.1016/J.JACCPUBPOL.2014.09.002
- Castañeda, G. (2000). Governance of large corporations in Mexico and productivity implications. *Abante*, 3(1), 57-89. <http://www.abante.cl/files/ABT/.../Vol-3-N1/3%20Castaneda.pdf>
- Cepal. (2021). *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe 2021*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/47147/3/S2100319_es.pdf
- Chi, C. W., Hung, K., Cheng, H. W., & Tien Lieu, P. (2015). Family firms and earnings management in Taiwan: Influence of corporate governance. *International Review of Economics & Finance*, 36(C), 88-98. doi:10.1016/j.iref.2014.11.009
- Cohen, D., Dey, A., & Lys, T. Z. (2008). Real and accrual-based earnings management in the pre- and post-Sarbanes-Oxley periods. *The Accounting Review*, 83(3), 757-787. <https://www.jstor.org/stable/30244500>
- Cohen, D., Mashruwala, R., & Zach, T. (2010). The use of advertising activities to meet earnings benchmarks: Evidence from monthly data. *Review of Accounting Studies*, 15(4), 808-832. doi:10.1007/S11142-009-9105-8
- Dechow, P., & Skinner, D. (2000). Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. *Accounting Horizons*, 14(2), 235-250. doi:10.2308/acch.2000.14.2.235
- Dechow, P., Sloan, R., & Sweeney, A. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193-225. <https://www.jstor.org/stable/248303>
- Diamandis, P. F., & Drakos, A. A. (2011). Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin America countries. *Journal of Policy Modeling*, 33(3), 381-394. doi:10.1016/j.jpolmod.2010.11.004
- Djankov, S., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (2008). The law and economics of self-dealing. *Journal of Financial Economics*, 88(3), 430-465. doi:10.1016/j.jfineco.2007.02.007
- EY. (2017). Family business in Latin America. En *Family business yearbook 2017* (pp. 55-56). Ernst & Young. <http://familybusiness.ey.com/pdfs/page-55-56.pdf>
- Fan, J., & Wong, T. (2002). Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics*, 33(3), 401-425. doi:10.1016/S0165-4101(02)00047-2
- Ferentinou, A. C., & Anagnostopoulou, S. C. (2016). Accrual-based and real earnings management before and after IFRS adoption. *Journal of Applied Accounting Research*, 17(1), 2-23. doi:10.1108/JAAR-01-2014-0009

- Fombrun, C. J., Gardberg, N. A., & Barnett, M. L. (2002). Opportunity platforms and safety nets: Corporate citizenship and reputational risk. *Business and Society Review*, 105(1), 85-106. doi:10.1111/0045-3609.00066
- Garay, U., & González, M. (2008). Corporate governance and firm value: The case of Venezuela. *Corporate Governance: An International Review*, 16(3), 194-209. doi:10.1111/j.1467-8683.2008.00680.x
- Gavana, G., Gottardo, P., & Moiselto, A. (2017). Earnings management and CSR disclosure: Family vs. non-family firms. *Sustainability*, 9(12), 1-21. MDPI. doi:10.3390/su9122327
- Ghaleb, B. A., Kamardin, H., & Tabash, M. I. (2020). Family ownership concentration and real earnings management: Empirical evidence from an emerging market. *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1-17. doi:10.1080/23322039.2020.1751488
- Globerman, S., & Shapiro, D. (2003). Governance infrastructure and US foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, 34(1), 19-39. doi:10.1057/palgrave.jibs.8400001
- Gómez-Mejía, L. R., Cruz, C., Berrone, P., & De Castro, J. (2011). The bind that ties: Socioemotional wealth preservation in family firms. *Academy of Management Annals*, 5(1), 653-707. doi:10.5465/19416520.2011.593320
- Goodwin-Stewart, J., & Kent, P. (2006). Relation between external audit fees, audit committee characteristics and internal audit. *Accounting and Finance*, 46(3), 387-404. doi:10.1111/j.1467-629X.2006.00174.x
- Gopalan, R., & Jayaraman, S. (2012). Private control benefits and earnings management: Evidence from insider-controlled firms. *Journal of Accounting Research*, 50(1), 117-157. doi:10.1111/j.1475-679x.2011.00431.x
- Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3), 85-107. doi:10.1016/0165-4101(85)90029-1
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13(4), 365-383. doi:10.2308/acch.1999.13.4.365
- Ipino, E., & Parbonetti, A. (2017). Mandatory IFRS adoption: The trade-off between accrual-based and real earnings management. *Accounting and Business Research*, 47(1), 91-121. doi:10.1080/00014788.2016.1238293
- Jara, M., López-Iturriaga, F., San-Martín, P., & Saona, P. (2019). Corporate governance in Latin American firms: Contestability of control and firm value. *BRQ Business Research Quarterly*, 22(4), 257-274. doi:10.1016/j.brq.2018.10.005
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. doi:10.1016/0304-405X(76)90026-X
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228. doi:10.2307/2491047

- Khan, I., Chand, P., & Patel, A. (2013). The impact of ownership structure on voluntary corporate disclosure in annual reports: Evidence from Fiji. *Accounting & Taxation*, 5(1), 47-58. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:54084131>
- La Porta, R., López-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (1999). Corporate governance around the world. *The Journal of Finance*, 54(2), 471-517. <https://www.jstor.org/stable/2697717>
- Landry, S., Deslandes, M., & Fortin, A. (2013). Tax aggressiveness, corporate social responsibility, and ownership structure. *Journal of Accounting, Ethics & Public Policy*, 14(3), 611-645. doi:10.2139/ssrn.2304653
- Liu, M., Shi, Y., Wilson, C., & Wu, Z. (2017). Does family involvement explain why corporate social responsibility affects earnings management? *Journal of Business Research*, 75(C), 8-16. doi:10.1016/j.jbusres.2017.02.001
- Manzetti, L., & Wilson, C. J. (2007). Why do corrupt governments maintain public support? *Comparative Political Studies*, 40(8), 949-970. doi:10.1177/0010414005285759
- McNichols, M. F. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy*, 19(4-5), 313-345. doi:10.1016/S0278-4254(00)00018-1
- McVey, H., & Draho, J. (2005). U. S. family-run companies – They may be better than you think. *Journal of Applied Corporate Finance*, 17(4), 134-143. doi:10.1111/j.1745-6622.2005.00067.x
- Miller, D., & Le Breton-Miller, I. (2003). Challenge versus advantage in family business. *Strategic Organization*, 1(1), 127-134. doi:10.1177/1476127003001001222
- Mongrut, S., & Winkelried, D. (2019). Unintended effects of IFRS adoption on earnings management: The case of Latin America. *Emerging Markets Review*, 38(C), 377-388. doi:10.1016/j.ememar.2018.11.004
- Pazzaglia, F., Mengoli, S., & Sapienza, E. (2013). Earnings quality in acquired and nonacquired family firms. *Family Business Review*, 26(4), 374-386. doi:10.1177/0894486513486343
- Pérez, P., & Lluch, A. (2016). *Evolution of family business: Continuity and change in Latin America and Spain*. Edward Elgar Publishing. ISBN: 978 1 78536 314 6.
- Rabelo, F. M., & Coutinho, L. (2001). *Corporate governance in Brazil*. OECD Conference Paper. April. OECD Development Centre. Paris. <https://citeseerx.ist.psu.edu/document>
- Ramírez, C. (2015). La financiación y el buen gobierno de las empresas familiares. En *El gobierno corporativo en Iberoamérica*. (pp. 539-566). CYAN, Proyectos Editoriales, S. A. https://www.cnbv.gob.mx/CNBV/.../Documents/.../gobierno-corporativo_web.pdf
- Razzaque, R. Md. R., Ali, M. J., & Mather, P. R. (2016). Real earnings management in family firms: Evidence from an emerging economy. *Pacific-Basin Finance Journal*, 40(PB), 237-250. doi:10.1016/j.pacfin.2015.12.005

- Rodríguez-Ariza, L., Martínez-Ferrero, J., & Bermejo-Sánchez, M. (2016). Consequences of earnings management for corporate reputation. *Accounting Research Journal*, 29(4), 457-474. doi:10.1108/ARJ-02-2015-0017
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), 335-370. doi:10.1016/j.jacceco.2006.01.002
- Sacristán-Navarro, M., & Gómez-Ansón, S. (2007). Family ownership and pyramids in the Spanish market. *Family Business Review*, 20(3), 247-265. doi:10.1111/j.1741-6248.2007.00100.x
- Sáenz G., J., & García-Meca, E. (2014). Does corporate governance influence earnings management in Latin American markets? *Journal of Business Ethics*, 121(3), 419-440. doi:10.1007/s10551-013-1700-8
- Salvato, C., & Moores, K. (2010). Research on accounting in family firms: Past accomplishments and future challenges. *Family Business Review*, 23(3), 193-215. doi:10.1177/0894486510375069
- Santiago, C. M., Brown, C. J., & Báez-Díaz, A. (2009). Prácticas de gobierno corporativo en América Latina. *Revista Latinoamericana de Administración*, 43, 26-40. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=71612112003>
- Schipper, K. (1989). Commentary on earnings management. *Accounting Horizons*, 3(4), 91-102. <https://www.proquest.com/.../208918065>
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 737-783. doi:10.1111/j.1540-6261.1997.tb04820.x
- Superintendencia de Sociedades. (2012). *Informe 31. Prácticas empresariales. Análisis de gobierno corporativo 2012*. <https://www.supersociedades.gov.co/>
- Tommasetti, R., Da Silva Macedo, M., Da Silva Constantino, F., & Neto, A. (2019). Family control and earnings management in Brazilian listed companies: A relationship mediated by age. *Revista Universo Contábil*, 15(1), 151-169. doi:10.4270/rue.2019108
- Vázquez, P., Carrera, A., & Cornejo, M. (2020). Corporate governance in the largest family firms in Latin America. *Cross Cultural & Strategic Management*, 27(2), 137-163. doi:10.1108/CCSM-11-2018-0194
- Villalonga, B., & Amit, R. (2006). How do family ownership, control and management affect firm value? *Journal of Financial Economics*, 80(2), 385-417. doi:10.1016/j.jfineco.2004.12.005
- Wang, D. (2006). Founding family ownership and earnings quality. *Journal of Accounting Research*, 44(3), 619-656. doi:10.1111/j.1475-679X.2006.00213.x
- Westhead, P. (2003). Company performance and objectives reported by first and multigeneration family companies: A research note. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 10(1), 93-105. <https://durham-repository.worktribe.com/output/1562938>

- Xie, B., Davidson, W. N., & DaDalt, P. J. (2003). Earnings management and corporate governance: The role of the board and the audit committee. *Journal of Corporate Finance*, 9(3), 295-316. doi:10.1016/S0929-1199(02)00006-8
- Zahra, S. A., Priem, R. L., & Rasheed, A. A. (2005). The antecedents and consequences of top management fraud. *Journal of Management*, 31(6), 803-828. doi:10.1177/0149206305279598
- Zang, A. Y. (2012). Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management. *The Accounting Review*, 87(2), 675-703. <https://www.jstor.org/stable/23245619>

Anexos

Anexo 1 Impacto de la familiaridad, vigencia y tamaño sobre la manipulación de beneficios devengados

Variables explicativas	Manipulación de beneficios devengados			
	2016	2017	2018	2019
Familiar	-0.230*** (0.00)	-0.283 (0.12)	-0.561 (0.33)	0.784*** (0.00)
Vigencia	0.0000778 (0.75)	-0.000319 (0.11)	0.000309 (0.11)	-0.00012 (0.54)
Tamaño	0.00839 (0.23)	-0.00328 (0.65)	0.00607 (0.25)	0.0053 (0.38)
Familiar x Vigencia	-0.000126 (0.82)	0.000229 (0.68)	0.00186** (0.05)	-0.00141*** (0.00)
Familiar x Tamaño	0.0121*** (0.00)	0.0134 (0.13)	0.0217 (0.43)	-0.0345*** (0.01)
Apalancamiento	-0.129*** (0.01)	0.0197 (0.70)	0.0505 (0.22)	-0.0277 (0.56)
Crecimiento	0.0054 (0.34)	0.00852 (0.69)	0.0164 (0.58)	0.000286 (0.98)
ROA	0.00119 (0.25)	0.00154 (0.16)	0.00147 (0.14)	-0.000515 (0.74)
Auditoría externa	-0.00363 (0.82)	0.0173 (0.28)	0.00792 (0.60)	-0.00529 (0.72)
Gobierno corporativo	-0.0242 (0.11)	-0.00633 (0.68)	-0.0198 (0.17)	-0.0221 (0.10)
Constante	-0.106 (0.41)	0.0587 (0.66)	-0.179* (0.06)	-0.0795 (0.47)
<i>N</i>	254	257	255	257

Notas. *p-values* entre paréntesis: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Elaboración propia, 2022.

Anexo 2
Impacto de la familiaridad, vigencia y tamaño sobre la manipulación de beneficios reales

Variables explicativas	Manipulación de beneficios reales			
	2016	2017	2018	2019
Familiar	-0.174 (0.61)	0.253 (0.65)	0.274 (0.59)	0.352 (0.46)
Vigencia	0.0021 (0.26)	-0.0000177 (0.98)	0.000721 (0.26)	0.00121* (0.07)
Tamaño	0.00718 (0.53)	0.0457 (0.11)	0.0432* (0.09)	0.0423** (0.04)
Familiar x Vigencia	-0.00224 (0.26)	0.000347 (0.72)	0.000444 (0.65)	-0.000952 (0.28)
Familiar x Tamaño	0.0172 (0.24)	-0.0127 (0.59)	-0.014 (0.51)	-0.0147 (0.48)
Apalancamiento	-0.213 (0.13)	-0.0935 (0.34)	-0.00322 (0.97)	-0.3 (0.21)
Crecimiento	0.00384 (0.76)	-0.02 (0.82)	-0.0793 (0.52)	-0.0688 (0.10)
ROA	-0.0157*** 0.00	-0.00735*** (0.03)	-0.0067* (0.06)	-0.0141*** 0.00
Auditoría externa	-0.0357 (0.49)	-0.075 (0.24)	-0.0166 (0.79)	-0.0446 (0.46)
Gobierno corporativo	0.0202 (0.77)	-0.0728** (0.03)	-0.0498 (0.11)	-0.0717** (0.05)
Constante	-0.11 (0.63)	-0.794 (0.17)	-0.88* (0.08)	-0.674** (0.04)
<i>N</i>	586	595	577	576

Notas. *p-values* entre paréntesis: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Elaboración propia, 2022.

