

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

17

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2018

Frida Infante Bravo

Kharla Loayza Zegarra

Zamira Olórtegui Juárez

Carmen Rozas Olivera

Carla Srebot Roeder

Yulia Valdivia Rivera

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

17

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2018

Frida Infante Bravo
Kharla Loayza Zegarra
Zamira Olórtegui Juárez
Carmen Rozas Olivera
Carla Srebot Roeder
Yulia Valdivia Rivera

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

© Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano, editores, 2021

De esta edición:

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

Economía aplicada. Ensayos de investigación económica 2018

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

1.^a edición: mayo de 2021

Diseño de la carátula: Ícono Comunicadores

ISBN ebook: 978-9972-57-464-1

doi: <http://dx.doi.org/10.21678/978-9972-57-464-1>

BUP

Economía aplicada: ensayos de investigación económica 2018 / Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores). -- 1a edición. -- Lima: Universidad del Pacífico, 2021. 151 p. -- (Documento de investigación ; 17)

1. Estudios económicos -- Perú
2. Economía aplicada -- Perú
3. Economía -- Investigación
- I. González Vigil, Fernando, editor.
- II. Obando Hirano, Pilar Hitomi, editor.
- III. 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

Prólogo	7
Desdolarización del crédito en el Perú con políticas monetarias poco convencionales entre 2013 y 2017. ¿Funcionó? <i>Frida Infante Bravo</i>	15
La efectividad de la cobertura y el vencimiento de los contratos futuros: el caso de los precios de Comex Gold Futures y Comex Copper Futures <i>Zamira Olórtogui Juárez</i>	47
<i>Spillover effect</i> de Pensión 65 sobre la confianza hacia el Gobierno nacional entre 2013 y 2017 <i>Kharla Loayza Zegarra y Carmen Rozas Olivera</i>	75
Do large oil spills have effects on labor outcomes? The Peruvian case <i>Carla Srebot Roeder y Yulia Valdivia Rivera</i>	107

Prólogo

Este volumen de la serie Ensayos de Economía Aplicada contiene las versiones resumidas y editadas de cuatro de los mejores trabajos de investigación económica elaborados por alumnos y aprobados en el año 2018. Estos se suman a los trabajos aprobados en años anteriores que han sido publicados en volúmenes previos de dicha serie, para juntos integrar la galería de exponentes destacados del éxito de la misión formativa de la Universidad del Pacífico (UP).

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

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

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

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

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

El presente volumen contiene las versiones resumidas y editadas de cuatro de los TIE más destacados del año 2018, que reúnen los dos requisitos antes mencionados y a cuyos respectivos autores les fue posible resumirlos y presentarlos en una versión ensayo (o *paper*) dentro de los límites de extensión y plazos de entrega fijados para la preparación de este volumen.

En la tabla siguiente, se listan los títulos de esos cuatro excelentes TIE, publicados aquí en forma de ensayos. Tres de ellos fueron concluidos y aprobados en junio de 2018 y el cuarto, en noviembre del mismo año. El cuadro ordena alfabéticamente los nombres de los respectivos autores, a fin de facilitar su ubicación según el semestre académico de 2018 en el que completaron

con honores la tarea del TIE; y también indica el nombre del profesor que asesoró su trabajo y, en tal condición, comparte el crédito por la calidad de este. Los editores de este volumen felicitamos a todos los autores y asesores mencionados en el cuadro.

Autores	Título	Asesor
Concluidos en el semestre académico 2018-I		
Infante Bravo, Frida Alejandra	Desdolarización del crédito en el Perú con políticas monetarias poco convencionales entre 2013 y 2017. ¿Funcionó?	Diego Winkelried
Olórtégui Juárez, Zamira Leandra	La efectividad de la cobertura y el vencimiento de los contratos futuros: el caso de los precios de Comex Gold Futures y Comex Copper Futures	Diego Winkelried
Srebot Roeder, Carla María; y Valdivia Rivera, Yulia Daniela	Do large oil spills have effects on labor outcomes? The Peruvian case	Alberto Chong
Concluido en el semestre académico 2018-II		
Loayza Zegarra, Kharla Giannire; y Rozas Olivera, Carmen Alexandra	<i>Spillover effect</i> de Pensión 65 sobre la confianza hacia el Gobierno nacional entre 2013 y 2017	Javier Torres

Muy parecido resulta el orden conveniente para presentar las cuatro investigaciones a la luz de sus respectivos temas y enfoques analíticos. Este orden –mostrado en el índice del presente volumen– es el adoptado para lo que sigue de este prólogo, porque facilita la comprensión de la relevancia de los aportes académicos que realizan esas investigaciones, tanto cada una por separado como en virtud del interés común que las motiva; el cual reside en identificar los efectos de políticas públicas y prácticas privadas en asuntos problemáticos de la economía peruana, sea para su estabilidad y crecimiento a nivel macroeconómico, sea para el bienestar de su población vulnerable –por razones de edad o de la actividad económica que desempeña– en particular.

En tal sentido, las dos primeras investigaciones en el índice de este volumen tienen en común su elección de sendos temas financieros. Con un enfoque macroeconómico, en el caso de la investigación de Infante (asesorada por el profesor Winkelried), cuyo objetivo es evaluar el impacto del Programa de Desdolarización del Crédito (PDC) implementado por el BCRP a partir del año 2013 mediante medidas de política monetaria para encarecer el crédito en dólares (excepto el necesario para el comercio exterior) elevando los encajes respectivos, así como para incentivar su conversión a soles con instrumentos de cobertura y facilitando liquidez en moneda nacional. Para

ello, dicha autora analiza el período 2000-2017 a fin de captar la evolución sin y con PDC de las series provistas por el BCRP sobre la variable dependiente: la ratio de dolarización del crédito; y también examina la evolución de las ratios de dolarización en tres variables que sirven de control por el hecho de no estar afectas al PDC (depósitos, ahorros y liquidez). Previa detección de la existencia de cointegración entre esas variables, la estimación del impacto del PDC sobre el crédito en dólares (total y desagregado según sea a familias o empresas o hipotecario) es realizada con regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (simples, dinámicos y modificados), cuyos resultados satisfacen las pruebas de robustez. Infante logra así demostrar que el PDC ha tenido un significativo efecto de reducción de la ratio de dolarización del crédito, en todos sus tipos y más aún en uno de los más dolarizados, como es el crédito hipotecario. Estos resultados confirman la necesidad de medidas selectivas pero macroprudenciales, como las del PDC, para acelerar la conversión de prácticas privadas inercialmente propensas al dólar, pese a la recuperación del valor de la moneda local posibilitada por la estabilidad de precios y del tipo de cambio resultante del buen manejo macroeconómico habido en el Perú desde la década de 1990.

Por su parte, la investigación de Olórtegui (también asesorada por el profesor Winkelried) adopta un enfoque microeconómico aplicado a un tema financiero de repercusión transversal en la economía peruana, puesto que su objetivo es evaluar, para los casos de los contratos futuros referidos al oro o al cobre, el impacto del plazo de vencimiento (o madurez) de estos contratos sobre la efectividad de la cobertura que brindan, respecto tanto al riesgo ante cambios en los precios de esos metales como a los retornos resultantes. Con tal fin, la autora utiliza el *software* financiero Bloomberg para construir las series de precios *spot* y futuros correspondientes a tales contratos transados en Comex (Commodity Exchange Inc.) durante el período 2004-2017 (como un todo y dividido en tres subperíodos: 2004-2007, 2008-2011 y 2012-2017). Con base en estos datos, Olórtegui compara la cobertura provista por los contratos de vencimiento al mes siguiente con la provista por los de vencimiento a seis meses, mediante un modelo econométrico según el cual la cobertura más efectiva es la que no solo reduce más el riesgo al minimizar la varianza del portafolio cubierto, sino que también proporciona el mejor retorno incluso cuando el diferencial compra-venta es incorporado como *proxy* del costo de transacción incurrido al pasar de un contrato que se está venciendo a uno nuevo. Las estimaciones resultantes (que satisfacen las pruebas de robustez) demuestran que la cobertura más efectiva es brindada por los contratos de

vencimiento cercano, aunque los de vencimiento a seis meses también son efectivos pero en menor medida. Estos últimos solo resultaron preferibles para el caso del oro en el subperíodo de la crisis financiera de 2008, debido a que ese metal es un activo de refugio cuando inversiones alternativas pierden atractivo. Dado el peso gravitante de ambos metales en las exportaciones peruanas, el aporte de Olórtegui es de interés general para un mejor conocimiento del uso de contratos futuros como estrategia de gestión del riesgo.

Un enfoque microeconómico también es adoptado por las otras dos investigaciones presentes en este volumen, las cuales tienen en común la motivación de elucidar los efectos del desempeño gubernamental en el bienestar de la población más impactada por una política pública o por la gestión de un activo de la nación.

En efecto, la investigación de Loayza y Rozas (asesorada por el profesor Javier Torres), comprueba que Pensión 65 (un programa de pensión no contributiva a favor de adultos mayores pobres) tiene un significativo impacto positivo sobre el nivel de confianza hacia el Gobierno en los distritos beneficiados por el programa. Y también comprueba que la magnitud de este impacto positivo es mayor mientras más pobres son los hogares del distrito beneficiado y/o más fuertes son los efectos propagadores (*spillovers*) de la mejoría en su bienestar sobre el nivel de confianza hacia el Gobierno. Las mencionadas autoras arriban a estas conclusiones basándose en el padrón de beneficiarios de Pensión 65 y en datos de la Enaho para el período 2013-2017, que analizan econométricamente con un modelo probabilístico *logit con pool data*, donde la principal variable explicativa (de la confianza en el Gobierno) es la proporción de beneficiarios de Pensión 65 sobre la población distrital, controlada con variables que denotan características socioeconómicas y geográficas de los hogares y sus distritos. Las autoras hallan así que, al incrementarse dicha proporción, crece la confianza hacia el Gobierno en todos los tipos de distritos analizados en virtud de esta ayuda aliviadora de la pobreza y, merced a los mencionados *spillovers*, la confianza en cuestión crece porcentualmente más en los distritos urbanos, de la Costa y de Lima (en comparación con los distritos rurales, de la Sierra y fuera de Lima, respectivamente). Por ello, las autoras recalcan la importancia de asegurar el éxito de programas sociales como Pensión 65, porque contribuyen, además de a mejorar el bienestar de ciudadanos vulnerables y de sus hogares, a que el Gobierno inspire más confianza al ser percibido como un agente prodesarrollo.

Mientras tanto, la investigación de Srebot y Valdivia (asesorada por el profesor Alberto Chong) devela los cambios en las condiciones laborales de

hogares en áreas rurales damnificadas por repentinos derrames de petróleo, atribuibles al descuido gubernamental de activos de la nación. Específicamente, dichas autoras examinan los efectos laborales ocasionados por cuatro grandes derrames de ese tipo que tuvo el Oleoducto Norperuano entre los años 2011 y 2016, basadas en datos de Petroperú y Osinergmin sobre esos derrames, así como en datos de la Enaho sobre hogares rurales en la ruta del oleoducto para el período 2007-2017. La metodología que aplican combina un análisis de diferencias en diferencias con un modelo probabilístico lineal, a fin de comparar rigurosamente los cambios laborales en hogares damnificados por derrames con la situación laboral de hogares similares pero no damnificados. Luego de verificar que los derrames examinados son efectivamente el factor causal de tales cambios, los resultados comprueban que, en los hogares damnificados y proporcionalmente más en los menos pobres, disminuye la ocupación en actividades tradicionales (cultivo, caza y pesca artesanales) y aumenta el ingreso salarial, debido a la destrucción del hábitat natural ocasionada por el derrame y al desplazamiento ocupacional hacia actividades con mejores salarios (servicios, minería). Por ello, las autoras recomiendan la implementación de medidas de apoyo a los hogares rurales más pobres y vulnerables, que no se limiten al alivio temporal que les representan los pagos por su participación en la labor de limpieza del área contaminada por el derrame.

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

No cabe culminar este prólogo sin resaltar y agradecer el aporte de quienes hicieron posible el éxito de Investigación Económica (IE) 2018. Este reconocimiento se extiende a todos los: alumnos de esa asignatura, profesores que actuaron como asesores y/o jurados, y especialistas de otras entidades (como Sunat, Mincetur y Sepsy, entre otras) que brindaron información y experiencia. También a los colegas y profesionales de la UP que se hicieron cargo de talleres metodológicos o de orientación sobre estándares y recursos para el desarrollo de una investigación académica, como fue el caso de los siguientes profesores (en orden alfabético según apellido): Hugo Alatrística, Manuel Barrón, Arlette Beltrán, José Luis Bonifaz, Juan Francisco Castro, Francisco Galarza, Rosario Gómez, Vanessa Heller, Oscar Malca, Pedro Mateu, Carlos Parodi, Guillermo

Runciman, Javier Torres, Jorge Wiese, Diego Winkelried y Gustavo Yamada (representado por Daniel Velásquez); así como de Eva Flores (coordinadora del Área de Referencias Bibliográficas) y Magaly Rubina (directora de Formación Extraacadémica). Asimismo, al decano de la Facultad de Economía y Finanzas y al jefe del Departamento Académico de Economía en el año 2018 (los profesores Roberto Urrunaga y Carlos Parodi, 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 Pilar Obando Hirano, asistente de IE 2018, por su invalorable labor durante dicho año y para la edición de este volumen.

Fernando González Vigil
Coordinador de Investigación Económica 2018

Desdolarización del crédito en el Perú con políticas monetarias poco convencionales entre 2013 y 2017. ¿Funcionó?¹

Frida Infante Bravo

1. Introducción

Desde 2002, el Perú ha logrado reducir su coeficiente de dolarización de préstamos y depósitos en todos los sectores y para todos los plazos de vencimiento, en especial en créditos comerciales y depósitos de ahorro (García-Escribano, 2010). Esto se debió a un enfoque trifásico, con el cual se aseguró la estabilidad macroeconómica, se implementaron políticas macroprudenciales como un manejo activo de encajes orientado a la reducción del riesgo cambiario, y se desarrolló el mercado de capitales en soles (Tovar, García-Escribano, & Vera, 2012). Si bien la dolarización ha bajado alrededor de 50 puntos porcentuales en los últimos 15 años, esta todavía se encuentra alrededor del 30% y su disminución se ha desacelerado considerablemente desde 2016 (BCRP, 2017a). De ahí la necesidad de evaluar las políticas empleadas para reducir la dolarización y proporcionar evidencia sobre nuevas medidas que permitan reducirla de manera más acelerada.

El inicio de la extrema dolarización se remonta al mal manejo económico entre las décadas de 1970 y 1980 y la consiguiente pérdida de confianza de la población en el valor de la moneda nacional. En ese lapso, la economía tuvo una excesiva participación del Estado, que atentaba contra los incentivos privados, el desarrollo sostenible y la propiedad privada, a través de políticas

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en junio de 2018. La autora agradece muy especialmente al asesor del trabajo, el profesor Diego Winkelried, por su invaluable apoyo y sugerencias durante la elaboración de esta investigación; y también a Paul Castillo, por su ayuda con la obtención de series estadísticas para el análisis.

como la reforma agraria, la expropiación de industrias y una creciente deuda pública (Loayza, 2008). Además, en 1970 se prohibió que las personas naturales y jurídicas posean depósitos en moneda extranjera (ME), lo cual tuvo un efecto «rebote» significativo, pues, una vez que se levantó la prohibición en 1976, el nivel de dolarización aumentó del 14% en 1967 al 45% en 1983 (Armas, 2015). En los años siguientes, se profundizaron los desequilibrios macroeconómicos con políticas de aislamiento internacional, restricciones a la libre convertibilidad de cuentas en dólares a dinero en efectivo, controles de precios con objetivos inconsistentes, emisión inorgánica, entre otros. Esto llevó a la hiperinflación entre 1988-1990, que llegó a alcanzar niveles de 7.800% (Rossini *et al.*, 1991). La corrosión del sistema financiero y la pérdida de confianza fueron tales que, cuando se volvieron a autorizar los depósitos en dólares, en 1988, estos se volcaron a la banca informal y al mercado de ME paralelo (Armas, 2015). En un contexto así, de represión financiera, falta de instrumentos indizados e hiperinflación, la dolarización surgió como protección contra la pérdida de valor de los recursos financieros.

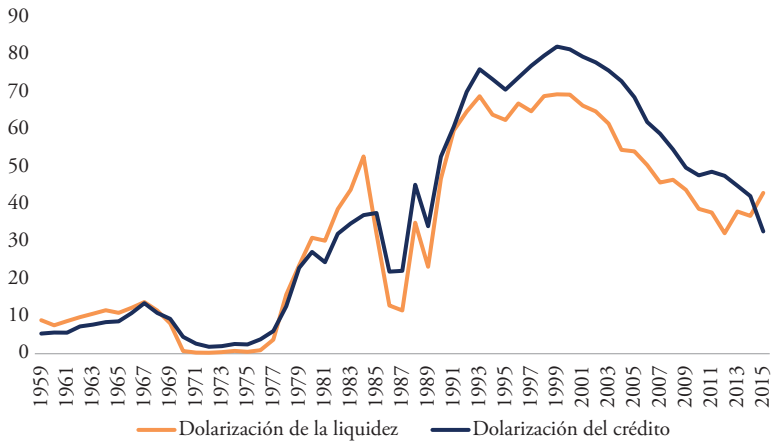
A partir de la década de 1990, comenzó la recuperación del crecimiento económico, gracias a la implementación de políticas macroeconómicas responsables y a la reforma del sistema financiero; lo que motivó un traslado de depósitos en dólares del exterior a bancos locales (Armas, 2015). Luego de lograda la estabilización de la economía durante la década de 1990, en 2002 se implementó un régimen de metas de inflación con una meta inicial del 2,5% y un rango de tolerancia del 1%; para lo cual se usó la tasa de referencia determinada por el Banco Central de Reserva de Perú (BCRP) como instrumento operativo.

Debido a la alta dolarización en ese entonces –que bordeaba el 78% (BCRP, 2017a)–, se complementó la meta de inflación con políticas poco convencionales, como mayores encajes para pasivos en ME, a fin de modular el crecimiento del crédito, e intervenciones en el mercado de divisas para limitar el exceso de liquidez², reducir la volatilidad del tipo de cambio y acumular reservas internacionales (Rossini *et al.*, 1991). Además, el BCRP comenzó a utilizar un modelo de predicción de inflación que toma en cuenta el impacto de la dolarización en el mercado crediticio y en la dinámica del tipo de cambio e inflación. El modelo considera la reducción del impacto de la política monetaria, ya que las depreciaciones impactan positivamente sobre las exportaciones

² La liquidez en moneda extranjera comprende los depósitos (a vista o plazo, de ahorros), certificados bancarios en moneda extranjera, bonos, valores emitidos por el Banco Central de Reserva del Perú (certificados de divisas, de libre disponibilidad y de plata, bonos) y otras obligaciones en moneda extranjera (BCRP, 2017b).

pero negativamente en la posición financiera en moneda local de las empresas (Winkelried, 2013). Merced a fundamentos económicos estables, políticas prudentes e instrumentos que permitieron responder de manera efectiva a eventos inesperados como la crisis global de 2008, la confianza en el sector financiero fue aumentando, con la consiguiente reducción de la dolarización; como se observa en la figura 1.

Figura 1
Porcentaje de dolarización en el Perú



Fuente: Armas (2015).

Sin embargo, la disminución del nivel de dolarización se ralentizó desde inicios de la década de 2010. A resultas de la política de reactivación económica de los Estados Unidos en 2011, bajaron las tasas de interés internacionales y se apreció la moneda local; lo que estancó el proceso de desdolarización. Ante ello, el BCRP adoptó en febrero de 2013 un programa de encajes para desincentivar el crédito en ME, que complementó facilitando liquidez en moneda nacional (MN) y con instrumentos de cobertura para convertir a MN préstamos en ME. Este programa de desdolarización activa encajes adicionales en depósitos en ME cuando el crédito en ME excede ciertos niveles establecidos por el BCRP sobre la base del *stock* de créditos en dólares existente al inicio del programa. De esta manera, busca encarecer el financiamiento para que los bancos reduzcan sus saldos de créditos en dólares. Inicialmente, se aplicó solo a préstamos para hipotecas y automóviles, pero poco después fue extendido al crédito total, aunque excluyendo los préstamos para operaciones

de comercio exterior (Castillo *et al.*, 2016). Los límites fueron adaptándose anualmente; en un primer momento, para el año 2015, se estableció el límite de crédito en dólares (para hipotecas y carros) en un 85% del mismo saldo a febrero de 2013. Luego, se establecieron reducciones de dicho límite para los años subsiguientes, y se proyectó que los encajes adicionales aumentaran hasta lograr que los créditos en dólares representaran el 5% del patrimonio neto de la banca (BCRP, 2017a).

La presente investigación surge con el propósito de analizar empíricamente el impacto que ha tenido el programa de desdolarización sobre el crédito en dólares en la economía peruana. Como se verá, la literatura especializada enseña que los mecanismos de transmisión de la política monetaria se ven afectados por la alta dolarización de la economía, debido a que el Gobierno no cuenta con la capacidad de emisión ni tiene incidencia sobre la curva de rendimiento de las tasas de interés de esta moneda; lo cual pone en riesgo la conservación de la estabilidad financiera y la implementación de la política monetaria (Castillo *et al.*, 2016). Además, la dolarización tiende a persistir, porque es difícil y lento el proceso de revertir preferencias por préstamos y contratos en ME sin debilitar la intermediación bancaria local (Hardy & Pazarbasioglu, 2006).

Entre los perjuicios de la dolarización está que genera riesgos de liquidez, por los descalces en la madurez de activos y los problemas de solvencia ante variaciones del tipo de cambio, ya que los agentes ganan principalmente en moneda local pero se endeudan en ME. También limita la capacidad del BCRP como prestamista de última instancia (Rossini, Quispe, & Rodríguez, 2011). No es posible lograr una desdolarización si se intenta forzarla sin haber arreglado los problemas de fondo que restan credibilidad al regulador económico. Pero, una vez lograda la estabilidad macroeconómica, sí es posible dotarse de mecanismos para acelerar el proceso de desdolarización. Por tanto, la relevancia de este estudio parte de la necesidad de verificar la eficacia de dicho programa de desdolarización como instrumento para reducir la dolarización de la economía y los riesgos que esta conlleva.

En línea con lo anterior, se plantea la siguiente hipótesis:

El programa propuesto por el BCRP resultó ser efectivo para reducir el coeficiente de dolarización del crédito en la economía peruana.

Este trabajo consta de cinco partes. A continuación, se revisan la literatura especializada en las causas y consecuencias de la dolarización, los casos de otros países, la persistencia de este fenómeno y las formas de aplacarlo. Luego, se presenta el marco analítico, ahondando en el funcionamiento del programa

de desdolarización. Después, se explica la metodología empírica utilizada, se analizan los resultados obtenidos con esta y, por último, se sintetizan las conclusiones y las recomendaciones de políticas aconsejadas por los resultados de esta investigación.

2. Revisión de literatura

2.1 Causas de la dolarización

De acuerdo con Ize y Levy-Yeyati (2003), la dolarización financiera es el resultado de la optimización de la cartera de monedas entre proveedores y demandantes de fondos, a la luz de tres motivaciones básicas. En primer lugar, una maximización de retornos ajustada por volatilidad, que favorece a la moneda más estable y con el respaldo más creíble. En segundo lugar, una minimización de riesgos en función de la probabilidad de incumplimiento y pérdida esperada si se incumple el pago. Finalmente, la maximización del valor de rescate. Dichos autores también señalan que la dolarización puede ser causada por fallas de política, como una falta de compromiso con mantener precios estables o la falta de un régimen de flotación cambiaria, o por fallas de mercado, como información imperfecta, que derivan en fallas de coordinación. Mencionan además que, en regímenes con falta de credibilidad, la dolarización se explicará por la evolución del tipo de cambio y la inflación. Concluyen, por ende, que la dolarización nacerá y prevalecerá en países con una débil política monetaria, alta volatilidad de retornos, altas fluctuaciones de tipo de cambio y en entornos de riesgo moral, donde los agentes esperan que el Gobierno los rescate en caso no puedan amortizar sus deudas (ya que no internalizan por completo el riesgo crediticio).

Según Ize (2006), la falta de credibilidad tiene una doble función en el efecto traspaso del tipo de cambio hacia los precios: en la dolarización impulsada por la aversión al riesgo, se elige la cartera de mínima varianza, mientras que en la dolarización impulsada por riesgo crediticio la meta es minimizar los descalces entre monedas de los demandantes de créditos. Además, desarrolla distintos modelos para analizar la dolarización, en casos de aversión al riesgo, incapacidad de incumplimiento, información imperfecta y riesgo moral. Y encuentra múltiples equilibrios con existencia de dolarización, de modo que «una composición de moneda con alta dolarización es preferible a una composición de baja dolarización si el riesgo cambiario de la primera es menor que el riesgo de la tasa de interés de la segunda» (Ize, 2006, p. 28).

Marcelin y Mathur (2016) hacen una recapitulación de varios estudios y encuentran que un margen diferencial de tasas de interés más amplio para préstamos en MN respecto a los préstamos en ME aumentará la dolarización crediticia. Mencionan otros factores que contribuyen a la dolarización de la economía: el rol de un marco legal e instituciones políticas de baja calidad, la falta de confianza en el manejo de las instituciones económicas y su capacidad para crear valor económico. Además, asocian la dolarización a períodos pasados de alta inflación, que predisponen a los agentes a proteger su poder adquisitivo y el valor de sus acciones a través de la sustitución de divisas.

Por lo tanto, puede decirse que las causas de la dolarización radican en el deseo de disminuir una variedad de riesgos. Estos incluyen el riesgo de tipo de cambio, la falta de credibilidad del Estado y, por ende, el miedo a un colapso de la moneda nacional ante presiones inflacionarias persistentes y políticas gubernamentales incapaces de revertirlas.

2.2 Consecuencias de la dolarización

La consecuencia de la dolarización con mayor recurrencia en la literatura es el problema de hoja de balance debido a las fluctuaciones del tipo de cambio. Esto se debe a la magnificación de los pasivos y obligaciones de pago de deuda en dólares, mientras que los activos e ingresos se mantienen en MN, lo que resulta en una caída del valor neto del patrimonio y una ampliación del riesgo crediticio (Mora, Neaime, & Aintablian, 2013; Armas, Castillo, & Vega, 2014). El mismo efecto se da para las empresas con precios nominales rígidos, que se enfrentan a mayores obligaciones de deuda como consecuencia de una depreciación y, así, ven sus beneficios reducidos, lo que conlleva menor producción e inversión ante la reducción de posibilidades de préstamos. Esto podría reducir la demanda por MN y llevar a una mayor depreciación (Aghion, Bacchetta, & Banerjee, 2001).

Por otro lado, cuando los bancos tienen información imperfecta sobre los ingresos de las empresas, tienden a dolarizar sus préstamos ante el incierto riesgo crediticio (Brown, Ongena, & Yesin, 2011). Además, debido a la relevancia de las importaciones en economías emergentes, el tipo de cambio es importante en la determinación de la inflación, por lo que una depreciación de la moneda local puede tener un inmediato impacto inflacionario sobre empresas y familias (Marcelin & Mathur, 2016). Pero es importante notar lo encontrado por algunos estudios respecto a que, en economías con altos niveles de inflación, la dolarización puede promover el desarrollo del sistema financiero doméstico ante la necesidad de moderar el efecto adverso de la

inflación (De Nicolo, Honohan, & Ize, 2005). E Ize y Levy-Yeyati (2005) señalan que cierto nivel de dolarización puede ser beneficioso si se liberalizan las cuentas en dólares en un ambiente prudencial adecuado.

Sin embargo, la evidencia indica que el descalce de monedas puede generar efectos sistémicos perversos, en especial en términos de producto y situación financiera. En efecto, la dolarización desequilibra el funcionamiento del mercado, reduce las reservas internacionales, causa presiones inflacionarias al alza y quiebra la sincronización entre las políticas monetaria y fiscal (Marcelin & Mathur, 2016). Finalmente, dado que una economía dolarizada es más reactiva a fluctuaciones en flujos de capitales externos, su política monetaria pierde eficacia para hacer frente a crisis de liquidez y choques reales (Ize & Levy-Yeyati, 2005).

2.3 Persistencia

Los especialistas recalcan la persistencia de la dolarización aun luego de que se han alcanzado niveles bajos de inflación y se ha instaurado un régimen macroeconómico estable, lo cual sugiere que una buena política monetaria e instituciones sólidas no son suficientes. De acuerdo con Hardy & Pazarbasioglu (2006), el proceso de dolarización genera histéresis, ya que cambia el funcionamiento de las instituciones, haciendo difícil una reversión de tal proceso. Ize & Levy-Yeyati (2003) formulan un modelo de intermediación financiera en el que el portafolio de varianza mínima provee un buen referente (*benchmark*) para estimar la distribución de activos y pasivos dolarizados. Este modelo, que asemeja la situación de varios países, muestra que habrá persistencia de la dolarización aun con precios estables si la volatilidad del tipo de cambio real es menor que la de la inflación.

Castillo & Winkelried (2010) desarrollan un modelo en el cual, debido a los bajos costos de participación en el mercado de dólares, las transacciones pueden ser realizadas por cualquier agente económico, independientemente de su conocimiento y alcance, lo que genera un grupo de participantes heterogéneos que difieren en habilidades de procesamiento de información y, por lo tanto, forman distintos portafolios óptimos individualmente pero no en conjunto. A partir de ello, demuestran que esa heterogeneidad es suficiente para generar persistencia a nivel agregado y que se necesita una política activa para mejorar la comunicación del banco central en cuanto a sus políticas.

Catão & Terrones (2015) evalúan la persistencia de la dolarización financiera utilizando variantes del proceso autoregresivo básico aplicado a la ratio de dolarización de depósitos (entre 2000 y 2015), a través de tres

estimadores: *pooled*, *fixed effects* y *least square dummy variable*. Los resultados corroboran que la dolarización es altamente persistente, lo cual, según dichos autores, podría ser consecuencia de debilidad institucional, ausencia de marcos fiscales claros y agentes heterogéneos. Sin embargo, señalan que la disminución de la dolarización en varios países europeos y latinoamericanos durante la década de 2000 muestra que este fenómeno es reversible con una adecuada combinación de políticas macroeconómicas estables y medidas macroprudenciales.

Otra razón para la persistencia podría ser la falta de confianza en la MN a resultas de la historia inflacionaria del país, episodios de devaluación, entre otros. Pero esta explicación no es consistente con la solidez macroeconómica que muestran algunos países altamente dolarizados (Castillo & Winkelried, 2010).

2.4 Experiencia internacional

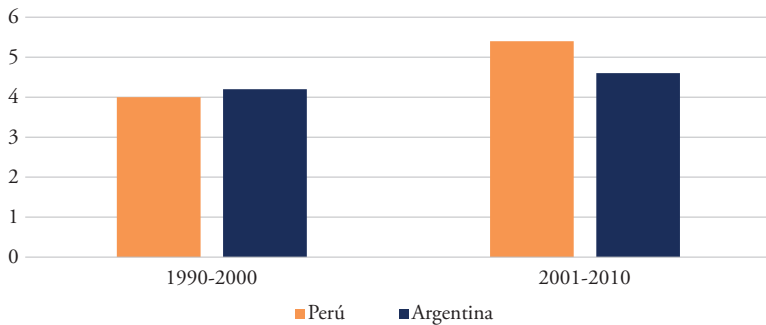
La alta dolarización no es particular del Perú, pues en América Latina varias economías han adoptado medidas macroprudenciales para anclar la estabilidad de su sistema financiero y disminuir el crédito en ME (Tovar *et al.*, 2012). Un estudio de los determinantes de la desdolarización en Bolivia, Paraguay, Perú y Uruguay utiliza un VAR sin restricciones para observar el rol de las variables macroeconómicas, las regulaciones macroprudenciales y el desarrollo del mercado de capitales en moneda doméstica (Sosa & García-Escribano, 2011). Estos autores hallan que las medidas macroprudenciales facilitaron la asimilación del riesgo de la dolarización; que el desarrollo del mercado de capitales y la desdolarización de depósitos promovieron la desdolarización crediticia; y que las tendencias apreciatorias de la última década fueron claves en tal proceso.

Al igual que en el Perú, los bancos centrales de Colombia y Brasil utilizan encajes contracíclicos para controlar el crecimiento del crédito a la vez que manejan tasas de interés de referencia. Vargas, Varela, Betancourt & Rodríguez (2010) encuentran, al analizar la experiencia colombiana, que los encajes tienen un rol importante en las tasas de interés de largo plazo de los préstamos, así como en fortalecer el pase a través (*passthrough*) de políticas respecto a depósitos y tasas de préstamo.

La importancia de la credibilidad e independencia de la política monetaria puede apreciarse al contrastar los casos de Argentina y Perú, ambos con episodios pasados de hiperinflación. En el corto plazo, la importación de la credibilidad de la política monetaria de los Estados Unidos redujo más la

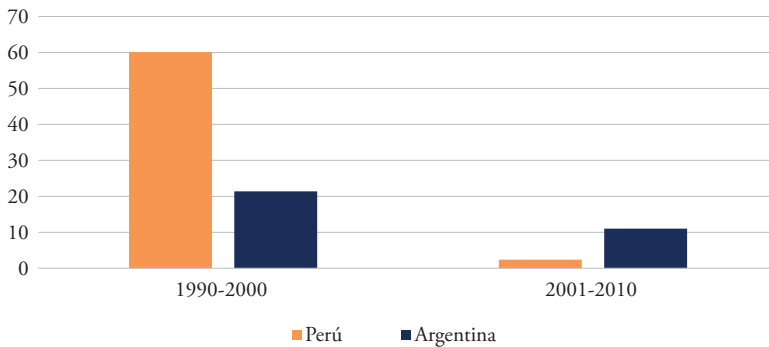
inflación y permitió una tasa de crecimiento más alta en Argentina. Pero, en el largo plazo, la reconstrucción de la reputación y la implementación de políticas monetarias independientes dieron fundamentos sólidos al Perú, que le permitieron un crecimiento del 5,4% y tasas de inflación promedio del 2,4% entre 2001-2010; mientras que la economía argentina registró una tasa promedio de crecimiento menor y niveles de inflación cinco veces más altos (Armas, 2015), como se observa en las figuras 2a y 2b:

Figura 2a
Tasa de crecimiento promedio del PIB real



Fuente: Armas (2015).

Figura 2b
Inflación promedio



Fuente: Armas (2015).

El antes citado estudio de Catão & Terrones (2015) brinda datos estilizados y estimaciones econométricas respecto al proceso de dolarización y desdolarización en economías emergentes, con énfasis en las de Europa y América Latina. Señalan que, si bien las economías emergentes en conjunto ya no estaban altamente dolarizadas (con una media de la ratio de dolarización del 17% a 2015), las de América Latina y Europa seguían estando más dolarizadas que las de Asia y el resto del mundo. Además, en América Latina era muy alta la dispersión de la dolarización de depósitos, debido a prohibiciones y restricciones legales pertinentes a las cuentas en dólares de algunos países como Brasil y Chile. En tal contexto, esos autores evalúan el caso peruano como exitoso.

Respecto a la trayectoria de la ratio de dolarización, presentan evidencia de un proceso generalizado de desdolarización financiera en países emergentes desde inicios de 2000 hasta 2008, año en que la crisis financiera acarreo que tal proceso se estancara o revirtiera en la mayoría de los casos. Dichos autores resaltan que la reversión continuó en países europeos como Serbia y Ucrania entre 2009 y 2013, mientras que las economías latinoamericanas reanudaron la desdolarización, aunque con distintas velocidades; lo cual relleva la significancia de factores específicos a cada país.

Así, Catão & Terrones (2015) concluyen que una amplia evidencia internacional sugiere que la desdolarización ha sido marcada por una combinación de factores domésticos y globales. Los factores externos más relevantes fueron: primero, la evolución de las tasas de interés internacionales; segundo, la disminución de la volatilidad de las bolsas de valores globales (a excepción del período 2007-2009); y, tercero, los altos precios de los *commodities*, que ayudaron a apreciar las monedas locales. El factor doméstico más relevante, en su análisis del caso peruano, fue la introducción de regímenes de metas de inflación que dieron credibilidad al compromiso de estabilizar los precios y fortalecieron el rol de la moneda nacional (MN) como depósito de valor.

2.5 Formas de desdolarización

Descartada la opción de importar la credibilidad de los Estados Unidos, como lo hizo Argentina, se examinaron otras formas de desdolarización. Respecto a la desdolarización forzada, los casos de Bolivia y Perú en la década de 1980 son ejemplos claros del fracaso que representa forzar la desdolarización si no se resuelven las causas que originan la dolarización. Cuando las autoridades de esos países impusieron la conversión de dinero en ME a MN en 1982 y 1985, respectivamente, los depósitos en dólares representaban el 43% del agregado monetario en Bolivia y el 58% de los depósitos totales en el Perú,

lo cual explica la gran depreciación que acompañó esa medida. Cuando, años después, se volvieron a permitir los depósitos en ME, debido a la inestabilidad macroeconómica y desintermediación financiera en ambas economías, ocurrió un rebote en el coeficiente de dolarización que persiste parcialmente en la actualidad, a pesar de la fortaleza macroeconómica de ambas economías. Tal rebote se debió a que en la década de 1980 no se resolvió ni la inestabilidad monetaria ni la falta de credibilidad de la política macroeconómica; por lo cual, ante la oportunidad de volver a adquirir ME como depósito de valor, las economías volvieron a dolarizarse (Hardy & Pazarbasioglu, 2006).

Otra forma, apoyada por la literatura especializada, es a través de medidas de estabilidad macroeconómica, políticas macroprudenciales y desarrollo del mercado de capitales. Según García-Escribano (2010), una vez consolidada la estabilidad macroeconómica, una mayor flexibilidad del tipo cambiario podría fomentar la desdolarización, mientras que medidas macroprudenciales que desincentiven el crédito en ME ayudarían a desdolarizar el sistema financiero en general.

Para que la MN pueda competir con el dólar, y así lograr una desdolarización de largo plazo, se tiene que «proveer al público una moneda que pueda competir con el dólar en todas sus funciones dinerarias y establecer mecanismos de coordinación para modificar hábitos o regulaciones que impidan dicha competencia» (Armas, 2015, p. 80). Con tal fin, el Perú ha construido un marco macroeconómico sólido que ha mejorado la credibilidad y reducido la inflación a estándares internacionales en un lapso de 10 años. La meta de inflación del 2% permite que el sol compita en condiciones similares con las ME y calma preocupaciones sobre una posible repetición de la historia. Si bien ha funcionado, el proceso ha sido largo y la dolarización sigue alrededor del 30%, por lo que deben analizarse políticas que puedan acelerar este proceso.

3. Marco analítico

El BCRP utiliza encajes con el propósito de estabilizar las tasas de interés de corto plazo. Las usa tanto en MN como en ME, con mayor énfasis en esta última, para volver más atractiva la primera. Hace esto regulando la cantidad de dinero, limitando el riesgo de la dolarización e incrementando la madurez del apalancamiento externo bancario (Armas *et al.*, 2014).

El programa de desdolarización se introdujo en un contexto de bajas tasas de interés internacional y la consecuente expansión del crédito en dólares. El programa implementa encajes adicionales en ME con el fin de aumentar los costos de financiamiento para los créditos vehicular, hipotecario y total

(excluyendo préstamos para operaciones de comercio exterior). Los primeros límites de crecimiento de créditos en ME se establecieron en febrero de 2013 para automóviles e hipotecas, y en septiembre de 2013 para el crédito total en ME. Para el caso de hipotecas y automóviles, el límite de crecimiento del crédito fue del 10% y 20% de su nivel en febrero de 2013, y si lo excedían, el encaje marginal era del 0,75% y 1,5%, respectivamente. Para el caso del crédito total, se fijaron tres límites: 10%, 15% y 20% si se superaba el saldo de crédito de septiembre 2013, y sus respectivos encajes marginales fueron 1,5%, 3% y 5% (BCRP, 2013).

A finales de 2014, se ajustó el esquema de encajes adicionales para exigir una reducción del saldo de crédito total de por lo menos un 5% del nivel de septiembre de 2013. Para el crédito vehicular e hipotecario, se exigió como mínimo una reducción del 10% de los niveles de febrero de 2013. Estos mínimos fueron ajustándose progresivamente: «[...] para el caso de los créditos totales, el saldo requerido a diciembre de 2015 era de 90 por ciento del mismo saldo de setiembre de 2013, mientras que para el cierre de 2016 se ajustó dicho requerimiento a 80 por ciento del saldo de setiembre de 2013, el cual se mantiene al cierre de 2017; y para los créditos vehiculares e hipotecarios, el saldo requerido a diciembre de 2015 fue de 85 por ciento del saldo de febrero de 2013, en tanto que para el cierre de 2016 el saldo requerido se ajustó a 70 por ciento del saldo de febrero de 2013 y para el cierre de 2017 se ajusta a 60 por ciento» (BCRP, 2017c, p. 81). Esto se resume en el anexo 1.

Tras la implementación de esta política, la ratio de dolarización del crédito se redujo del 38,2% en diciembre de 2014 al 28,6% en febrero de 2017 (BCRP, 2017c). El éxito de esta desdolarización se debe a que los encajes aumentan el costo de los préstamos, lo que desincentiva el crecimiento del crédito. Además, el aumento de los encajes promedio y marginales de manera cíclica desincentiva los préstamos bancarios en ME durante períodos de altas entradas de capital. Y permite crear un amortiguador (*buffer*) de ME en caso se revierta el flujo de capitales (Castillo *et al.*, 2016).

Según Tovar *et al.* (2012), el uso de encajes tiene un impacto moderado y transitorio sobre el crecimiento del crédito, pero puede servir para múltiples propósitos macroprudenciales: primero, de manera contracíclica para manejar el ciclo crediticio y, luego, para contener el riesgo sistémico al mejorar la estructura de financiamiento del sistema bancario. También sirve como instrumento de asignación de crédito que sustituye a otras medidas de política monetaria para reducir presiones de liquidez y preservar la estabilidad financiera. Si bien dichos autores reconocen los costos asociados, ya que el

encaje es como un impuesto al costo de financiamiento (lo cual se traduce en un aumento de las tasas de interés de los préstamos), la aplicación asimétrica de encajes para MN y ME da ventaja al sol, puesto que el encaje marginal en MN ha disminuido continuamente desde mediados de 2013, volviendo más atractivos los préstamos en soles.

Además, los encajes en ME cumplen tres propósitos: (1) señalizan a los intermediarios financieros que los pasivos extranjeros son más riesgosos que sus contrapartes domésticas, lo que ayuda a internalizar los riesgos de la dolarización; (2) reduce la probabilidad de que se dé una corrida bancaria, ya que los agentes reconocen que el banco cuenta con activos líquidos; y (3) aumenta la liquidez internacional en el sistema financiero cuando es necesario (Armas *et al.*, 2014).

4. Metodología

Como se mencionó al inicio, el presente estudio tiene el propósito de analizar empíricamente el impacto del programa de desdolarización sobre el crédito en dólares en la economía peruana³ a partir de septiembre de 2013, momento en que el programa abarcó todos los tipos de crédito salvo para el comercio exterior. No se eligió evaluar el programa a partir de su inicio (febrero de 2013) porque la diferencia en observaciones es trivial y porque el crédito total es más representativo que el crédito vehicular y el hipotecario, los cuales, pese a ser los más dolarizados, representan menos del 20% del crédito total en ME (BCRP, 2017c). Es importante precisar que se analiza el impacto de la vigencia total de dicho programa y no el efecto de cada aumento porcentual de los encajes en ME; es decir, se analiza el cambio de régimen. Con tal fin, se decidió utilizar la metodología desarrollada por Harvey (1996) con relación al uso de grupos de control en el análisis de series de tiempo.

Dicho autor analiza la posibilidad de utilizar para series de tiempo metodologías usualmente aplicadas a análisis de corte transversal, en especial para identificar componentes no observables con el uso de grupos de control, debido a que el cambio de nivel de una serie no puede ser estimado consistentemente con un modelo univariado no estacionario. Ante este problema, señala que si dos variables tienen una tendencia común no observable, y solo una de estas se ve afectada por una intervención, la otra puede ser utilizada como grupo de control; lo cual permite que el sistema de ecuaciones se reduzca a una sola

³ El estudio solo busca evaluar la efectividad del programa, mas no pretende proponer medidas de política que podrían ser materia de una investigación posterior.

ecuación y se simplifique la estimación. La metodología de Harvey también evita estimar el componente no observable si se encuentran variables que cointegran, lo cual permite estimar con mínimos cuadrados ordinarios (OLS), a fin de no incurrir en la pérdida de eficiencia asociada al uso de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR).

La simplificación de la ecuación por ser estimada se desarrolla de la siguiente manera: primero, se asume que hay una variable afectada por la intervención en algún momento de la serie, y un grupo de control:

$$y_{1t} = \mu_{1t} + \varepsilon_{1t} \dots (\text{control}) \quad (1) \quad t = 1 \dots T$$

$$y_{2t} = \mu_{2t} + \lambda w_t + \varepsilon_{2t} \dots (\text{experimental}) \quad (2)$$

Donde y_{1t} es la variable de control e y_{2t} es la variable afectada por la intervención; μ_{1t} y μ_{2t} son tendencias no observables; w_t es una variable *dummy* que indica la intervención; y ε_{1t} y ε_{2t} son errores. Se asume que hay una correlación ρ entre ε_{2t} y ε_{1t} . Luego, se expresa el modelo en términos $y_2 - \beta y_1$, lo cual deja el sistema con una sola ecuación, de la siguiente forma:

$$y_{2t} = \mu_t^* + \lambda w_t + \beta y_{1t} + \varepsilon_t^* \quad (3)$$

Donde $\varepsilon_t^* = (\varepsilon_{2t} - \beta \varepsilon_{1t})$ y $\beta = \rho \frac{\sigma_{2\varepsilon}}{\sigma_{1\varepsilon}}$, de manera que se soluciona el problema de correlación entre los términos de error:

$$\text{cov}(\varepsilon^*, \varepsilon_1) = 0$$

$$\text{cov}(\varepsilon_2, \varepsilon_1) - \beta \text{var}(\varepsilon_1)$$

$$\rho \sigma_1 \sigma_2 - \beta \sigma_1^2$$

$$\rho \sigma_1 \sigma_2 - \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} \sigma_1^2 = 0$$

Esto implica que la información de la ecuación (1) no mejoraría la estimación de la ecuación (3), de manera que da lo mismo estimar (3) de modo univariado que estimar el sistema completo.

Si y_{1t} e y_{2t} son series con un nivel común, tal que

$$y_{1t} = \mu_{1t} + \varepsilon_{1t} = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$y_{2t} = \mu_{2t} + \lambda w_t + \varepsilon_{2t} = \theta \mu_t + \bar{\mu} + \lambda w_t + \varepsilon_{2t}$$

entonces, μ_{1t} y μ_{2t} son los componentes no observables de largo plazo. Para el caso de μ_{1t} , se asume que este es un *random walk* univariado y es representado como μ_{1t} ; mientras que, para el caso de μ_{2t} , se asume que es una función lineal del nivel de la primera: $\mu_{2t} = \theta\mu_{1t} + \bar{\mu}$. De esta manera, se puede observar que los componentes no observables, μ_{1t} y μ_{2t} , poseen una tendencia común y, por lo tanto, cointegran. En consecuencia, la ecuación para y_{2t} se puede reescribir de la siguiente forma:

$$y_{2t} = \theta y_{1t} + \bar{\mu} + \lambda w_t + \varepsilon_t$$

Se observa que y_{1t} y ε_t no son independientes, lo cual en principio desaconseja aplicar una estimación de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) porque el resultado sería inconsistente. Sin embargo, debido a la no estacionariedad de y_{2t} (en contraste con ε_t), el resultado para θ será muy consistente usando esa forma de estimación. Se puede así aplicar la inferencia estándar sobre el estimador de λ , dado que $y_{2t} - \theta y_{1t}$ puede ser efectivamente tratada como una variable observable (Harvey, 1996).

Tomando este marco conceptual, primero se analizará la existencia de cointegración entre la dolarización del crédito y variables similares a las que el programa no habría afectado. Como grupo de control para la estimación se utilizarán variables como la dolarización de depósitos, ahorros y liquidez. Una vez verificado que hay cointegración, siguiendo con la metodología, calcularemos el impacto del programa usando estimadores ya establecidos de la literatura de cointegración, como D-OLS (Stock & Watson, 1993) y FM-OLS (Phillips & Hansen, 1990).

Para este análisis, se utiliza como serie principal (grupo tratado) las series de ratio de dolarización de crédito del BCRP. Para las variables nacionales analizadas como grupos de control se utilizará la ratio de dolarización de liquidez del BCRP, y se construirán datos de dolarización de depósitos y ahorro con información de la misma fuente. Es importante precisar que no es necesario incluir otras variables de control, ya que se asume que aquellas que impactan sobre las variables analizadas también afectarán a los grupos de control con los que se está cointegrando. De igual manera, se corroborará la consistencia de los resultados usando variables de control en los ejercicios de robustez en la siguiente sección.

Para la comparación internacional, se utilizarán ratios de dolarización del crédito en Uruguay, obtenidos de las estadísticas publicadas por su banco central, ya que es un país con una historia de dolarización similar a la nuestra. A fin de distinguir el efecto de cambios asociados a los determinantes de la dolarización crediticia que afectan de manera dispar entre países, se incluirán

como variables de control los términos de intercambio, la volatilidad de la inflación, la tasa de encaje promedio, entre otras. Finalmente, se analizará el impacto desagregado sobre la ratio de dolarización del crédito familiar, a empresas e hipotecario, con base en las respectivas series obtenidas del BCRP.

5. Resultados

El primer paso en la aplicación de la metodología antes descrita fue revisar la no-estacionariedad de las series utilizadas; requisito para que estas puedan cointegrar. Luego, como las series parecen mostrar una tendencia común en los ratios de dolarización, se procedió a comprobar lo observado aplicando un test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Este test indica que existe evidencia para no rechazar la hipótesis nula de que hay al menos una raíz unitaria en cada una de las variables analizadas, como se puede ver en la tabla 1:

Tabla 1
Test ADF de raíz unitaria

	T-stat	P-value
Dolarización del crédito	0,2118	0,97
Dolarización de liquidez	-0,0781	0,95
Dolarización de depósitos	-0,0170	0,96
Dolarización del ahorro	-1,2379	0,66
Dolarización del crédito en Uruguay ⁴	-0,7194	0,84

Dada la evidencia de que las series tienen raíz unitaria, se analizó la existencia de cointegración con el método de Johansen, entre cada serie y las respectivas ratios de dolarización del crédito, y luego se estimó el impacto con el método de Harvey (1996). Así, se encontró que en cada uno de esos grupos de variables existe al menos una relación de cointegración entre el par de variables del grupo, asumiendo la existencia de una constante en la relación de cointegración; tal como se observa en la tabla 2.

⁴ Para el caso de Uruguay, se incluyó una *dummy* que toma el valor de 1 a partir de agosto de 2002, la cual controla por la corrida bancaria desde julio de 2002 hasta junio de 2003, así como por el cambio del régimen cambiario de uno de bandas a uno de flotación a partir de junio de 2003 (De Brun & Licandro, 2005).

Tabla 2
Relaciones de cointegración

Número de relaciones de cointegración	Prob*			
	Grupo 1: crédito y liquidez	Grupo 2: crédito y depósitos	Grupo 3: crédito y ahorro	Grupo 4: crédito Perú y crédito Uruguay
Ninguna	0,0489	0,0112	0,01	0,0036
Máximo 1	0,0496	0,0558	0,1749	0,2359

Nota. Todas las variables están en ratio de dolarización y se toman los valores para todas las sociedades de depósito.

Una vez comprobada la existencia de cointegración en los grupos, se estimó el impacto del programa de desdolarización sobre la ratio de dolarización del crédito en el Perú utilizando los métodos OLS, D-OLS y FM-OLS, los cuales también se aplicaron al caso uruguayo debido a lo explicado previamente. Los resultados se detallan en el anexo 2 y se resumen en la tabla 3.

Tabla 3
Impacto del programa de desdolarización

Coefficiente del programa (W)	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-9,77***	-9,90***	-9,81***
	1,9261	1,4744	2,7874
Dolarización de depósitos	-8,85***	-9,17***	-8,34***
	1,9984	1,4634	2,5477
Dolarización del ahorro	-13,01***	-13,16246***	-13,42***
	1,9052	1,7728	3,6284
Dolarización del crédito en Uruguay	-11,11***	-11,35***	-10,76***
	1,4165	1,2561	1,8097

Coefficiente de grupo de control (y_{1t})	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	1,02*** 0,029	1,05*** 0,0435	1,04*** 0,0803
Dolarización de depósitos	0,97*** 0,0323	1,00*** 0,038	1,06*** 0,069
Dolarización del ahorro	0,98*** 0,0372	0,99*** 0,0493	1,03*** 0,107
Dolarización del crédito en Uruguay	1,07*** 0,0652	1,10*** 0,064	1,15*** 0,0904

Como se puede observar, tanto el coeficiente de las variables con las cuales cointegra la ratio de dolarización del crédito, como el coeficiente del programa de desdolarización son significativos en los tres métodos de estimación. Esto implica que hay evidencia de que dicho programa funcionó, ya que, en el período de análisis, el programa redujo la tasa de dolarización del crédito entre 8,85 y 13,42 puntos porcentuales.

Además, se observa que los coeficientes de las variables que cointegran son similares a 1 en las tres estimaciones, lo cual, según lo planteado por Harvey (1996), apunala la idea de que existe cointegración entre las variables, porque se mueven en gran medida de manera paralela. Por esta razón, siguiendo el método de dicho autor, se evaluó adicionalmente si es que los resultados se mantenían al restringir el coeficiente de las variables que cointegran a 1. Los resultados según este escenario indican que el coeficiente del programa todavía es significativo, por lo que se puede defender la hipótesis de que los coeficientes de las variables que cointegran son iguales a 1. Asimismo, estos coeficientes indican que, en el período analizado según este nuevo escenario, el programa redujo las ratios de dolarización entre 8,23 y 15,71 puntos porcentuales (tabla 4), lo cual es similar a lo encontrado en el escenario base (resumido en la tabla 3).

Tabla 4
Impacto del programa asumiendo coeficientes iguales a 1

Con B=1	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-10,10*** 1,7538	-10,85*** 1,31	-12,26*** 2,5645
Dolarización de depósitos	-8,23*** 1,7814	-9,00*** 1,2364	-9,65*** 2,197
Dolarización del ahorro	-12,70*** 1,772	-13,45*** 1,5623	-15,71*** 3,5732
Dolarización del crédito en Uruguay	-11,77*** 1,3601	-12,23*** 1,1101	-12,24*** 1,7327

6. Análisis de robustez

Se realizaron cuatro ejercicios de robustez para evaluar la consistencia de los resultados. El primer ejercicio fue el planteado por Harvey, que consistió en sacar un promedio simple de las variables utilizadas como grupos de control y estimar el impacto con base en tal promedio simple. El segundo ejercicio es similar, pero se hace tomando cada grupo de control como un regresor individual dentro de la ecuación, lo cual genera un promedio ponderado de estas variables en función de cuán bien cointegran con la variable de interés. Los resultados se muestran en la tabla 5.

Tabla 5
Pruebas de robustez

Ejercicio 1

Coficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-9,93*** 0,6797	-10,18*** 1,4463	-13,07*** 3,7322
Promedio de variables	0,99*** 0,0190	1,02*** 0,0390	1,02*** 0,1051
B=1	OLS	DOLS	FMOLS
W	-9,72*** 0,5703	-10,48*** 1,2591	-12,94*** 2,8773

Ejercicio 2

Coefficiente de la variable	OLS	DOLS	FMOLS
W	-9,64***	-9,70***	-10,41***
	0,6072	1,4791	2,9040
Dolarización del ahorro	0,81***	1,02***	1,80***
	0,1510	0,4357	0,6477
Dolarización de depósitos	2,16***	2,91***	4,80***
	0,2694	1,0609	1,5968
Dolarización de liquidez	-2,05***	-3,01***	-5,74***
	0,4293	1,5105	2,2257

Los resultados del primer ejercicio muestran que los coeficientes del programa se mantienen significativos entre -9,93 y -13,07; y que los errores estándar se reducen porque usar un mayor número de variables de cointegración aumenta la precisión del estimado. También muestran que, cuando se restringe al valor 1 el coeficiente de la variable de cointegración, los coeficientes del programa se ubican entre -9,72 y -12,94; lo cual respalda la hipótesis de que las tres variables de cointegración tienen un coeficiente semejante a 1, por la similitud en el rango de los coeficientes.

Mientras tanto, los estimados del segundo ejercicio muestran un impacto del programa de entre -9,64 y -10,41, también similares a los del escenario base pero con estimados más precisos. Debe señalarse que, en este caso, los coeficientes de las variables de cointegración reflejan, en valor absoluto, cuán bien capturan el comovimiento de la variable de interés. Por ejemplo, la dolarización del ahorro tenía en el escenario base los coeficientes más alejados de 1, por lo cual resulta con un peso menor en la regresión del segundo ejercicio. Por la misma razón, la dolarización de la liquidez resulta con un peso mayor en dicha regresión, ya que en el escenario base tiene los coeficientes más cercanos a 1.

Cabe agregar, a título informativo, que en aras de una mayor certidumbre en la robustez de los resultados, en un tercer ejercicio se incluyeron otras variables de control, pese a no ser estrictamente necesarias. Se incluyeron las variables de volatilidad de la inflación, tasa Libor, términos de intercambio y tasa de encaje; obtenidas del BCRP y de la FED de EE. UU. La volatilidad de la inflación se calculó como la desviación estándar móvil de los últimos 10 años. Los coeficientes resultantes se mantuvieron similares a los del escenario base mostrados en la tabla 3.

El cuarto ejercicio evaluó la robustez de los resultados a cambios en el número de intervalos (*lags*) en la estimación del D-OLS y el FM-OLS, y se encontró que son robustos a cambios para *lags* mayores o iguales a 4, donde no se observa una diferencia significativa en el coeficiente.

7. Desagregando la dolarización del crédito

Adicionalmente, se obtuvieron del BCRP las series desagregadas del crédito a familias, empresas e hipotecario y se aplicó un análisis sobre las respectivas ratios de dolarización similar al presentado anteriormente. De esta manera, se pudo ver el impacto diferenciado del programa de desdolarización en esos tres tipos de crédito. Los resultados se muestran en la tabla 6, mientras que los resultados de las respectivas pruebas de raíz unitaria y de cointegración están en el anexo 3.

Esos resultados muestran que el programa de desdolarización tuvo el impacto esperado en los tres tipos de crédito, el cual fue diferenciado y más marcado respecto al crédito hipotecario. En efecto, los coeficientes obtenidos para el programa de desdolarización son significativos para los tres métodos de estimación en todos los casos. Esto implica que hay evidencia de que el programa funcionó, pues logró reducir la tasa de dolarización del crédito a familias entre 9,53 y 13,92 puntos porcentuales; la tasa de dolarización del crédito a empresas entre 16,10 y 19,30 puntos porcentuales; y la tasa de dolarización del crédito hipotecario entre 24,52 y 33,97 puntos porcentuales. Este impacto mayor sobre el crédito hipotecario era de esperarse, ya que a inicios de 2013 el programa estuvo destinado únicamente a créditos hipotecarios y vehiculares porque estos representaban en ese entonces una alta proporción de todos los créditos en moneda extranjera.

Tabla 6
Ratios de dolarización por tipos de crédito

Ratio de dolarización del crédito a familias

Coefficiente del programa	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-11,19*** 1,8394	-11,24*** 1,4486	-10,07*** 2,2780
Dolarización de depósitos	-10,59*** 1,8779	-10,69*** 1,4584	-9,53*** 2,1900
Dolarización del ahorro	-13,68*** 1,8381	-13,92*** 1,6367	-13,62*** 3,2603

Ratio de dolarización del crédito a empresas

Coefficiente del programa	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-16,20*** 2,5368	-16,87*** 1,9369	-17,13*** 3,2919
Dolarización de depósitos	-15,75*** 2,5541	-16,48*** 1,9312	-16,10*** 3,1538
Dolarización del ahorro	-17,82*** 2,5290	-18,77*** 1,9648	-19,30*** 3,4639

Ratio de dolarización del crédito hipotecario

Coefficiente del programa	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-28,71*** 3,2647	-29,42*** 3,4835	-25,21*** 6,1139
Dolarización de depósitos	-27,46*** 3,1778	-27,95*** 3,2132	-24,52*** 5,4102
Dolarización del ahorro	-33,04*** 3,6807	-33,97*** 4,1098	-29,80*** 8,3127

8. Conclusión

La dolarización peruana es un fenómeno que se generó y mantuvo por el mal manejo económico entre la década de 1960 y la de 1980, que hizo perder

confianza en el valor de la moneda nacional. Cuando se contó, a partir de la década de 1990, con un marco macroeconómico estable, políticas macroprudenciales y un mercado de capitales en desarrollo, los niveles de dolarización bajaron pero siguieron siendo relativamente elevados y su disminución se ralentizó a inicios de la segunda década del presente siglo. Esta persistencia revelaba que las políticas aplicadas eran insuficientes para reorientar las prácticas de instituciones financieras y revertir percepciones erradas del riesgo crediticio, conducentes a una forma de optimizar la cartera de monedas entre proveedores y demandantes muy propensa al dólar, que retroalimentaba la dolarización y ampliaba el riesgo crediticio. El programa de desdolarización del crédito surgió para enfrentar esa situación mediante encajes marginales desestimulantes de préstamos en dólares.

Este estudio ha analizado empíricamente el impacto de dicho programa desde su implementación para todo crédito en dólares (excepto el de comercio exterior) a partir de septiembre de 2013. Para ello, siguiendo la metodología de Harvey (1996), se ha comparado la trayectoria de la ratio de dolarización del crédito en el Perú entre los años 2000 y 2017 (es decir, antes y durante el programa) con las trayectorias de las series nacionales referidas a depósitos, ahorros y liquidez en dólares, que sirvieron de grupos de control. Ello porque estas tres variables no fueron afectadas por los cambios en encajes marginales aplicados al crédito por el programa peruano, y sus series tienen un comportamiento similar al de la ratio de dolarización del crédito. Este análisis de series también mostró que la ratio de dolarización en Uruguay tenía un comportamiento similar al de la peruana, por lo que fue incluida en la comparación. Y el análisis de cointegración permitió la estimación univariada del impacto sobre la dolarización sin pérdida de generalidad con tres metodologías: OLS, D-OLS y FM-OLS.

Los resultados de las estimaciones demuestran, en todos los casos, que el programa de desdolarización ha tenido un efecto significativo en la ratio de dolarización del crédito, al haberlo reducido entre 8 y 14 puntos porcentuales adicionales a una reducción sin programa. Este resultado es robusto a la combinación de todas las variables utilizadas, a la incorporación de variables de control y a variaciones en los *lags* utilizados. Además, el análisis desagregado del impacto del programa sobre los créditos en dólares a familias, a empresas e hipotecarios revela un efecto similar o mayor especialmente en créditos hipotecarios, donde hubo una reducción de entre 24,52 y 33,97 puntos porcentuales. Por tanto, cabe afirmar que el programa de desdolarización del crédito fue exitoso en acelerar la reducción de los niveles del crédito desde su

implementación en 2013. Un éxito que resulta consistente con cambios de los últimos años en los determinantes del crédito en dólares conforme bajaban los riesgos de inflación y por tipo de cambio. En un futuro, podría investigarse el impacto de programas similares en otros países para corroborar la validez externa y, por ende, el grado en que se pueden generalizar los resultados aquí encontrados.

9. Referencias

- Aghion, P., Bacchetta, P., & Banerjee, A. (2001). Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints. *European Economic Review*, 45(7), 1121-1150.
- Armas, A. (2015). Dolarización y desdolarización en el Perú. En D. Winkelried & G. Yamada (Eds.), *Política y estabilidad monetaria en el Perú*, (pp. 61-94). Lima: Universidad del Pacífico.
- Armas, A., Castillo, P., & Vega, M. (2014). *Inflation targeting and quantitative tightening: Effects of reserve requirements in Peru*. BCRP Working Paper Series, DT. 2014-003. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Basso, S., Calvo-González, O., & Jurgilas, M. (2007). *Financial dollarization: The role of banks and interest rates*. ECB Working Paper 748. Fránfort del Meno: European Central Bank.
- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2013). *Reporte de inflación – diciembre: panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2013-2015*. Lima.
- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2017a). *Disposiciones de encaje en moneda extranjera*. Circular 0030-2017-BCRP. Lima.
- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2017b). *Estadísticas económicas*. Recuperado de <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2017c). *Reporte de inflación – marzo: panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2017-2018*. Lima.
- Brown, M., Ongena, S., & Yesin, P. (2011). Foreign currency borrowing by small firms in the transition economies. *Journal of Financial Intermediation*, 20(3), 285-302.
- Cabello, M., Lupú, J., & Minaya, E. (2017). *Macroprudential policies in Peru: The effects of dynamics provisioning and conditional reserve requirements*. BCRP Working Paper Series, DT. 2017-002. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo, P., & Winkelried, D. (2010). Dollarization persistence and individual heterogeneity. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1596-1618.
- Castillo, P., Vega, H., Serrano, E., & Burga, C. (2016). *De-dollarization of credit in Peru: The role of unconventional monetary policy tools*. BCRP Working Paper Series, DT. 2016-002. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Catão, L., & Terrones, M. (2015). Financial de-dollarization: Global perspective and Peruvian experience. En G. Yamada & D. Winkelried (Eds.), *Política y estabilidad monetaria en el Perú* (pp. 121-142). Lima: Universidad del Pacífico.

- De Brun, J., & Licandro, G. (2005). *To hell and back. Crisis management in a dollarized economy: The case of Uruguay*. DT 2005004. Montevideo: Banco Central del Uruguay.
- De Nicolo, G., Honohan, P., & Ize, A. (2005). Dollarization of bank deposits: Causes and consequences. *Journal of Banking and Finance*, 29(7), 1697-1727.
- García-Escribano, M. (2010). *Peru: Drivers of de-dollarization in Latin America?* IMF Working Paper 10/169. Washington D. C.: Fondo Monetario Internacional.
- Hardy, D., & Pazarbasioglu, C. (2006). Desdolarización forzada: la versión extrema. En A. Armas, A. Ize, & E. Levy-Yeyati (Eds.), *Dolarización financiera: la agenda de política* (pp. 319-350). Lima: Banco Central de la Reserva, Fondo Monetario Internacional.
- Harvey, A. (1996). Intervention analysis with control groups. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*, 64(3), 313-328.
- Ize, A. (2006). Equilibrios de dolarización financiera: un marco para el análisis de políticas. En A. Armas, A. Ize & E. Levy-Yeyati (Eds.), *Dolarización financiera: la agenda de política* (pp. 17-40). Lima: Banco Central de Reserva del Perú, Fondo Monetario Internacional.
- Ize, A., & Levy-Yeyati, E. (2003). Financial dollarization. *Journal of International Economics*, 59(2), 323-347.
- Ize, A., & Levy-Yeyati, E. (2005). *Financial de-dollarization: Is it for real?* IMF Working Paper 05/187. Washington D. C.: Fondo Monetario Internacional.
- Ize, A., & Levy-Yeyati, E. (2006). Desdolarización financiera: ¿es posible? En A. Armas, A. Ize & E. Levy-Yeyati (Eds.), *Dolarización financiera: la agenda de política* (pp. 1-16). Lima: Banco Central de Reserva del Perú, Fondo Monetario Internacional.
- Loayza, N. (2008). El crecimiento económico en el Perú. *Economía*, XXXI(61), ISSN 0254-4415. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Luca, A., & Petrova, L. (2008). What drives credit dollarization in transition economies? *Journal of Banking and Finance*, 32(5), 858-869.
- Marcelin, I., & Mathur, I. (2016). Financial sector development and dollarization in emerging economies. *International Review of Financial Analysis*, 46(C), 20-32.
- Mora, N., Neaime, S., & Aintablian, S. (2013). Foreign currency borrowing by small firms in emerging markets: When domestic banks intermediate dollars. *Journal of Banking and Finance*, 37(3), 1093-1107.
- Phillips, P., & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Rossini, R., Abugattas, J., Arias, L., Cáceres, A., Hamann, J., Larraín, F., & Palomino, M. (1991). *Estabilización y crecimiento en el Perú*. Lima: Grade.
- Rossini, R., Quispe, Z., & Rodríguez, D. (2011). *Capital flows, monetary policy and Forex interventions in Peru*. BCRP Working Paper Series, DT. 2011-008. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Sosa, S., & García-Escribano, M. (2011). *What is driving financial de-dollarization in Latin America?* IMF Working Paper 11/10. Washington D. C.: Fondo Monetario Internacional.

- Stock, J., & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- Tovar, C., García-Escribano, M., & Vera, M. (2012). *Credit growth and the effectiveness of reserve requirements and other macroprudential instruments in Latin America*. IMF Working Paper 12/142. Washington D. C.: Fondo Monetario Internacional.
- Vargas, H., Varela, C., Betancourt, Y., & Rodríguez, N. (2010). *Effects of reserve requirements in an inflation targeting regime: The case of Colombia*. Borradores de Economía, 587. Bogotá, Colombia: Banco de la República.
- Winkelried, D. (2013). Modelo de proyección trimestral: actualización y novedades. *Revista de Estudios Economicos*, 26, 9-60. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

ANEXOS

Anexo 1: Encajes condicionales en moneda extranjera

Medidas anteriores: marzo de 2013 a mayo de 2015						
	Metas de crecimiento*			Encaje adicional		
	I	II	III	I	II	III
Crédito total a excepción de préstamos para comercio exterior (C _t) (Sept.13=100)	5%	10%	15%	1,50%	3%	5%
Crédito para hipotecas y autos (CHV _t) (Feb.13=100)	10%	20%		0,75%	1,50%	
Desde junio de 2015						
	Stock requerido*			Encaje adicional		
Crédito total ^{1/} (Sept.13=100)	0,95 veces (reducción del 5%)			$0,3 * \left(\frac{C_t}{C_{s13}} - 0,95 \right) * PT$		
Crédito para hipotecas y autos (Feb.13=100)	0,90 veces (reducción del 10%)			$0,15 * \left(\frac{CHV_t}{CHV_{f13}} - 0,90 \right) * PT$		
Desde diciembre de 2015						
	Stock requerido*			Encaje adicional		
Crédito total ^{1/} (Sept.13=100)	0,90 veces (reducción del 10%)			$0,3 * \left(\frac{C_t}{C_{s13}} - 0,90 \right) * PT$		
Crédito para hipotecas y autos (Feb.13=100)	0,85 veces (reducción del 15%)			$0,15 * \left(\frac{CHV_t}{CHV_{f13}} - 0,85 \right) * PT$		
Desde septiembre de 2017						
	Stock requerido*			Encaje adicional		
Crédito total ^{1/} (Sept.13=100)	0,80 veces (reducción del 20%)			$0,3 * \left(\frac{C_t}{C_{s13}} - 0,80 \right) * PT$		
Crédito para hipotecas y autos (Feb.13=100)	0,70 veces (reducción del 30%)			$0,15 * \left(\frac{CHV_t}{CHV_{f13}} - 0,70 \right) * PT$		

Notas. * Las metas no se aplican si el *stock* de crédito total en moneda extranjera es menor que el patrimonio neto del banco, ni si las hipotecas y créditos vehiculares son menores de un quinto del patrimonio neto, respectivamente. ^{1/} Excluye préstamos de comercio exterior y créditos que sobrepasen los tres años de madurez y que tengan un volumen mayor de US\$ 10 millones. PT = pasivos totales.

Fuentes: Cabello, Lupú y Minaya (2017); BCRP (2017c).

Anexo 2

Ratio de dolarización de la liquidez

Coefficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-7,55***	-8,69***	-8,60***
	2,028	1,7816	2,2422
Dolarización de liquidez	0,95***	0,97***	1,03***
	0,1038	0,1312	0,1558
Volatilidad de la inflación	0,00***	0,00***	0,00***
	0,0006	0,001	0,0013
Tasa Libor	0,74***	0,80***	0,5
	0,2333	0,3462	0,4669
Términos de intercambio	-0,08	-0,09	-0,07
	0,0602	0,081	0,093
Tasa de encaje promedio	0,64***	0,71***	0,68***
	0,1108	0,1559	0,1814

Ratio de dolarización de los depósitos

Coefficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-6,66***	-7,59***	-6,92***
	1,9471	1,8066	2,2278
Dolarización de depósitos	0,9***	0,93***	1,02***
	0,0839	0,1191	0,1383
Volatilidad de la inflación	0,00**	0,00*	0,00
	0,0005	0,0009	0,0013
Tasa Libor	0,54***	0,53	0,23
	0,2096	0,3540	0,4628
Términos de intercambio	-0,07	-0,08	-0,04
	0,0519	0,0789	0,0882
Tasa de encaje promedio	0,70***	0,75***	0,72***
	0,1016	0,1513	0,1772

Ratio de dolarización del ahorro

Coficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-10,43*** 2,171232	-11,87*** 1,732057	-12,61*** 2,419964
Dolarización de ahorro	0,93*** 0,141989	0,95*** 0,159096	0,97*** 0,206727
Volatilidad de la inflación	-0,01*** 0,000887	-0,01*** 0,001203	-0,01*** 0,001735
Tasa Libor	1,37*** 0,237845	1,47*** 0,345737	1,09** 0,515103
Términos de intercambio	-0,09 0,078974	-0,11 0,095328	-0,11 0,121774
Tasa de encaje promedio	0,41*** 0,121952	0,46*** 0,177123	0,38* 0,212392

Dolarización del crédito en Uruguay

Coficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-10,60*** 1,901298	-10,12*** 1,664963	-10,78*** 1,753111
Dolarización de crédito en Uruguay	0,96*** 0,130032	1,40*** 0,176322	1,09*** 0,146469
Volatilidad de la inflación	0,00*** 0,000767	0,01*** 0,001884	0,00 0,001504
Tasa Libor	0,25 0,343504	-0,99** 0,488525	0,00 0,46591
Términos de intercambio	-0,15 0,08216	0,09 0,084877	-0,04 0,076882
Tasa de encaje promedio	0,35** 0,142177	0,13 0,156778	0,21 0,16946
Crisis 2002 Uruguay	-8,93*** 2,318385	-12,78*** 4,807596	-11,55*** 3,493179
Liberalización TC Uruguay	-14,88*** 3,494882	-22,11*** 3,637154	-19,62*** 3,25607

Anexo 3

Prueba de raíz unitaria

Serie analizada	T-stat	P-value
Dolarización del crédito familiar	-2,181117	0,2141
Dolarización del crédito empresarial	-0,299943	0,9209
Dolarización del crédito hipotecario	0,487616	0,9858

Como se puede ver, para las tres series desagregadas, existe evidencia para no rechazar la hipótesis nula de que hay al menos una raíz unitaria en cada una de las variables analizadas.

Prueba de cointegración

Dolarización del crédito a familias

Número de relaciones de cointegración	Dolarización del crédito familiar		
	Grupo 1: crédito y liquidez	Grupo 2: crédito y depósitos	Grupo 3: crédito y ahorro
Ninguna	0,0046	0,0025	0,0087
Máximo 1	0,0197	0,0164	0,041

Dolarización del crédito a empresas

Número de relaciones de cointegración	Dolarización del crédito empresarial		
	Grupo 1: crédito y liquidez	Grupo 2: crédito y depósitos	Grupo 3: crédito y ahorro
Ninguna	0,0002	0,0003	0,004
Máximo 1	0,0062	0,0025	0,0971

Dolarización de créditos hipotecarios

Número de relaciones de cointegración	Dolarización del crédito hipotecario		
	Grupo 1: crédito y liquidez	Grupo 2: crédito y depósitos	Grupo 3: crédito y ahorro
Ninguna	0,0226	0,0312	0,0277
Máximo 1	0,1496	0,2654	0,0885

Como se puede ver en las tres tablas mostradas arriba, existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de que no hay ninguna relación de cointegración entre la dolarización del crédito y las dolarizaciones de liquidez, depósitos y ahorros, en cada uno de los tipos de crédito analizados.

La efectividad de la cobertura y el vencimiento de los contratos futuros: el caso de los precios de Comex Gold Futures y Comex Copper Futures¹

Zamira Olórtogui Juárez

1. Introducción

El estudio del mercado de *commodities* es importante, tanto para investigadores como para productores, consumidores, gestores de portafolio y participantes del mercado financiero en general. La volatilidad en los precios de esos activos tiene un alcance global, pues involucra a agentes económicos de todo el mundo que buscan maximizar el rendimiento de sus activos. En cuanto a productores y consumidores, Pindyck (2004) establece que la volatilidad de los precios puede afectar variables del mercado a través del valor marginal de almacenamiento de un bien, el costo marginal de la producción y el costo de oportunidad de producir el *commodity* hoy en vez de esperar por nueva información de precios. Según Khurelbaatar (2015), los factores que afectan la trayectoria de precios son la explotación de un nuevo recurso, los cambios en el entorno político y económico, los cambios estructurales en las industrias relacionadas con el recurso, los anuncios macroeconómicos por parte de potencias económicas, entre otros. Debido a la volatilidad en los precios de los *commodities* y a la creciente competencia a escala global, las firmas deben protegerse ante su exposición al cambio en los precios mediante técnicas financieras de manejo de riesgo.

En el Perú, el desarrollo de un mercado de futuros regulado se ha visto obstaculizado por la inexistencia de un mercado centralizado de derivados

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en junio de 2018. La autora agradece muy especialmente al profesor Diego Winkelried, por haber aceptado apoyarla como asesor de esta investigación, así como a la Universidad del Pacífico, por abrir las puertas de la Economía y las Finanzas a su vida.

financieros. La mayoría de las transferencias no se registran y no existen datos específicos sobre el total de participantes en estos mercados, entre otros datos relevantes para el presente estudio. Sin embargo, diversos agentes tienen acceso a mercados financieros en otros países mediante plataformas *online* de *trading*, donde pueden reproducir estrategias de cobertura. En el caso peruano, sí se conoce, por ejemplo, que Kallpa Securities SAB (Sociedad Agente de Bolsa) tiene bajo cobertura a 11 empresas peruanas mineras, tales como Atacocha, Minsur, Cerro Verde, entre otras. Se sabe además que hay más de 500 empresas mineras en el país, ya sea en proceso de producción o realizando actividades de exploración (Kallpa Securities SAB, 2018).

Lo anterior representa un gran potencial que justifica la necesidad de investigar los beneficios de estrategias financieras de manejo de riesgo y de los contratos futuros como herramienta accesible de cobertura. En tal sentido, ya se ha identificado que uno de los principales factores obstaculizadores del desarrollo del mercado de derivados financieros en el Perú es el desconocimiento de sus beneficios por parte de empresas, organismos y agentes individuales (Antezana, Minaya, & Torrejón, 2013).

Ello explica la principal motivación de la presente investigación, consistente en contribuir a un mejor conocimiento sobre productos financieros como los contratos futuros y a la expansión de la cultura de derivados en el Perú. En particular, se estudia el mercado de futuros y las estrategias de cobertura que confieren, dado que los contratos futuros son muy líquidos y preferidos debido al respaldo por parte de un *exchange traded fund*².

Lo anterior está enfocado en los casos del oro y del cobre, dada la importancia de estos metales para la economía peruana. En efecto, el Perú se ha posicionado como el sexto productor mundial de oro y líder en Sudamérica (BCRP, 2018), y como el segundo productor mundial de cobre, el cual ocupa el primer lugar en las exportaciones peruanas; y la volatilidad en los precios de estos metales afecta a más de 500 empresas mineras locales. Víctor Burga, socio de Auditoría en EY, señala que uno de los principales riesgos de las empresas mineras peruanas es la fluidez de efectivo, dado que su generación y preservación se ven afectadas por la volatilidad del mercado (Burga, 2016). Entre 2014 y 2016, la caída en el precio de los metales generó que las empresas mineras restrinjan su capital destinado a nuevas inversiones y lo destinen al pago de deudas y/o a capital de trabajo. A partir de 2016, los precios han aumentado y la situación de las empresas ha mejorado, ya

² Mecanismo centralizado de negociación mercantil.

que cuentan con liquidez suficiente para ampliar sus operaciones (Kallpa Securities SAB, 2018).

Además, realizar un análisis comparativo de estrategias de cobertura entre los dos metales es interesante, dada la distinta naturaleza de la determinación de sus precios. El precio del oro depende no solo del balance entre su oferta y demanda, sino también de las percepciones especulativas en el mercado de un metal visto como un activo de refugio. El cobre, por el contrario, tiene un precio determinado principalmente por el balance de su oferta y demanda y por los ciclos económicos, al ser un metal muy utilizado por varias industrias. Su principal comprador, China, tuvo una mejora económica durante 2017 que aumentó la demanda de cobre y su precio (Kallpa Securities SAB, 2018).

Varios investigadores han analizado contratos futuros con distintos vencimientos para probar la eficiencia de la cobertura, utilizando distintas metodologías para determinar la que minimiza la exposición al riesgo de un inversionista (MCO, Garch, entre otras). Sin embargo, la pregunta diferente que guía esta investigación es la siguiente: ¿el vencimiento del contrato utilizado es también un determinante de la eficiencia de la cobertura? En específico, se busca responder a la pregunta de si, en un caso hipotético en el que el período de cobertura deseado es de seis meses, la cobertura resulta más efectiva utilizando contratos futuros cuya duración calce con dicho período (seis meses), o recurriendo a sucesivos contratos al mes siguiente (*first-near-month* o *near-month* simplemente) hasta cubrir el período de cobertura deseado. Al respecto, se mostrará que la elección entre esos dos contratos con distintos vencimientos es una decisión clave para el inversionista, porque ambos contratos no reducen el riesgo en igual medida.

Con tal fin, se parte asumiendo que, dada la imperfección del sistema financiero, el vencimiento de los contratos tiene un efecto sobre la efectividad de la cobertura. El ejercicio de cobertura por seis meses es repetido a lo largo de 14 años (de enero de 2004 a diciembre de 2017) para obtener resultados más relevantes. Con el mismo propósito, ese período de análisis es subdividido en tres subperíodos que se explican por la crisis de 2008 y se trabajan por separado, pero con la misma metodología: el subperíodo 2004-2007, de pre crisis financiera; el subperíodo 2008-2011, durante la crisis financiera; y el subperíodo 2012-2017, post crisis financiera. Estas tres muestras permiten recoger alteraciones a causa de la crisis que puedan afectar los resultados. Su robustez es verificada utilizando, para cada muestra, dos frecuencias distintas de datos y aplicando tanto primeras diferencias como diferencias de seis meses (dado el período de cobertura propuesto).

Aunque varios estudios aportan evidencia empírica sobre la relación entre mercados de transacciones inmediatas (o mercados *spot*) y mercados de futuros (o para transacciones pactadas a una fecha futura), sorpresivamente, no existen muchas investigaciones acerca de la madurez de los contratos futuros. A este conocimiento aporta la presente investigación, que se enfoca en los casos del oro y del cobre a lo largo de tres subperíodos (o muestras) y analiza no solo el efecto de dicha madurez en la reducción del riesgo, sino también el impacto sobre los retornos de los diferentes costos de transacción asociados a contratos de distinto vencimiento. Se realizan así dos tipos de análisis: primero, se evalúa la eficiencia de la cobertura según la teoría del portafolio para cada tipo de contrato, calculando las varianzas de los portafolios; y, luego, se evalúan los retornos de estos portafolios incluyendo el diferencial (*spread*) compra-venta como indicador aproximado (*proxy*) de los costos de transacción. Los resultados indican que, si bien ambos contratos son efectivos en cuanto a reducir el riesgo del portafolio, (1) la cobertura es más eficiente utilizando contratos *near-month*; y (2) el mencionado *spread* no altera estas preferencias, pero sí reduce los retornos. Pero se halla una excepción en el caso del oro durante el subperíodo de crisis.

El resto de este ensayo está estructurado de la siguiente manera: la revisión de literatura, donde se reseñan las teorías planteadas y los resultados obtenidos por otros estudios; la descripción de los datos utilizados y su composición; la metodología, donde se desarrollan los modelos que sustentan el análisis empírico desde las perspectivas del riesgo y de los retornos; los resultados, donde se analiza lo encontrado con la metodología aplicada al período total y a sus tres subperíodos, cuya robustez es verificada con pruebas de primeras diferencias y de diferencias de seis meses; y las conclusiones, donde se resumen los hallazgos, sus limitaciones y repercusiones.

2. Revisión de literatura

La literatura sobre la cobertura (*hedge*) con contratos futuros es vasta y revela un particular interés en proponer la metodología más adecuada para una estimación óptima de la *hedge ratio*. También aborda temas relacionados con el horizonte y la efectividad de la cobertura, la determinación de precios *spot* y futuros, la frecuencia de los datos necesaria para calcular estimadores de evaluación de la cobertura, e interrelaciones entre estos temas. Sin embargo, los estudios enfocados directamente en la relación entre madurez del contrato y efectividad de la cobertura son escasos, más aún para metales como el oro y el cobre.

Johnson (1960) y Stein (1961) introdujeron el enfoque de portafolio, a partir del cual se construyó la teoría del portafolio para el análisis de la cobertura. Este enfoque determina la posición óptima de contratos futuros (o *hedge ratio*) bajo el supuesto de que, en esa posición, la varianza del portafolio es mínima. La aplicación econométrica del enfoque empezó utilizando regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar la relación entre cambios de precios *spot* y cambios en precios futuros. El primer investigador en establecer un modelo empírico para estimar la *hedge ratio* o ratio de cobertura fue Ederington (1979). Su principal contribución fue el concepto de *minimum-variance-hedge-ratio*; es decir, la *hedge ratio* que genera la menor variabilidad en el portafolio del inversionista y así minimiza el riesgo de la posición con cobertura.

Kernourgios, Samitas & Drosos (2008), luego de comparar el desempeño de la cobertura utilizando distintos métodos, concluyeron que el modelo de corrección de errores es mejor cuando se busca minimizar el riesgo de movimientos adversos en los precios S&P 500 Index Futures Contract. Pero Miffre (2004) sostiene que una estimación MCO es el mejor método para obtener la *hedge ratio* porque: (1) reconoce la correlación entre los precios *spot* y futuros; (2) captura los movimientos estocásticos en las *hedge ratios* que surgen de la variación temporal en los retornos esperados; y (3) resulta fácil de estimar.

Siguiendo dicho enfoque, intuitivamente la *hedge ratio* óptima define la posición en el mercado de futuros que minimiza tanto el riesgo de exposición en el mercado *spot*, como la cantidad del *commodity* que debe ser cubierta con contratos futuros. Por ello, la presente investigación considera que la estrategia más efectiva para reducir el riesgo es aquella que minimice la volatilidad en los precios *spot* para el agente, medida por la varianza en el portafolio (o posición) de la cobertura. Pero la presente investigación no ignora los retornos, sin desconocer que el principal objetivo de la cobertura es mitigar el riesgo.

Ahora bien, el uso de contratos con distinta madurez tiene un efecto sobre la ratio de cobertura. Samuelson (1965) señaló que los contratos futuros con vencimientos distantes son menos volátiles que los de vencimiento cercano. Su argumentación consiste en que, conforme los contratos futuros se aproximan a su vencimiento, tienden a responder más fuertemente a la nueva información sobre las condiciones de mercado esperadas. Como esta información es más incierta cuanto más distantes son los vencimientos de contratos futuros, dicho autor sostiene que utilizar contratos futuros con vencimientos más cercanos permitirá obtener una ratio de cobertura mayor. Esto es contrario a algunos de los resultados obtenidos por la investigación presentada en este ensayo y

que, más bien, coinciden con los de autores como Lee, Bubnys & Lin (1987) y Ripple & Moosa (2007).

En relación con lo anterior, los especialistas han investigado el horizonte para evaluar la cobertura. Dewally & Marriot (2008), al estudiar la *hedge ratio* en mercados de metales industriales entre 1998 y 2006, encuentran que la efectividad de la cobertura aumenta cuando se incrementa el período de cobertura y sugieren un horizonte de cobertura de 6 a 8 semanas. Su explicación radica en que horizontes de cobertura más amplios implican una reversión a la media conjunta de los precios *spot* y futuros. Asimismo, Chen, Lee & Shrestha (2004) estiman una *hedge ratio* con cointegración y encuentran que la efectividad mejora al utilizar períodos de cobertura más largos, debido a que en horizontes cortos hay sobrereacciones de mercado con mayor frecuencia, mientras que, en períodos largos, la racionalidad de los agentes prevalece. Estos hallazgos concuerdan con los de Juhl, Kawaller & Koch (2012), quienes concluyen que un período de cobertura más amplio genera una *hedge ratio* óptima más cercana a uno, y que la cobertura mejora cuando los precios son cointegrados.

También ha sido analizado el impacto de la frecuencia de los datos utilizados y del horizonte de evaluación sobre el coeficiente de la *hedge ratio*. Con tal propósito, se ha trabajado con datos cuya frecuencia calza con el período de cobertura y con datos de distintas frecuencias. Malliaris & Urrutia (1991) utilizaron datos semanales y encontraron que la cobertura es más efectiva cuando el horizonte de cobertura es igual a la frecuencia de los datos utilizados para el estudio. Sin embargo, al hacer coincidir manualmente la longitud del horizonte de cobertura con la frecuencia de los datos, se pierden observaciones y esto merma la representatividad de los resultados obtenidos. Este problema se resuelve con la metodología planteada por Geppert (1995), consistente en utilizar diferenciaciones de k -períodos en las series, donde k es el período de cobertura elegido para el estudio. La presente investigación utiliza esa metodología como prueba de robustez.

Respecto al efecto del vencimiento de los contratos utilizados para la cobertura en la eficiencia de esta, cuya elucidación es muy importante para la presente investigación, Ripple & Moosa (2007) analizan dicho efecto en el caso de contratos futuros para el petróleo crudo, utilizando contratos de madurez cercana y distante en una estimación MCO. Sus hallazgos revelan que la efectividad de la cobertura utilizando contratos a meses cercanos es mayor que utilizando contratos de una madurez distante que calce con el período de cobertura deseado. Estos resultados sugieren, siguiendo a Samuelson (1965),

que la menor volatilidad de los precios futuros al utilizar contratos de madurez distante no compensa la mayor correlación entre el precio *spot* y el precio de los contratos con vencimiento a meses cercanos; además de que coinciden con los de dicho autor en cuanto a que las *hedge ratio* son menores para la cobertura con contratos con vencimiento a meses cercanos.

Sin embargo, una estrategia de cobertura en el mercado de futuros con contratos de menor vencimiento implica un mayor número de transacciones. Es importante no ignorar estos costos porque afectan los retornos del inversionista. Los costos de transacción pueden ser divididos en dos categorías: implícitos y explícitos. Los costos explícitos incluyen las comisiones de corretaje, tarifas e impuestos. Pero los costos implícitos pueden exceder en gran medida a los explícitos. El componente más relevante de estos costos es el diferencial *bid-ask* (o diferencial compra-venta) en que un inversionista incurre al cerrar una posición y al abrir una nueva; es decir, la diferencia entre lo que pagará un comprador y lo que el vendedor recibirá por un contrato en particular en un momento dado. El diferencial compra-venta es útil como *proxy* para los costos de transacción³, ya que es un indicador preciso del costo instantáneo al realizar una operación y se cuantifica con relativa facilidad.

3. Los datos

Comex (Commodity Exchange Inc.) es el principal mercado de futuros y opciones de metales (como oro, plata, cobre y aluminio), los cuales se negocian en contratos de tamaño estandarizado, así como en versiones mini y micro⁴. Más de 400.000 contratos futuros se ejecutan diariamente en este mercado, considerado el centro de intercambio de metales más líquido del mundo. En particular, los metales oro y cobre tienen contratos futuros de seis meses con vencimiento en junio y diciembre. Esta semejanza (que no se da en el caso del metal plata, por ejemplo) permite la comparación que hace el presente estudio.

Los precios futuros y *spot* fueron extraídos del *software* financiero Bloomberg. Se descargaron los precios futuros *first-near-month* y los precios históricos de contratos de seis meses con vencimiento en junio y diciembre, así como los precios *spot* durante el período de análisis: 2004-2017. Los datos extraídos tienen frecuencia mensual. Para construir la serie de precios futuros, el *software* Bloomberg da la opción de emplear un método de empalme que refleja la siguiente actividad del mercado: a medida que un contrato se acerca

³ Sobre esta metodología, véase Demsetz (1968) y Glosten & Harris (1988).

⁴ Un contrato E-Micro representa una décima parte de un contrato tradicional de futuros.

al vencimiento, el foco de mercado cambia al siguiente contrato del mismo vencimiento, y el empalme de precios cuando cambia el contrato activo se basa en el volumen de transacciones y la tasa de interés abierta. Por ello, para el caso de los contratos *near-month*, el empalme en la serie de precios se hizo cuando tanto el volumen como la tasa de interés eran mayores para el siguiente contrato que para el actual.

La serie de precios para los contratos de seis meses fue construida tomando el primer contrato a seis meses en enero de 2004, siguiendo su precio hasta el vencimiento (junio) y luego tomando el siguiente contrato a seis meses con vencimiento en diciembre; y así sucesivamente hasta diciembre de 2017. El respectivo empalme de precios también se hizo cuando fueron cumplidas las condiciones arriba mencionadas: volumen de transacciones y tasa de interés mayores para el siguiente contrato. A fin de poder construir las series de precios de cada metal con el método de empalme descrito, se descargaron los precios históricos de los respectivos contratos de seis meses con vencimientos en junio y en diciembre.

4. Marco analítico y metodología

4.1 Medición de la reducción de riesgo a partir de la estrategia de cobertura: la variabilidad de los retornos cubiertos y no cubiertos

Se asume un agente productor que utiliza una posición corta en el mercado de futuros para cubrirse del posible cambio en los precios del metal correspondiente. El número de contratos futuros cortos requeridos para cubrir cada unidad de posición larga en el mercado *spot* es conocido como *hedge ratio* y es denotado con h . El ejercicio de cobertura se aplica durante seis meses y se repite durante un período de 14 años, con el fin de obtener resultados más significativos. Cada rendimiento de cobertura es evaluado para la muestra total, de 2004 a 2017, y por separado para las muestras del subperíodo 2004-2007 de precrisis, del subperíodo 2008-2011 de crisis, y del subperíodo 2012-2017 de poscrisis. El segundo subperíodo contiene un año de considerable volatilidad en todos los mercados financieros. Esa crisis indujo el comercio del oro entre inversionistas de todo el mundo, quienes percibieron ese metal como una fuente de liquidez y como una inversión conveniente, ya que otras oportunidades de inversión se volvieron muy riesgosas.

Se toman logaritmos a las series de precios futuros y *spot*, de tal manera que el logaritmo de cada precio en el tiempo t es denotado por S_t y F_t respectivamente. Los retornos son definidos como los cambios en los logaritmos de

precios, denotados como $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$ y $\Delta f_t = F_t - F_{t-1}$, para cada serie. Por tanto, las posiciones cubierta R_H y no cubierta R_U , o retornos del portafolio, son representadas con las siguientes ecuaciones:

$$R_H = \Delta S_t - h\Delta f_t. \quad (1)$$

$$R_U = \Delta S_t. \quad (2)$$

Ahora bien, dado que el objetivo principal es reducir el riesgo por la volatilidad en los precios, el productor o agente hipotético utiliza una estrategia de cobertura de varianza mínima, cuya efectividad es medida comparando, en términos relativos, las varianzas de la posición cubierta y de la posición sin cobertura. Con tal propósito, se construye la ratio de varianzas de dichas posiciones a fin de comprobar si la cobertura es efectiva; es decir, si la varianza del portafolio con cobertura es menor que la varianza del portafolio sin cobertura. Probar individualmente la efectividad de la cobertura con cada contrato futuro, para el oro y el cobre, equivale a realizar pruebas de hipótesis de igualdad de varianzas. Las respectivas hipótesis nula y alterna son las siguientes:

$$H_0: \sigma^2(R_U) = \sigma^2(R_H), \quad (3)$$

$$H_1: \sigma^2(R_U) > \sigma^2(R_H), \quad (4)$$

donde $\sigma^2(\cdot)$ representa la varianza del retorno de la posición subyacente. De esta manera, se define la ratio de varianzas VR , cuyo valor permitirá rechazar la hipótesis nula en caso de que este supere el valor crítico determinado por la distribución F con $\mathcal{F}(n-1, n-1)$ grados de libertad, como se muestra a continuación:

$$VR = \frac{\sigma^2(R_U)}{\sigma^2(R_H)} > \mathcal{F}(n-1, n-1), \quad (5)$$

donde n es el tamaño de la muestra.

Asimismo, con el fin de determinar si el uso de contratos *near-month* es más eficiente que el uso de contratos de seis meses, se construyen ratios de varianza de la posición cubierta con contratos *near-month* y de la posición cubierta con contratos de seis meses, para comparar cuál de los dos contratos tiene un mejor desempeño en cuanto a suavizar la variabilidad de todo el portafolio. El procedimiento es similar cuando se contrastan ambas posiciones cubiertas con la no cubierta. Mediante un análisis detallado, se prueban las siguientes dos premisas: (i) si cada tipo de contrato, por separado, es efectivo como método de cobertura; y (ii) si la cobertura es más eficiente utilizando

contratos *near-month* que utilizando contratos de seis meses. Entonces, la ratio de varianzas para la segunda premisa sería la que se presenta a continuación:

$$VR_{6m/nm} = \frac{\sigma^2(R_H^6)}{\sigma^2(R_H^{6m})}, \quad (6)$$

donde $\sigma^2(R_H^6)$ es la varianza de la posición con cobertura utilizando contratos de seis meses y $\sigma^2(R_H^{6m})$ es la varianza de la posición con cobertura utilizando contratos *near-month*. Así, una proporción mayor que 1 indicará cuántas veces es la varianza del primer indicador mayor que la del segundo.

Siguiendo la metodología de Ederington (1979), el *test* de varianzas puede ser complementado con el siguiente indicador de reducción de varianza:

$$VD = 1 - \frac{\sigma^2(R_H)}{\sigma^2(R_U)}. \quad (7)$$

Este indicador muestra en qué proporción la cobertura con futuros reduce la varianza de la posición sin cobertura R_U . Si, por ejemplo, se obtiene una reducción de varianza VD de 0,88 utilizando contratos futuros de seis meses para el oro, este resultado muestra que cubrirse con contratos futuros a seis meses reduce la varianza de la posición de oro *spot* sin cobertura en un 88% durante el período total de cobertura⁵. Por consiguiente, se busca el indicador que refleje mayor eficiencia y, por lo tanto, sea más cercano a 1.

Por otro lado, en la ecuación (1), se tiene la ratio de cobertura óptima o *hedge ratio* denotada con h . Esta ratio es calculada aplicando un modelo de regresión simple MCO, por el cual se corre una regresión del retorno de tener el *commodity* en el mercado *spot* Δs_t sobre el retorno de poseer instrumentos futuros de cobertura Δf_t .

De la posición cubierta (1), si se asume que la función de utilidad esperada del inversionista es de media-varianza, se obtiene:

$$EU(x) = E(x) - \gamma Var(x), \quad (8)$$

donde γ es el grado de aversión al riesgo del inversionista ($\gamma > 0$) y $x = R_H$, que lo lleva a resolver lo siguiente:

$$\max_h EU(x) = \max_h \{E(\Delta s_t) - hE(\Delta f_t) - \gamma[\sigma_s^2 + h^2\sigma_f^2 - 2h\sigma_{s,f}]\}, \quad (9)$$

donde σ_s^2 y σ_f^2 son las varianzas de Δs_t y Δf_t , respectivamente; y $\sigma_{s,f}$, su covarianza. Resolviendo para h , se obtiene el número de contratos futuros del portafolio del inversionista:

⁵ Por ejemplo, si para este caso se toma todo el horizonte analizado (2004-2017), entonces el período comprendido sería de 14 años.

$$h = \frac{-E(\Delta f_t) + 2\gamma\sigma_{sf}}{2\gamma\sigma_f^2}. \quad (10)$$

Si los retornos futuros siguen una martingala tipo $E(f_t) = f_{t-1}$, esa ecuación se reduce a:

$$h = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} = \frac{\text{Cov}(\Delta s, \Delta f)}{\text{Var}(\Delta f)}, \quad (11)$$

que es equivalente al coeficiente obtenido a partir del uso de la metodología MCO y al resultado de aplicar la estrategia de cobertura de mínima varianza.

Adicionalmente, a partir de un procedimiento matemático aplicado a las ecuaciones (7) y (5) (véase el anexo 1), se llega a la siguiente identidad:

$$VD = \rho^2, \quad (12)$$

donde $\rho = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_s\sigma_f}$ es la ratio entre la covarianza y el producto de las desviaciones estándar de los precios *spot* y futuros, o coeficiente de determinación de la regresión ρ^2 . Esta ratio indica la bondad de ajuste del modelo para estimar la variable que se pretende explicar; es decir, la proporción de la variabilidad de los retornos *spot* Δs_t que es debidamente explicada por la variabilidad del retorno futuro Δf_t . Mientras la variabilidad en los precios futuros explique de mejor manera la variabilidad de los precios *spot*, el ρ^2 es más alto y los instrumentos financieros son más efectivos en su labor de eliminar o reducir el riesgo.

Como prueba de robustez, se utiliza la metodología de diferencias desarrollada por Geppert (1995), aplicando a las series de retorno diferencias de seis meses. De esta manera, las funciones de retorno de precios *spot* y futuros son $\Delta 6s_t = S_t - S_{t-6}$ y $\Delta 6f_t = \Delta 6f_t - \Delta 6f_{t-6}$, respectivamente. Las ecuaciones de retorno quedan así:

$$\Delta 6s_t = \alpha' + h'\Delta 6f_t + \varepsilon_t'. \quad (13)$$

Finalmente, ese mismo procedimiento de diferencias en seis meses es aplicado a los datos mensuales. Sus resultados sirven para comprobar la validez de los resultados que se obtienen al trabajar los datos en primeras diferencias.

4.2 Estimación de la rentabilidad de la cobertura y el *spread* como *proxy* de los costos de transacción

Cuando autores como Ripple & Moosa (2007) no incluyen los costos de transacción en su análisis, posiblemente crean un sesgo que distorsiona los resultados, porque esos costos con contratos *near-month* son mayores que con contratos de seis meses. En un período de cobertura de seis meses, si se utilizan contratos de seis meses, se realizan dos transacciones (una al abrir y

otra al cerrar la posición); mientras que, si se utilizan contratos *near-month*, se realizan 12 transacciones⁶.

Por ello, el modelo antes presentado es completado incorporando un *proxy* de los costos de transacción, estimado con la metodología de *closing percent quoted spread* (Chung & Zhang, 2014). Este análisis complementa al anterior desde una perspectiva de retornos en vez de riesgos. Así, se calculan los retornos acumulados y promedio (geométrico mensual) del portafolio o posición con cobertura durante el período total analizado, que luego es ajustada por la *ratio spread* para ambos tipos de contratos. Este indicador de costos de transacción, además de representar al costo más significativo durante la cobertura, tiene como ventaja la simpleza de su cálculo con datos fácilmente disponibles.

El diferencial o *spread* en el tiempo t resulta de la siguiente ecuación:

$$\delta_t = \frac{(Bid_t - Ask_t)}{\frac{Bid_t + Ask_t}{2}}, \quad (14)$$

donde Bid_t es el precio de compra al final del día y Ask_t , el de venta. Al incluir δ_t en la ecuación de retornos con cobertura (ecuación 1), esta queda como sigue:

$$R_H = \Delta S_t - h(\Delta f_t + \delta_t). \quad (15)$$

Y en el caso de los contratos con vencimiento de seis meses, el *spread* es considerado cada seis meses, cuando el inversor pasaría al siguiente contrato, y así sucesivamente.

5. Análisis de resultados

En los anexos del 2 al 9, se presentan los estadísticos relevantes para comparar la efectividad de la cobertura entre contratos *near-month* y contratos de seis meses, utilizando datos con frecuencia mensual y asumiendo un período de cobertura hipotético de seis meses para el oro y el cobre. Los indicadores respectivos son descritos resumidamente en la tabla 1:

⁶ Al utilizar contratos *near-month* para un período de cobertura de seis meses, cada mes habría que hacer «*rolls*» a la posición, es decir, cerrar la posición actual y abrir la del siguiente vencimiento. Esta actividad se repetiría mes a mes hasta cubrir los seis meses de cobertura.

Tabla 1
Descripción de indicadores para medir la eficiencia de la cobertura

Indicadores	Breve descripción
<i>Hedge ratio</i>	Ratio de cobertura hallada a partir de la ecuación (11)
Correlación con <i>spot</i>	Coefficiente de correlación de las tasas de retorno <i>spot</i> y las tasas de retorno futuras $\Delta_k s_t$ y $\Delta_k f_t$, respectivamente
Varianza del <i>spot</i>	Varianza de la tasa de retorno <i>spot</i> $\sigma^2(\Delta_k s_t)$
Varianza del futuro	Varianza de las tasas de retorno futuras $\sigma^2(\Delta_k f_t)$
Varianza del portafolio	Varianza de la posición con cobertura hallada a partir de la ecuación (1)
VR (<i>Ratio de varianzas</i>)	Ratio de varianza de la posición sin cobertura R_U sobre la varianza de la posición cubierta R_H dada por la ecuación (5)
VD (<i>Ratio de reducción de varianza</i>)	Reducción de la varianza de la posición sin cobertura R_U al incurrir en el contrato respectivo, obtenida de las ecuaciones (7) y (12)
$VR_{6m/nm}$	Ratio de varianza de la posición cubierta con contratos de seis meses sobre varianza de la posición cubierta con contratos <i>near-month</i> , dada por la ecuación (6)

Cada indicador es obtenido para: (1) los metales oro y cobre; (2) los tres subperíodos y el período total antes mencionados; y (3) la metodología de primeras diferencias y la metodología de diferencias de seis meses como prueba de robustez para este análisis (Geppert, 1995). El valor k es determinado por el número de diferencias de acuerdo con los datos utilizados. Por ejemplo, la correlación con el *spot* sería la correlación entre $\Delta_k s_t$ y $\Delta_k f_t$, donde k es 1 si se trabaja con la prueba normal, o 6 si se realiza el análisis de robustez. El resto de los coeficientes se calculan análogamente bajo la misma lógica.

De esta manera, los anexos 2 y 3 muestran los resultados obtenidos para el período total (2004-2017) utilizando primeras diferencias y diferencias de seis meses, respectivamente. Respecto a las muestras por subperíodos de tiempo, los anexos 4 y 5 muestran los resultados para el subperíodo I (2004-2007); los anexos 6 y 7, para el subperíodo II (2008-2011); y los anexos 8 y 9, para el subperíodo III (2012-2017).

En primer lugar, se analiza el período total (2004-2017), el cual será luego contrastado con los tres subperíodos. Los resultados en los anexos 2 y 3 muestran los indicadores descritos para dicho período total, utilizando datos mensuales para el oro y el cobre. En el caso del oro (anexo 2), se observan mayores coeficientes de *hedge ratio* para los contratos *near-month* que para los de seis meses. Además, las varianzas de los precios futuros para contratos

near-month son menores. La misma relación de proporcionalidad inversa se cumple en las *hedge ratios* halladas para el cobre (anexo 3). Entonces, tanto para el oro como para el cobre, los contratos de vencimiento cercano poseen una menor varianza y, con esto, una mayor *hedge ratio*. Lo cual sugiere, a la luz de la relación inversamente proporcional entre esa ratio de cobertura y la varianza de los retornos futuros planteada en la ecuación (9), que la variabilidad de los retornos futuros es el principal determinante del tamaño de la *hedge ratio*. Y con diferencias de seis meses, se observan resultados similares para el oro, mas no para el cobre, cuyos contratos de seis meses muestran un mayor coeficiente de *hedge ratio* y una menor varianza. Este resultado confirma la relación de proporcionalidad inversa e indica que la variabilidad de los contratos es el principal determinante de la *hedge ratio*.

Asimismo, los resultados en ambos anexos evidencian que la correlación con el precio *spot* (es decir, el coeficiente de correlación de las tasas de retorno *spot* y futuras) es mayor para los contratos futuros *near-month* que para los de seis meses, en todos los casos. Esto tiene sentido, ya que los contratos de menor madurez tienen precios más cercanos al día presente y, por ello, reflejan de mejor manera los precios *spot*, mientras que los precios a seis meses se encuentran más alejados. Además, los precios de contratos con vencimiento distante incluyen un mayor costo de almacenamiento del producto físico y, por tanto, se alejan en mayor medida del precio *spot*.

Por otro lado, los coeficientes de la ratio de varianzas VR nos indican que, durante el período total analizado y para ambos metales, y tanto con primeras diferencias como con diferencias de seis meses, la cobertura con contratos *near-month* es más eficiente que con contratos de seis meses, lo cual es congruente con la hipótesis planteada en este estudio. Esto se evidencia en mayores ratios VR para contratos de vencimiento cercano. Pero cada tipo de contrato es efectivo en sí, pues el VR refleja la ratio de varianzas de la posición sin cobertura sobre la posición con cobertura. Entonces, por ejemplo, en el caso del oro (anexo 2), se obtiene que la variabilidad de la posición sin cobertura R_U es 169,89 y 22,55 veces más grande que las variabilidades de las posiciones cubiertas R_H con contratos *near-month* y de seis meses, respectivamente; y también se obtiene que los contratos *near-month* reducen en mayor proporción la volatilidad de la posición no cubierta R_U . En paralelo, con el coeficiente VD, en el caso del cobre bajo primeras diferencias, la cobertura con contratos *near-month* reduce la variabilidad de la posición sin cobertura (variabilidad de los retornos del *spot*) en un 97%; mientras que la cobertura con contratos de seis meses la reduce en un 93%. Tales indicadores, que resultaron todos

estadísticamente significativos al 5%, respaldan por tanto la hipótesis de que los contratos con vencimiento cercano son más efectivos.

Finalmente, los indicadores $VR_{6m/nm}$ para el cobre son 2,63 y 1,30 para las primeras y sextas diferencias; lo que indica la desventaja comparativa de utilizar contratos de seis meses en vez de contratos *near-month*, pues los primeros brindan retornos con aproximadamente el doble de volatilidad. Y lo mismo se observa en los resultados para el oro. Para ambos metales, la ventaja comparativa de utilizar contratos de vencimiento cercano es mayor cuando se trabaja con primeras diferencias.

Ahora corresponde analizar los resultados para cada uno de los tres subperíodos de tiempo. En el subperíodo I (2004-2007), los resultados son congruentes con lo obtenido para el período total respecto a los dos metales. Los contratos *near-month* son más efectivos que los contratos de seis meses, aunque ambos contratos son eficientes (anexos 4 y 5). Asimismo, la ventaja de utilizar contratos con vencimiento cercano es mayor bajo primeras diferencias para ambos metales y, además, es mayor para el oro que para el cobre.

En el segundo subperíodo (2008-2011), se obtienen resultados congruentes con los encontrados para el período total respecto al cobre, cuyas ratios $VR_{6m/nm}$ son 2,48 y 2,09 con primeras y sextas diferencias respectivamente (anexos 6 y 7). Esto implica que, incluso en esos años de crisis, el cobre mantuvo resultados de efectividad relativa similares a los de otros períodos. Mientras que, en el caso del oro, las ratios en cuestión son 2,32 y 0,62, de modo que la relación de efectividad relativa se invierte y, por tanto, para las diferencias de seis meses, los contratos de seis meses resultaron más efectivos que los contratos *near-month* en dicho subperíodo. Y, para el caso del oro, también se obtienen resultados que están más correlacionados con los contratos de mayor vencimiento. Ello puede deberse a una sobrerreacción ante la mayor volatilidad del mercado de un activo de refugio como es el oro, que en tiempos de crisis es más demandado y, a su vez, es más vendido para cubrir *margin calls*⁷ urgidos por pérdidas de valor de posiciones en distintos activos financieros. Además, esa crisis financiera se caracterizó por una falta de liquidez en el mercado y la consiguiente distorsión de precios. Por el contrario, el cobre es un activo de uso industrial, que se adquiere y/o vende principalmente en función de los respectivos ciclos de oferta y

⁷ Un *margin call* ocurre cuando se notifica a un inversor que el capital en su cuenta se encuentra por debajo del mínimo necesario para mantener una posición abierta. A medida que los activos subyacentes de la posición pierden valor, los inversores deben cubrir un mínimo de fondos en su cuenta o cerrar la posición si no pueden cubrirlo.

demanda; raramente con fines de inversión financiera o especulativa. Sin embargo, debe resaltarse que, en el subperíodo de crisis, se debilitó la ventaja comparativa de los contratos con menor vencimiento para ambos metales, tal como evidencian los antes mencionados valores de las ratio $VR_{6m/nm}$, menores que para el período total.

Respecto al tercer subperíodo (2012-2017), los resultados son congruentes con los del período total; en particular, los contratos *near-month* resultan más efectivos que los de seis meses para ambos metales (anexos 8 y 9). Esta efectividad relativa es más fuerte para el oro que para el cobre, y la ventaja de los contratos con menor vencimiento es mayor bajo primeras diferencias. Las ratios $VR_{6m/nm}$ son 4,76 (primeras diferencias) y 4,07 (diferencias de seis meses) para el oro; y 2,65 (primeras diferencias) y 1,44 (diferencias de seis meses) para el cobre. Es decir, utilizar para el oro contratos de seis meses genera una variabilidad en el portafolio cuatro veces mayor que la que se obtiene utilizando contratos *near-month*; mientras que la ventaja comparativa para el cobre es algo menor. En todos los casos, la correlación de contratos *near-month* y precios *spot* es más fuerte que la de los contratos de seis meses y precio *spot*.

En síntesis, los principales resultados obtenidos para el período total y los tres subperíodos se resumen así:

1. No hay un patrón definido de los coeficientes *hedge ratio* para la cobertura con contratos *near-month* y la cobertura con contratos de seis meses: en algunos casos, la ratio es mayor para los primeros y en otros casos, no.
2. Ambos contratos (*near-month* y de seis meses) son efectivos para la cobertura en cuanto a que reducen la variabilidad de la posición no cubierta.
3. Los contratos *near-month* son más efectivos en cuanto a que reducen en mayor proporción la variabilidad de la posición no cubierta. La sola excepción es el resultado obtenido con la metodología de *k*-diferencias en el subperíodo de crisis (2008-2011). Además, durante ese subperíodo, la ventaja comparativa de utilizar contratos *near-month* es, en general, menor que la de los otros períodos.

Respecto a (1), en algunas muestras se obtiene que las *hedge ratios* son mayores para los contratos con madurez cercana que para los de madurez distante; sin embargo, para otros casos la relación se invierte. Por otro lado, que las *hedge ratios* sean mayores para contratos de mayor vencimiento es consistente con las ideas de Samuelson (1965) y los resultados de Ripple & Moosa (2007), Anderson (1985), Milonas (1986), entre otros. Pero se encuentran

casos en los que la varianza de los retornos de un tipo de contrato es mayor y la *hedge ratio* también es mayor, lo cual no concuerda con el efecto Samuelson.

Los resultados (2) y (3) se explican por los altos coeficientes de correlación y la fuerte dependencia de estos respecto a la efectividad de la cobertura. Es decir, los contratos que reducen de manera más efectiva la variabilidad están acompañados de una mayor correlación con los retornos *spot*, lo cual indica que esta correlación es el principal determinante de la eficiencia de la cobertura. En el único caso atípico, los retornos de los precios de los contratos futuros de seis meses están más correlacionados con los retornos de los precios *spot* que los contratos futuros de *near-month*. Este resultado se obtiene para el oro con diferencias de seis meses, durante el subperíodo de crisis, cuando las primeras diferencias son más volátiles («ruidosas»), mientras que las sextas diferencias son más suaves y permiten observar mejor los resultados para este caso atípico.

La evidencia acerca de la relación entre la correlación y la efectividad de la cobertura ha sido provista por Garbade & Silber (1983) y citada por Ripple & Moosa (2007), quienes sostienen que la capacidad del mercado de futuros para cumplir con su rol de transferencia de riesgo está medida por la elasticidad del arbitraje entre el *commodity* físico y el correspondiente contrato futuro, y esta elasticidad determina la correlación entre los cambios en los precios respectivos. A mayor elasticidad, más rápido es el alineamiento entre el mercado *spot* y el mercado de futuros, produciendo cambios en los precios y retornos (futuros y *spot*) altamente correlacionados, que facilitan la función de transferencia de riesgo y, por ende, la efectividad de la cobertura. Ripple & Moosa (2007) profundizan esta idea y demuestran que se requiere una correlación relativamente alta para que los coeficientes de ratio de varianzas sean estadísticamente significativos.

Finalmente, la atención se centra en los retornos. En el anexo 10, se observan el retorno promedio geométrico mensual y el retorno acumulado para el oro y el cobre durante el período total analizado (2004-2017). Allí, a fin de evaluar el impacto de los costos de transacción, también se incluye como variable *proxy* de estos al *spread* o diferencial compra-venta (*bid-ask*). Los resultados para el oro son un 0,0769% de retorno mensual (13,7070% acumulado) y un 0,0244% de retorno mensual (4,1607% acumulado), utilizando contratos *near-month* y de seis meses respectivamente. Mientras que los respectivos resultados para el cobre son un 0,0205% de retorno mensual (2,6205% acumulado) y un 0,0085% (1,4228% acumulado). Se observa que, en ambos casos, los retornos son mayores utilizando contratos de vencimiento cercano.

Al incluirse el *spread* en ambos tipos de contratos, para el oro se obtiene una tasa mensual promedio geométrico de 0,0620% (10,9091% acumulado) y 0,0215% (3,6521% acumulado), utilizando contratos *near-month* y de seis meses respectivamente. Se observa que los retornos disminuyen para este metal; sin embargo, ambos retornos siguen siendo positivos y la relación se mantiene, pues los contratos *near-month* siguen siendo más rentables. Como es de esperarse, los retornos utilizando contratos *near-month* se reducen en mayor proporción (2,8 puntos porcentuales) que los de contratos de seis meses (0,5 puntos porcentuales). En el caso del cobre, al incluirse el *spread* se obtienen retornos mensuales promedio geométrico de 0,0013% (0,2179% acumulado) y de 0,0005% (0,0838% acumulado), utilizando contratos *near-month* y de seis meses respectivamente. Los resultados para este metal son congruentes con los del oro.

Sin embargo, es importante mencionar que, en la práctica, los valores *spread* son distintos según el momento exacto de la transacción. La presente investigación tuvo que trabajar con los precios compra-venta al cierre del día, debido a que el acceso a datos a lo largo del día es restringido. Pero, pese a esta imprecisión, se ha realizado una aproximación a los costos de transacción que aporta luces sobre el factor retornos en la decisión de cobertura.

6. Conclusiones

En una economía global, el uso de instrumentos financieros es esencial para que los participantes del mercado se mantengan competitivos. A pesar de la gran ventaja que significaría para el Perú el desarrollo de un mercado de derivados centralizado, este ha sido dificultado por el poco conocimiento sobre dicho mercado que hay en empresas, organismos y agentes individuales del país. Por este motivo, la presente investigación ha buscado analizar el imprescindible ámbito de la cobertura, enfocándose en los contratos de oro y cobre, dada la importancia de estos metales para la economía peruana.

El principal aporte metodológico de esta investigación reside en haber analizado la cobertura provista por esos contratos desde una doble perspectiva: de riesgo y de retornos. Pocos estudios analizan la relación entre el vencimiento de los contratos utilizados para la cobertura y la eficiencia de esta en términos de reducción del riesgo. A diferencia de lo que se esperaría según la teoría de mercados eficientes, que supone agentes indiferentes entre cubrirse con contratos de menor vencimiento o de mayor vencimiento para un mismo período de tiempo (sin considerar costos de transacción), los resultados de esta investigación demuestran que la cobertura es más eficiente si se cubre

con sucesivos contratos de vencimiento cercano, durante el período de cobertura deseado. Y también demuestran que, cuando se incorporan los retornos mediante el *spread* como un *proxy* de los costos de transacción, los contratos de vencimiento cercano continúan siendo preferibles.

Como prueba de robustez, se procesaron los datos en primeras diferencias y en diferencias de seis meses. Los respectivos resultados comprueban que, si bien la cobertura utilizando contratos *near-month* y la cobertura utilizando contratos de seis meses (que calzan con el período de cobertura) son efectivas ambas, es mayor la efectividad de la cobertura provista por contratos *near-month*. La excepción ocurrió en el subperíodo de crisis financiera (2008-2011), debido al contexto de incertidumbre económica entonces imperante. En ese contexto de crisis, la mayor correlación que usualmente tienen los precios de contratos *near-month* con los precios *spot* se alteró y sucedió lo opuesto en el caso del oro: una mayor correlación entre los precios de contratos con vencimiento de seis meses y los precios *spot*; por lo cual, estos contratos de mayor vencimiento brindaron una cobertura más eficiente en términos de reducción de la volatilidad del portafolio.

Y la mayor efectividad de la cobertura con contratos de vencimiento cercano fue confirmada por el análisis de los retornos, el cual fue realizado, dado el indudable impacto de los costos de transacción en las estrategias de cobertura, incluyendo el diferencial compra-venta pactado al final del día como un *proxy* de esos costos. Tras incluirlos, los resultados muestran que los contratos de vencimiento cercano siguen siendo preferibles desde una perspectiva de rentabilidad, pese a que dichos costos reducen los retornos obtenidos a partir de contratos con menor vencimiento en mayor proporción que los retornos obtenidos con contratos de vencimiento más largo. Pero esta estimación, si bien reafirma la relevancia de los costos de transacción en las decisiones financieras, adolece de cierta imprecisión porque no se pudo contar con datos sobre todas las transacciones realizadas durante el día y los precios a los que fueron pactadas cada una. De contar con esos datos, investigaciones futuras podrán obtener resultados más precisos sobre el impacto de los costos de transacción.

7. Referencias

- Anderson, R. W. (1985). Some determinants of the volatility of futures prices. *Journal of Futures Market*, 5(3), 331-348.
- Antezana, D., Minaya, S., & Torrejón, J. (2013). Hacia una cultura de cobertura financiera en el Perú: estudio de la situación de los instrumentos derivados y la propuesta de un mercado de futuros. *Cuaderno de Investigación de Estudiantes*, 1, 7-38. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú.

- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (22 de marzo de 2018). *Resumen informativo semanal 11-08*. Recuperado de <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Nota-Semanal/2018/resumen-informativo-11-2018.pdf>
- Burga, V. (2016). Los riesgos del sector minero para el 2017. *Rumbo Minero: Minería & Energía*, 99 (diciembre), 18-21.
- Coase, R. H. (1937). The nature of the firm. *Economica*, 4(16), 386-405.
- Chen, S.-S., Lee, C.-F., & Shrestha, K. (2003). Futures hedge ratios: A review. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 43, 433-465.
- Chen, S.-S., Lee, C.-F., & Shrestha, K. (2004). An empirical analysis of the relationship between the hedge ratio and hedging horizon: A simultaneous estimation of the short and long run hedge ratios. *Journal of Futures Markets*, 24(4), 359-386.
- Chung, K. H., & Zhang, H. (2014). A simple approximation of intraday spreads using daily data. *Journal of Financial Markets*, 17(1), 94-120.
- Corwin, S. A., & Schultz, P. (2012). A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices. *Journal of Finance*, 67(2), 719-760.
- Demsetz, H. (1968). The cost of transacting. *Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33-53.
- Dewally, M., & Marriot, L. (2008). Effective base metal hedging: The optimal hedge ratio and hedging horizon. *Journal of Risk and Financial Management*, 1(1), 41-76.
- Ederington, L. (1979). The hedging performance of the new futures markets. *Journal of Finance*, 34(1), 157-170.
- Fernández, M. (1996). *Gestión de riesgos con activos derivados*. Barcelona: Publicacions de la Universitat Jaume I.
- Fong, K. Y. L., Holden, C. W., & Trzcinka, C. (2017). What are the best liquidity proxies for global research? *Review of Finance*, 21(4), 1355-1401.
- Garbade, K. D., & Silber, W. L. (1983). Price movements and price discovery in futures and cash markets. *Review of Economics and Statistics*, 65(2), 289-297.
- Geppert, J. (1995). A statistical model for the relationship between futures contract hedging effectiveness and investment horizon length. *Journal of Futures Markets*, 15(5), 507-536.
- Glosten, L. R., & Harris, L. E. (1988). Estimating the components of the bid/ask spread. *Journal of financial Economics*, 21(1), 123-142.
- Holden, C. W. (2009). New low-frequency spread measures. *Journal of Financial Markets*, 12(4), 778-813.
- Hull, J. C. (2009). *Options, futures and other derivatives* (7.^a ed.). Nueva Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Johnson, L. (1960). The theory of hedging and speculation in commodity futures. *Review of Economic Studies*, 27(3), 139-151.
- Jones, C. M. (2002). *A century of stock market liquidity and trading costs*. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=313681
- Juhl, T., Kawaller, I. G., & Koch, P. D. (2012). The effect of the hedge horizon on optimal hedge size and effectiveness when prices are cointegrated. *Journal of Futures Markets*, 32(9), 837-876.

- Kallpa Securities SAB. (2018). *Guía de cobertura 2018: inversión y reconstrucción*. Recuperado de <https://www.kallpasab.com/reportes/Guia%20de%20Cobertura%202018%20-%20Kallpa%20SAB.pdf>
- Kenourgios, D., Samitas, A., & Drosos, P. (2008). Hedge ratio estimation and hedging effectiveness: The case of the S&P 500 stock index futures contract. *International Journal of Risk Assessment and Management*, 9(1/2), 121-134.
- Khurelbaatar, B. (2015). *Hedge effectiveness in copper futures market: Case study for «Erdenet» Mining Co. Ltd. in Mongolia* (tesis de maestría), Charles University, Praga, República Checa. Recuperado de <https://is.cuni.cz/webapps/zzp/detail/125694/?lang=en>
- Lee, C.-F., Bubnys, E. L., & Lin, Y. (1987). Stock index futures hedge ratios: Test on horizon effects and functional form. *Advances in Futures and Options Research*, 2, 291-311.
- Lesmond, D., Ogden, J. P., & Trzcinka, C. (1999). A new estimate of transaction costs. *Review of Financial Studies*, 12(5), 1113-1141.
- Locke, P., & Venkatesh, P. (1997). Futures market transaction costs. *Journal of Futures Market*, 17(2), 229-245.
- Malliaris, A. G., & Urrutia, J. L. (1991). The impact of the lengths of estimation periods and hedging horizons on the effectiveness of a hedge: Evidence from foreign currency futures. *Journal of Futures Market*, 11(3), 271-289.
- Miffre, J. (2004). Conditional OLS minimum variance hedge ratios. *Journal of Future Markets*, 24(10), 945-964.
- Milonas, N. T. (1986). Price variability and the maturity effect in futures markets. *Journal of Future Markets*, 6(3), 443-460.
- Myers, R., & Thompson, S. (1989). Generalized optimal hedge ratio estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(4), 858-868.
- Pindyck, R. (2004). Volatility and commodity price dynamics. *Journal of Futures Markets*, 24(11), 1029-1047.
- Ripple, R. D., & Moosa, I. A. (2007). Hedging effectiveness and futures contract maturity: The case of Nymex crude oil futures. *Applied Financial Economics*, 17(9), 683-689.
- Roll, R. (1984). A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient model. *Journal of Finance*, 39(4), 1127-1139.
- Samuelson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, 6(2), 41-49.
- Smith, T., & Whaley, R. E. (1994). Estimating the effective bid/ask spread using time and sales data. *Journal of Futures Markets*, 14(4), 437-455.
- Stein, J. (1961). The simultaneous determination of spot and futures prices. *American Economic Review*, 51(5), 1015-1023.
- Tinic, S. M., & West, R. R. (1972). Competition and the pricing of dealer service in the over-the-counter stock market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7(3), 1707-1727.
- Wang, G., Yau, J., & Baptiste, T. (1997). Trading volume and transaction costs in futures markets. *Journal of Futures Markets*, 17(7), 757-780.

Anexos

Anexo 1: Simplificación de la ratio de varianza (VR) y de la reducción de varianza (VD)

$$VD = 1 - \frac{\sigma^2(R_H)}{\sigma^2(R_U)}.$$

Dado que:

$$VR = \frac{\sigma^2(R_U)}{\sigma^2(R_H)},$$

$$VD = 1 - \frac{1}{VR}.$$

Además, $\sigma^2(R_U) = \sigma_s^2$ y $\sigma^2(R_H) = \sigma_s^2 + h^2 \sigma_f^2 - 2h\sigma_{s,f}$. Donde σ_s^2 y σ_f^2 son las varianzas de Δs y Δf , respectivamente; y $\sigma_{s,f}$, su covarianza. Con lo cual,

$$VR = \frac{\sigma_s^2}{\sigma_s^2 + h^2 \sigma_f^2 - 2h\sigma_{s,f}}.$$

Sea $\rho = \frac{\sigma_{s,f}}{\sigma_s \sigma_f}$ el coeficiente de correlación de Δs y Δf , es cierto que $\rho \sigma_{s,f} = \sigma_s \sigma_f$.

Con lo cual:

$$h = \frac{\sigma_{s,f}}{\sigma_f^2} = \frac{\rho \sigma_s \sigma_f}{\sigma_f^2} = \rho \left(\frac{\sigma_s}{\sigma_f} \right)$$

Sustituyendo h y $\sigma_{s,f}$ en la ecuación del VR:

$$VR = \frac{\sigma_s^2}{\sigma_s^2 + \rho^2 \left(\frac{\sigma_s^2}{\sigma_f^2} \right) \sigma_f^2 - 2\rho \left(\frac{\sigma_s}{\sigma_f} \right) \rho \sigma_s \sigma_f},$$

lo cual puede ser simplificado a

$$VR = \frac{1}{1 - \rho^2}.$$

Por lo tanto,

$$VD = 1 - \frac{1}{VR} = \rho^2$$

**Anexo 2: Hedge ratios y efectividad (primeras diferencias):
período
total (2004-2017)**

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
<i>Hedge ratio</i>	0,974381	0,936239	0,977624	0,950028
Correlación con <i>spot</i>	0,997053	0,977578	0,986810	0,964979
Varianza del <i>spot</i>	0,000497	0,000497	0,001254	0,001254
Varianza del futuro	0,000521	0,000542	0,001278	0,001294
Varianza del portafolio	0,00000293	0,000022	0,0000329	0,0000863
VR	169,8932*	22,55271*	38,15936	14,53169
VD	0,994114 *	0,955659	0,973794	0,931185
$VR_{6m/nm}$	7,508532 *	-	2,623100%	

Nota. * Estadísticamente significativo al 5%.

**Anexo 3: Hedge ratios y efectividad (diferencias de seis meses):
período total (2004-2017)**

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
<i>Hedge ratio</i>	1,009765	0,989316	0,989954	0,999365
Correlación con <i>spot</i>	0,996464	0,994110	0,994671	0,994146
Varianza del <i>spot</i>	0,001983	0,001983	0,009729	0,009729
Varianza del futuro	0,001932	0,002003	0,009822	0,009628
Varianza del portafolio	0,0000140	0,0000233	0,000103	0,000134
VR	141,6690*	85,14427*	94,08148*	72,60448*
VD	0,992941*	0,988255	0,989371	0,988327
$VR_{6m/nm}$	1,664286*	-	1,300970*	-

Notas. * Estadísticamente significativo al 5%. El valor crítico para el estadístico F es 1,29183.

**Anexo 4: Hedge ratios y efectividad (primeras diferencias):
subperíodo I (2004-2007)**

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
<i>Hedge ratio</i>	0,976380	0,802506	0,974956	0,941428
Correlación con <i>spot</i>	0,996399	0,932142	0,978971	0,938093
Varianza del <i>spot</i>	0,000337	0,000337	0,001158	0,001158
Varianza del futuro	0,000351	0,000455	0,001168	0,001150
Varianza del portafolio	0,0000024	0,0000442	0,0000482	0,000139
VR	139,1082*	7,627104*	24,02988*	8,334615*
VD	0,992811	0,868889	0,958385	0,880018
$VR_{6m/nm}$	18,416667*	-	2,883817*	-

Notas. * Estadísticamente significativo al 5%. El valor crítico para el estadístico F es 1,29183.

**Anexo 5: Hedge ratios y efectividad (diferencias de seis meses):
subperíodo I (2004-2007)**

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
<i>Hedge ratio</i>	1,002558	0,955773	0,928027	1,007077
Correlación con <i>spot</i>	0,996877	0,979994	0,988801	0,982634
Varianza del <i>spot</i>	0,001548	0,001548	0,006905	0,006905
Varianza del futuro	0,001531	0,001628	0,007839	0,006574
Varianza del portafolio	0,0000097	0,0000613	0,000154	0,000238
VR	160,3662*	25,24548*	44,89814*	29,04353*
VD	0,993764	0,960389	0,977727	0,965569
$VR_{6m/nm}$	6,319588*	-	1,545455*	-

Notas. * Estadísticamente significativo al 5%. El valor crítico para el estadístico F es 1,29183.

**Anexo 6: Hedge ratios y efectividad (primeras diferencias):
subperíodo II (2008-2011)**

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
<i>Hedge ratio</i>	0,962264	0,984399	0,990337	0,961395
Correlación con <i>spot</i>	0,998088	0,995562	0,989525	0,973764
Varianza del <i>spot</i>	0,000791	0,000791	0,002350	0,002350
Varianza del futuro	0,000851	0,000809	0,002347	0,002411
Varianza del portafolio	0,000003	0,000007	0,000049	0,000122
VR	261,7200*	112,9264*	47,98188*	19,31136*
VD	0,996179	0,991145	0,979159	0,948217
$VR_{6m/nm}$	2,333333*	-	2,489796*	-

Notas. * Estadísticamente significativo al 5%. El valor crítico para el estadístico F es 1,29183.

**Anexo 7: Hedge ratios y efectividad (diferencias de seis meses):
subperíodo II (2008-2011)**

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
<i>Hedge ratio</i>	0,978150	1,002198	1,031147	1,006406
Correlación con <i>spot</i>	0,997205	0,998270	0,998809	0,997500
Varianza del <i>spot</i>	0,001764	0,001764	0,021897	0,021897
Varianza del futuro	0,001833	0,001750	0,020545	0,021511
Varianza del portafolio	0,0000099	0,0000061	0,0000521	0,000109
VR	179,1103*	289,2343*	419,8965*	200,2680*
VD	0,994417	0,996543	0,997618	0,995007
$VR_{6m/nm}$	0,616162	-	2,092131*	-

Notas. * Estadísticamente significativo al 5%. El valor crítico para el estadístico F es 1,29183.

**Anexo 8: Hedge ratios y efectividad (primeras diferencias):
subperíodo III (2012-2017)**

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
<i>Hedge ratio</i>	0,981382	0,965904	0,959772	0,930242
Correlación con <i>spot</i>	0,997052	0,985811	0,990445	0,974481
Varianza del <i>spot</i>	0,000374	0,000374	0,000549	0,000549
Varianza del futuro	0,000387	0,000390	0,000585	0,000603
Varianza del portafolio	0,0000022	0,0000106	0,0000104	0,0000277
VR	169,8586*	35,49098*	52,58146*	19,84676*
VD	0,994113	0,971824	0,980982	0,949614
$VR_{6m/nm}$	4,818182*	-	2,663462*	-

Notas. * Estadísticamente significativo al 5%. El valor crítico para el estadístico F es 1,29183.

**Anexo 9: Hedge ratios y efectividad (diferencias de seis meses):
subperíodo III (2012-2017)**

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
<i>Hedge ratio</i>	0,995579	0,990205	0,978616	0,951749
Correlación con <i>spot</i>	0,999065	0,996185	0,994382	0,991894
Varianza del <i>spot</i>	0,001364	0,001364	0,002184	0,002184
Varianza del futuro	0,001373	0,001380	0,002255	0,002372
Varianza del portafolio	0,0000026	0,0000104	0,0000245	0,0000353
VR	534,9955*	131,3136*	89,24404*	61,93085*
VD	0,998131	0,992385	0,988795	0,983853
$VR_{6m/nm}$	4,000000*	-	1,440816*	-

Notas. * Estadísticamente significativo al 5%. El valor crítico para el estadístico F es 1,29183.

Anexo 10: Retornos acumulados y retornos promedio geométricos mensuales (2004-2017)

	Oro		Cobre	
	<i>Near-month</i>	Seis meses	<i>Near-month</i>	Seis meses
Retorno acumulado	13,7070%	4,1607%	2,6205%	1,4228%
Retorno mensual	0,0769%	0,0244%	0,0205%	0,0085%
Retorno acumulado con <i>spread</i>	10,9091%	3,6521%	0,2179%	0,0838%
Retorno mensual con <i>spread</i>	0,0620%	0,0215%	0,0013%	0,0005%

Spillover effect de Pensión 65 sobre la confianza hacia el Gobierno nacional entre 2013 y 2017¹

Kharla Loayza Zegarra
Carmen Rozas Olivera

1. Introducción

El Fondo Monetario Internacional sostiene que la economía mundial continúa creciendo y la pobreza se reduce (FMI, 2017). Sin embargo, la desigualdad se mantiene a niveles elevados, en especial en las economías de bajos ingresos. En Latinoamérica, el 11,6% de la población está en situación de pobreza. Entre los sectores más vulnerables se encuentra el de adultos mayores, cuyos problemas por el deterioro de sus condiciones físicas se agravan cuando se suman los derivados de la pobreza y la marginación (Félix, 2011).

En el Perú, muchos adultos mayores no pueden retirarse del mercado laboral, debido a que su pobreza los obliga a seguir trabajando para que su nivel de vida no sea aún más precario (Clark *et al.*, 2009). En el año 2017, según datos del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), la población adulta mayor de 60 años representó el 10,1% de la población peruana. De ellos, el 18,3% no cuenta con un nivel educativo inicial y solo el 44% cuenta con primaria. Además, el 82,3% de la población adulta mayor femenina y el 70,7% de la población adulta mayor masculina adolecen de algún problema de salud crónico (INEI, 2018a).

Debido a la vulnerabilidad de este grupo etario, al Estado le corresponde el rol de resguardarlo y reducir su pobreza mediante sistemas de pensiones no contributivas o pensiones sociales (Borella-Mas, Bosch, & Sartarelli, 2016).

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en noviembre de 2018. Sus autoras agradecen al asesor del trabajo, el profesor Javier Torres, por su apoyo y orientaciones durante la elaboración de esta investigación.

Así, 24 países de Latinoamérica tienen actualmente programas de pensiones sociales (HelpAge, 2018).

A partir de 2011, el Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social implementó un sistema peruano de pensiones no contributivas (PNC) dirigido a adultos mayores, tanto varones como mujeres: el Programa Nacional de Asistencia Solidaria Pensión 65 (Pensión 65, en adelante), el cual les brinda protección social mediante una transferencia monetaria de S/ 125 mensuales, monto que equivale a US\$ 81 en paridad de poder adquisitivo (PPP) y representa el 8,2% del PIB per cápita (Midis, 2018).

El propósito de un programa de pensiones no contributivas es aliviar la necesidad de seguir trabajando durante la vejez para mantener un determinado nivel de salud y consumo. Por esta vía, un sistema de PNC también reduce la desigualdad de ingresos que perjudica a adultos mayores. Su implementación indica entonces que el Estado empieza a atender necesidades básicas con políticas inclusivas, que sientan las bases para generar confianza hacia el Gobierno (OECD, 2017).

La confianza en las instituciones gubernamentales está relacionada con la percepción de que su desempeño es bueno, en el sentido de que demuestran capacidad para responder a las necesidades de los ciudadanos. La ineficacia, el malgasto de dinero público y la corrupción se asocian con un mal desempeño gubernamental que hace perder confianza en sus instituciones (Beramendi, Delfino, & Zubieta, 2016).

Lo anterior explica la presente investigación, para estimar el impacto de Pensión 65 sobre la confianza hacia el Gobierno. Su hipótesis es la siguiente:

«Los hogares en distritos con mayor proporción de beneficiarios de Pensión 65 tienen mayor confianza en el Gobierno que aquellos en distritos con una menor proporción».

El aporte de esta investigación radica en utilizar el padrón de beneficiarios de Pensión 65 para analizar el impacto promedio del programa a nivel distrital. También aporta examinando un tema antes no cubierto en la literatura académica peruana: el efecto en confianza hacia el Gobierno generado por Pensión 65. Esta investigación busca identificar si ese efecto colateral del programa es positivo o negativo.

2. Revisión de literatura

2.1 Economía política

La literatura especializada enseña que la confianza en el Ejecutivo se basa principalmente en el desempeño del presidente como individuo, mientras que el Congreso tiende a ser percibido en conjunto, como institución. Así, la confianza de los ciudadanos hacia el Gobierno es una representación de cómo ellos perciben que se toman las decisiones políticas en el país (Drazen, 2000).

Es decir, la confianza ciudadana generada por una decisión política refleja su percepción de lo que fue priorizado durante el proceso de elección de políticas que condujo a la decisión. Principalmente, la decisión será socialmente preferida si la mayoría percibe que el bienestar general pesó más que la eficiencia. Esta última también cuenta, pero la heterogeneidad de intereses –contrapuestos a veces– y su asimétrica capacidad de influir en la economía política del país pueden inviabilizar una decisión Pareto-eficiente, situada en la curva óptima de contratos. Ante lo cual, las instancias decisorias pueden optar por un compromiso que, aunque ineficiente respecto a un hipotético uso óptimo de recursos, sea socialmente aceptado porque viabiliza una decisión apoyada por la mayoría.

En tal sentido, la implementación de un programa de pensiones no contributivas como Pensión 65 fue el resultado de un proceso político que buscó mejorar el bienestar de los pensionistas. No necesariamente fue una decisión óptima, pero sí fue socialmente aceptada. Al crear el programa, el Estado argumentó que su objetivo era otorgar protección a grupos sociales especialmente vulnerables (Decreto Supremo 081-2011PCM). Cabe esperar entonces que un aumento del bienestar de los pensionistas, de sus hogares y localidades, generado por esta transferencia monetaria gubernamental, contribuya a fortalecer la confianza de la población en el Gobierno.

2.2 Confianza en el Gobierno

En el Perú, tanto urbano como rural, la opinión pública desaprueba la labor que desempeña el Gobierno. Esta desaprobación alcanzó un 90,9% a marzo de 2018, y las razones aducidas fueron las siguientes: corrupción y deshonestidad, búsqueda de beneficio propio, no hacer nada o no trabajar, no dar buenas leyes, no tener idea de cómo sacar adelante al país, entre otras (CPI, 2018).

La Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) reconoce que la confianza en el Gobierno es importante para el éxito de las políticas públicas. Y plantea seis áreas en las que un Gobierno debe trabajar

para merecer confianza: credibilidad, sensibilidad, transparencia, mejor regulación, justicia e integridad, y política inclusiva. Propone así que el Gobierno elabore políticas de crecimiento inclusivas, cuyas medidas de éxito trasciendan el aspecto económico y prioricen el bienestar (OECD, 2017).

Los estudios muestran que, en los países cuyas instituciones son más confiables, las personas tienen un mayor nivel de confianza en general (Tan & Tambyah, 2011), así como una cultura cívica más desarrollada (Baker, 2008). También muestran que la baja confianza institucional se asocia con la ineficacia y malgasto del dinero público (Bakker & Dekker, 2012). Y que la confianza es mermada por la corrupción, vinculada por lo general con un mal desempeño institucional (Beramendi *et al.*, 2016).

En un estudio sobre Argentina, Jorge (2006) encuentra que la falta de confianza social conduce a un menor desarrollo económico, y así deduce que una mayor confianza propiciaría el desarrollo social y económico. Sobre el Perú, Crabtree (2010) encuentra que la visión de la gente pobre es que la democracia sirve a los derechos de los ricos y no a los pobres; y sostiene que la población peruana simpatizará con el Gobierno cuando este atienda mejor las necesidades conjuntas de la comunidad, a nivel local o regional o nacional. De hecho, la opinión pública sobre el Gobierno peruano está influenciada por la desigualdad del ingreso (Apeim, 2016; INEI, 2018b)².

La teoría económica enseña que, cuando aumenta el ingreso, mejora el bienestar, y esta mejoría es proporcionalmente mayor en la población pobre que en la población no pobre (Mankiw, 2010). Por ello, el mencionado enfoque de la OCDE plantea que aumentar el ingreso de los pobres ayudaría a mejorar su confianza en el Gobierno.

Por ejemplo, los datos de encuestas al electorado en los Estados Unidos muestran cambios en la confianza tras eventos generadores de inestabilidad. Así, con la guerra en Vietnam disminuyó la confianza en el Gobierno durante la década de 1960, y esta caída se acentuó desde principios de la década de 1970 con el escándalo de Watergate y los severos problemas económicos en ese período. A medida que la economía mejoró en la década de 1990, también aumentó la confianza hacia el Gobierno (Pew Research Center, 2017).

La confianza en el Gobierno se construye o destruye al vaivén de conflictos políticos y sociales. Sin embargo, no todos los ciudadanos la interpretan de la misma manera. Algunos la conciben como confianza hacia ciertas autoridades

² Otras variables que influyen en la credibilidad del Gobierno peruano son las siguientes: la privatización, la erradicación de la coca, el desarrollo minero, la defensa de los intereses, los desiguales derechos de propiedad y sobre la tierra en particular, y el racismo.

en particular, en lugar de al sistema político en general (Feldman, 1983). Por ello, para ese autor, resulta preferible realizar preguntas sobre instituciones específicas, de manera que la respuesta sea más directa y menos expuesta a la libre interpretación del encuestado.

Pero hay otros dos problemas adicionales al de interpretación de la variable. Uno, reconocido por Abramson & Finifter (1981), es que los datos sobre confianza resultante de preguntas que emplean la misma fraseología para tres referentes (Gobierno, presidente y Congreso) pueden estar contaminados al arrastrar la misma varianza para referentes distintos. Por ejemplo, una correlación entre la confianza en el Gobierno y la confianza en el Congreso puede reflejar una covarianza entre respuestas a una pregunta redactada de la misma manera para ambos referentes (Feldman, 1983).

El otro problema es la escala de medición. La desconfianza hacia una autoridad política en particular (variable individual) puede amplificarse como una desconfianza hacia su institución (variable institucional) o el Gobierno en general (variable agregada), cuando las personas responden acerca de personalidades que consideran como representativas de su institución o del Gobierno en su conjunto. Una respuesta así no necesariamente demuestra la existencia de una relación directa entre tales variables (Feldman, 1983).

Para solucionar esos problemas, los especialistas arriba citados plantean que, a fin de bien evaluar la variable confianza, deben utilizarse preguntas formuladas diferentemente para referentes distintos (autoridad, institución, Gobierno), y cada una indicando de manera directa el referente en cuestión.

Por tanto, una posible limitación de nuestro estudio es el error de medición por los problemas con la variable *confianza* analizados por dichos especialistas.

2.3 Pensiones no contributivas en Latinoamérica

Galiani, Gertler & Bando (2014) observan, para el caso del programa de pensión no contributiva (PNC) en México³, que algunos de sus beneficiarios transitan del trabajo remunerado al no remunerado, específicamente en empresas familiares sin remuneración formal. La resultante proporción que deja el trabajo remunerado es de un 18%. También encontraron que el programa genera mayor bienestar social, incluso para aquellos beneficiarios que

³ Se trata del Programa 70 y Más, que brinda protección a los mexicanos de 70 años o más de edad, independientemente de dónde habiten, mediante una transferencia de US\$ 90 mensuales y con acciones que promueven el cuidado de la salud física y mental de las personas de la tercera edad. El programa se inició con un presupuesto de \$ 6.000 millones y cuenta actualmente con \$ 13.287 millones, que benefician a 2.100.000 adultos mayores (Sedesol, 2018).

no disminuyeron sus horas laborables. Para el caso del PNC en Colombia⁴, Pfütze & Rodríguez-Castelán (2015) encuentran que se incrementan las horas trabajadas de los varones beneficiarios, en especial a sus 60 años y en trabajos independientes o en ocupaciones agrícolas. Mientras que los resultados de Bosch & Guajardo (2012) indican que el PNC de Argentina produjo una reducción en la participación de la fuerza laboral de los pensionistas⁵.

Al analizar el PNC de Bolivia, denominado Renta Dignidad⁶, Borella-Mas *et al.* (2016) encuentran que la oferta laboral femenina disminuye, y explican este efecto resaltando la importancia que tienen el sexo y el número de integrantes del hogar del beneficiario del programa. También encuentran incrementos en la cantidad de transferencias hacia otros miembros de la familia cuando el beneficiario es hombre, y que el programa aumenta la probabilidad de comprar medicinas.

Gondim Teixeira (2010a) analizó el impacto en la oferta laboral del programa de PNC de Brasil, denominado Bolsa Familia. Entre sus principales hallazgos se encuentra el de efectos heterogéneos según el nivel de pobreza. Los beneficiarios que están debajo de la línea de pobreza extrema reducen su oferta laboral en una mayor proporción. También encuentra evidencia de que los cambios en las horas trabajadas varían según el sexo: son mayores en las mujeres de los hogares beneficiados, que pasan a dedicar más tiempo al cuidado de niños y otras actividades domésticas.

Respecto a los efectos del programa Pensión 65 del Perú⁷, Torres & Salinas (2016) encuentran que las horas trabajadas por semana de las mujeres en las zonas urbanas disminuyen, mientras que en las zonas rurales no se observa un efecto claro al respecto. Y Gertler & Galiani (2016), en un estudio para el

⁴ El programa Colombia Mayor se dirige a todos los colombianos que hayan vivido en los últimos 10 años en Colombia; que tengan hasta tres años menos que la edad requerida para pensionarse por vejez (54 años para mujeres y 59 para hombres); y que no cuenten con ingresos suficientes para subsistir. El programa actualmente protege a 250.000 beneficiarios y su objetivo es conseguir una cobertura general de toda la población vulnerable (FSP, 2018).

⁵ La cual cae en 5,3 puntos porcentuales (p. p.) para el caso de los hombres de entre 65 y 69 años y en 4,4 p. p. para las mujeres de entre 60 y 64 años. Y la cantidad de horas trabajadas por semana cae en 2,7 p. p. para los hombres y en 1,5 p. p. para las mujeres (Bosch & Guajardo, 2012).

⁶ Dicho programa proporciona un pago, vitalicio pero no heredable, a todos los bolivianos y bolivianas de 60 años o más que residan en el país. Se paga un monto anual de Bs 2.400 a los beneficiarios que no reciben renta o pensión y de Bs 1.800 a los rentistas o pensionados (APS, 2018). El monto de Renta Dignidad es acumulable y el dinero acumulado puede ser recogido de manera trimestral, semestral o como le acomode al beneficiario. Es un programa de transferencias monetarias del régimen de seguridad social no contributivo que busca brindar a los adultos mayores una vejez digna, con calidad y calidez humana (Cepal, 2018).

⁷ El programa peruano Pensión 65 busca brindar protección social a adultos de 65 años o más que viven en situación de vulnerabilidad, con una subvención monetaria mensual (de S/ 125), a fin de mejorar su acceso a servicios públicos e incrementar su bienestar. Se trabaja en conjunto con los Gobiernos locales y los ministerios de Salud y de Cultura (Midis, 2018).

Ministerio de Economía y Finanzas, hallan que el nivel de depresión disminuye en un 9% y que la proporción de adultos mayores que realizan un trabajo remunerado se reduce en 4% pero el consumo de sus hogares se incrementa en un 40%.

Vistos en conjunto, los estudios especializados muestran que las PNC tienen efectos diferentes en zonas rurales y en zonas urbanas (Carvalho, 2008; Galiani & Gertler, 2012; Galiani, Gertler, & Bando, 2014; entre otros). Los beneficiarios que habitan en zonas urbanas tienden a elegir mayores niveles de ocio que los habitantes de zonas rurales, porque estos suelen tener menos ingresos que los primeros. Y los que siguen trabajando, lo hacen en actividades agropecuarias cuando habitan zonas rurales, y en comercio, servicios e industrias cuando residen en zonas urbanas.

También muestran que son heterogéneos los efectos de las PNC en los hogares de los beneficiados, que en su gran mayoría son hogares multigeneracionales (Barrientos, 2003; Barrientos & Lloyd-Sherlock, 2002). En ellos, el efecto en la distribución entre horas trabajadas y dedicadas al hogar o al ocio varía según sexo y rol en el hogar (además de según la ubicación urbana o rural, como se dijo arriba), y al efecto neto de mayor presencia en el hogar se suma el de las transferencias de los beneficiarios hacia otros miembros del hogar. Ambos efectos contribuyen a que el hogar como un todo vea mejorado su bienestar y reducida su vulnerabilidad, al incrementarse su capacidad de consumo y/o ahorro. En síntesis, los beneficiarios de las pensiones no contributivas no son solo quienes reciben la subvención, sino todos los que viven con ellos.

Sin embargo, no se encontraron estudios especializados en pensiones no contributivas que las relacionen con variables representativas de un factor tan clave para la ejecución y efectividad de programas sociales como es la confianza en el Gobierno. Nuestra investigación busca aportar al respecto para lo relativo al caso peruano en particular.

3. Marco analítico y metodología

Las bases de datos empleadas para determinar los posibles efectos de la proporción de beneficiarios del programa Pensión 65 sobre la confianza en el Gobierno son: (i) la Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI); (ii) el padrón de usuarios de dicho programa a nivel provincial y distrital; (iii) el PIB a nivel departamental; así como (iv) la población a niveles provincial y distrital, calculados y proyectados por el INEI.

La investigación abarca los años de 2013 a 2017, debido al crecimiento que tuvo el programa en este período. Además, la información de padrones de Pensión 65 se encuentra disponible desde el año 2013, y el último año disponible con datos de anuales de la Enaho es 2017.

3.1 Programa Nacional de Asistencia Solidaria Pensión 65

El Decreto Supremo 081-2011-PCM (del 19 de octubre de 2011) creó el Programa Nacional de Asistencia Solidaria Pensión 65 con la finalidad de otorgar protección a los grupos sociales especialmente vulnerables. El programa beneficia a los adultos de 65 años o más y que carezcan de las condiciones básicas para su subsistencia.

Los requisitos para acceder a los beneficios del programa consisten en tener dicha edad, contar con el documento nacional de identidad (DNI) del Perú; encontrarse en situación de pobreza extrema de acuerdo con la calificación socioeconómica otorgada por el Sisfoh (Sistema de Focalización de Hogares); y no percibir pensión proveniente del sistema público o privado (ONP o AFP) ni recibir alguna subvención o prestación económica otorgada por el Seguro Social de Salud – EsSalud (Midis, 2018).

En la mayoría de las localidades, el porcentaje de beneficiarios se ha incrementado, conforme aumentó la cantidad de beneficiarios del programa de 250.000 a 500.000 entre 2013 y 2017⁸. Los departamentos con mayor proporción de beneficiarios son Cajamarca (10,96%), Puno (10,43%), Piura (8,10%) y Cusco (6,92%).

3.2 Base de datos

La base administrativa de Pensión 65 es un registro de la cantidad de beneficiarios a nivel de centros poblados, desde 2013. La Enaho es la investigación de campo que realiza el INEI desde el año 1995 para efectuar el seguimiento de los indicadores sobre condiciones de vida (INEI, 2013).

Para el período 2013-2015, se trabajó con datos bimestrales a nivel individual solicitados a Pensión 65 para un proyecto del Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP). Para los años 2016-2017, se utilizaron los datos bimestrales disponibles en la página web de dicho programa. Como los datos del sexto bimestre de 2017 todavía no estaban disponibles, para este bimestre se repitió el quinto de 2017.

⁸ Según datos de los portales de Pensión 65 y del INEI.

Así, logramos construir una base con todos los individuos de la Enaho durante los años 2013 a 2017, identificados bimestralmente⁹ con los datos necesarios para realizar la estimación, referidos a características del hogar, si son beneficiarios de otros programas sociales y las variables de resultado sobre confianza en el Gobierno nacional, en el Congreso y en el Poder Judicial. A esta base de datos se incorporó la proporción de beneficiarios de Pensión 65 por provincia y distrito, el PIB departamental y la población por distrito y provincia.

3.3 Confianza

3.3.1 *Confianza en el Gobierno nacional*

Crabtree (2010) señala que en la opinión sobre el Gobierno influye la percepción de la desigualdad del ingreso. Y Bakker & Dekker (2012) sostienen que dicha opinión está influenciada por la eficacia del uso de los recursos públicos. Pensión 65, al otorgar una transferencia monetaria a los adultos mayores vulnerables, muestra que el Gobierno está usando recursos públicos con el fin de ayudarlos y aliviar la desigualdad de ingreso. Se espera así que la relación entre la proporción de beneficiarios por distrito y el nivel de confianza en el Gobierno sea positiva. Este enfoque distrital se explica por lo siguiente:

A la luz de la literatura revisada, cabe esperar un efecto *spillover*¹⁰ resultante del siguiente mecanismo de transmisión: (i) el individuo observa que, en su hogar, distrito o provincia, las personas adultas mayores pobres reciben apoyo financiero del Gobierno; (ii) de conformidad con la teoría económica, ese apoyo financiero del Gobierno reduce la desigualdad de ingreso y mejora el bienestar de los adultos mayores y sus hogares; (iii) por ende, la percepción de los miembros del hogar y su entorno (distrital, provincial) será que el Gobierno ayuda a los más necesitados y así aumenta el nivel de confianza.

La pregunta del módulo de gobernabilidad de la Enaho es la siguiente: «Actualmente, ¿tiene usted confianza en instituciones tales como el Gobierno Nacional?». La pregunta es categórica: 1 es «nada», 2 es «poco», 3 es «suficiente» y 4 es «bastante». Pero, como alude de manera genérica al «Gobierno Nacional», puede ser interpretada como referida solamente al poder del Estado a cargo del gobierno (Poder Ejecutivo), o al Estado en su conjunto. Para la

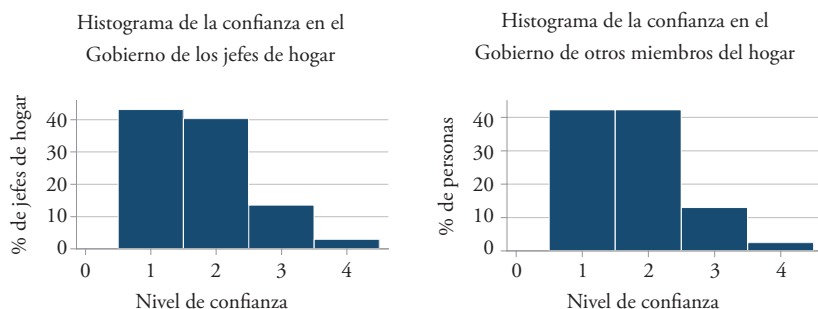
⁹ A partir de la fecha de entrevista del individuo para la Enaho, se categorizó el bimestre a fin de unir esa base bimestral con la base de los beneficiarios trabajada a nivel provincial y distrital.

¹⁰ En sentido general, el *spillover* es el impacto que tienen fenómenos, eventos o políticas de un sector en otros grupos que no indujeron –o no participaron en– el evento.

construcción de nuestra muestra, nos quedamos solo con las respuestas de los jefes de hogar, para poder trabajar con una observación por hogar. Esta decisión no altera los resultados, porque la distribución de la respuesta a la pregunta de confianza en el Gobierno es similar entre el jefe y otros miembros del hogar (figura 1). Además, del total de hogares encuestados, el 80% registra la respuesta del jefe del hogar.

Por ello, este estudio estima el efecto de Pensión 65 en la confianza de los jefes de hogares. Y, para ordenar la estimación, se reestructuró la variable categórica de confianza en una variable dicotómica, donde 1 es «sí confía» (agrupa a las categorías 3 y 4) y 0 es «no confía» (agrupa a las categorías 1 y 2).

Figura 1
Histogramas de la variable de confianza en el Gobierno nacional de la Enaho

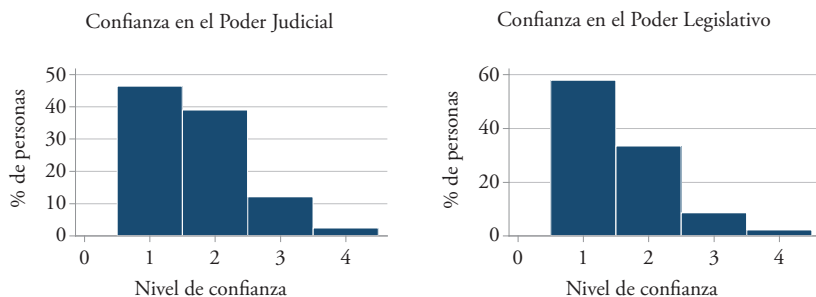


3.3.2 Confianza en los otros poderes del Estado

Las obras especializadas revisadas enseñan que el efecto confianza en el Gobierno no es bien capturado cuando se trabaja únicamente con la variable confianza hacia el «Gobierno Nacional» (como es mencionado genéricamente en la pregunta de la Enaho), sin distinguir entre poderes o principales instituciones del Estado. Por ello, teniendo en cuenta que la organización del Estado peruano consta de tres poderes independientes: Poder Ejecutivo, Poder Legislativo y Poder Judicial (Gobierno del Perú, 2018), se decidió analizar también la confianza en el Poder Judicial y en el Poder Legislativo.

En la figura 2, se observa que el nivel de confianza en el Poder Judicial es parecido al de la confianza en el Gobierno nacional (mostrado en la figura 1), con una desaprobación de aproximadamente el 80%. Mientras que la desconfianza en el Poder Legislativo (Congreso) es mayor que para los otros poderes, aproximadamente del 90%.

Figura 2
Histogramas de las variables de confianza en los poderes Judicial y Legislativo



3.4 Metodología

Nuestra estrategia de estimación plantea un enfoque distrital promedio. Se hace uso del modelo probabilístico *logit* porque el estimador MCO presenta limitaciones cuando la variable de resultado es dicotómica¹¹.

Es importante señalar que nuestro análisis se enfoca en evaluar el potencial impacto de una mayor proporción de beneficiarios de Pensión 65 sobre la confianza hacia el Gobierno de los hogares del Perú. Específicamente, se desea comprobar si los jefes de hogares peruanos reaccionan positivamente cuando Pensión 65 llega a su distrito, y si su confianza hacia el Gobierno nacional aumenta a medida que crece la proporción de beneficiarios.

3.4.1 Enfoque distrital

Como metodología, se plantea un *pool data*¹² a nivel distrital entre los años 2013-2017.

El modelo propuesto según esta metodología es el siguiente:

$$Y_{igt} = \beta_0 + \beta_1 X_{65_{pt}} + \beta' Z_{ipt} + u_{ipt} \dots (1)$$

$i = \text{hogares}$

¹¹ Existen tres grandes limitaciones para el uso del estimador MCO en estos modelos: (i) el error es heterocedástico, (ii) el error no es normal y (iii) nada restringe que $\text{Prob}(Y_i = 1) = \beta' X_i = \hat{Y}_i$ esté entre 0 y 1.

¹² El *pool data* consiste en estimar una única ecuación que considere las nT observaciones y donde los parámetros sean comunes a todos los agentes involucrados. Pese a no considerar efectos no observables, el *pool data* es preferible respecto a una simple estimación de corte transversal con n agentes o al análisis de uno de ellos en T períodos de tiempo, ya que permite reducir la heterocedasticidad y la multicolinealidad típicas de modelos de corte transversal y de series de tiempo, respectivamente; y también permite aumentar los grados de libertad (Beltrán, 2017).

$p = \text{distritos}$

$t = \text{bimestres}$

3.4.2 Variables del análisis

Variable dependiente:

Confianza en el Gobierno nacional (Y). Señala la confianza del hogar hacia el Gobierno nacional, interpretada primero como referida al Poder Ejecutivo en particular. Variable dicotómica donde 1 es «sí confía» y 0 es «no confía». Posteriormente, se analiza esta confianza con una variable compuesta para los tres poderes del Estado.

Variable explicativa de interés:

Proporción de beneficiarios de Pensión 65 (X65). Representa en porcentaje la cantidad de beneficiarios que reciben Pensión 65 sobre la población distrital.

Variables explicativas de control:

Z es un conjunto de características observables del hogar, económicas, sociales, temporales y geográficas, tales como:

Características del hogar:

- *Número de miembros del hogar*: variable numérica discreta. Indica el número de ciudadanos que vive en un hogar.
- *Número de activos en el hogar*: variable numérica discreta. Representa el nivel adquisitivo del hogar.
- *Sexo del jefe de hogar*: controla las diferencias que se generan cuando el hogar es dirigido por un varón o por una mujer, donde 0 es mujer y 1 es varón.
- *Edad promedio del hogar*: variable numérica discreta. Indica qué tan joven o adulta es en promedio la población de cada hogar.
- *Años de educación del jefe del hogar*: variable numérica discreta. Permite observar si los años de educación del jefe de hogar influyen en la confianza.

Variables económicas:

- *Gasto mensual del hogar*: variable numérica continua. Recoge el nivel económico del hogar y su capacidad de compra o pago.

- *Pobreza del hogar*: variable dicotómica. Toma el valor 1 cuando el hogar está en la categoría de pobre y 0 cuando no lo está.
- *PIB departamental (por año)*: variable numérica continua relacionada con la actividad económica de los hogares.

VARIABLES SOCIALES:

- *Corrupción*: recoge, de manera específica, si se realizó algún pago para recibir programas sociales gratuitos en principio.
- *Recibe Juntos*: es una variable dicotómica donde 1 es «sí recibe» y 0 es «no recibe». Juntos es un programa social dirigido a todos los departamentos a excepción de Lima.

Al respecto, debe explicarse que esas variables sociales afectan la percepción del hogar hacia el Gobierno, porque pagar para recibir un programa social como Juntos es una variable *proxy* de corrupción, debido a que esos programas sociales deben ser brindados gratuitamente por el Gobierno. Y la corrupción, usualmente percibida como el reflejo de una mala gestión institucional, genera una baja confianza en el desempeño institucional (González de la Vega, Quintanilla, & Tajonar, 2010).

VARIABLES TEMPORALES Y GEOGRÁFICAS:

- *Años*: variables dicotómicas por año durante el período 2013-2017, que toman el valor de 1 cuando los datos corresponden a uno de esos años y 0 cuando no.
- *Provincias*: variables dicotómicas respecto a las provincias beneficiarias de Pensión 65. Estas toman el valor de 1 cuando los datos corresponden a una provincia beneficiaria y 0 cuando no.

La inclusión de estos controles es importante porque la confianza en el Gobierno nacional se ve afectada por hechos tanto temporales como provinciales. Dentro de cada provincia, las personas se informan sobre la gestión del Gobierno regional o local. Tomando en cuenta esta información y aspectos culturales propios de sus provincias, forman su opinión sobre el aparato estatal. Asimismo, sucesos de cada año, como corrupción o buenas políticas, afectan la imagen que tienen los hogares sobre el Gobierno.

4. Análisis de resultados

4.1 Estadísticas descriptivas

Antes de realizar las estimaciones, se analizó la matriz de correlaciones entre la variable dependiente y las posibles variables explicativas; teniendo en mente, como regla práctica, que si dos variables tienen una correlación mayor del 75%, no se debe incluir ambas sino elegir la que muestre un mejor ajuste (Beltrán, 2017).

En las correlaciones obtenidas, ninguna de las variables por emplear presentó una correlación mayor del 75%. Y las variables años de educación del jefe del hogar y número de activos en el hogar fueron incluidas ambas porque mostraron una correlación del 50%.

Tabla 1
Estadísticas de las variables relevantes

Estadísticos	Promedio	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. estándar
Confianza en el Gobierno	0,1439716	0	0	1	0,3510643
Proporción de beneficiarios	0,0167269	0,0068072	0	0,1978131	0,0235674
Gasto mensual	736,8078	544,7672	22,83333	13325,73	699,4242
Miembros por hogar	3,153754	3	1	16	1,809531
Recibe Juntos	0,1013198	0	0	1	0,3017546
Número de activos	6,993759	6	0	49	4,983895
Pobreza	0,1666979	0	0	1	0,3727095
Edad del hogar	43,59088	39,5	16	80	14,97314
Sexo del jefe	0,6703625	1	0	1	0,470086
Años de educación del jefe de hogar	11,59042	11	0	22	5,045905
PIB departamental	7,26E+07	2,00E+07	2468767	2,74E+08	1,01E+08
Corrupción	0,0054406	0	0	1	0,0735602

Fuentes: Enaho y padrones de Pensión 65. Elaboración propia.

La tabla 1 describe los datos estadísticos sobre las variables relevantes para la regresión aplicada a nuestra muestra de hogares beneficiarios de Pensión 65. De ellos, el 17% son pobres y el 10% también son beneficiarios del programa Juntos. Respecto a la variable (dicotómica) confianza en el Gobierno,

llama la atención su bajo promedio, que de por sí indica una baja confianza. Respecto a las otras variables, se observa que los hogares de la muestra tienen un tamaño promedio de tres personas, una edad promedio de 44 años aproximadamente, un nivel educativo promedio de secundaria incompleta y siete activos (electrodomésticos) en promedio.

4.2 Confianza en el Gobierno

Los resultados de la estimación a nivel distrital de los efectos en la confianza en el Gobierno (ecuación 1) se muestran en las tablas 2 a 6. Estos efectos son de tipo *spillover*, en el sentido de que ocurren cuando un programa (Pensión 65, en este caso) también influye en la percepción de hogares no beneficiarios directos del programa.

A continuación, se analizan, primero, los resultados generales respecto a la variable confianza en el Gobierno nacional (que, como se dijo antes, refleja sobre todo la confianza en el Poder Ejecutivo en particular); luego, los efectos heterogéneos en dicha confianza según la ubicación de los hogares (rural o urbana; en la Costa, Sierra o Selva; si son distritos no pertenecientes a Lima); y, por último, la confianza en los otros poderes del Estado.

4.2.1 Confianza en el Gobierno nacional

Para hallar el efecto de cada variable, se fijan todas las otras variables en cero. Así, el resultado se interpreta como el cambio en la probabilidad de confiar en el Gobierno nacional ante cambios en una unidad de la variable explicativa estimada.

Los resultados obtenidos se alinean con los esperados. En la tabla 2, se observa que el impacto de la proporción de beneficiarios sobre la confianza en el Gobierno nacional evoluciona de un efecto insignificante a uno mayor, a medida que se van incorporando más variables de control. En la columna (5) de esa tabla, se muestra el resultado final, una vez controlados los efectos por año, por provincia, por si el hogar también recibe el programa Juntos y por corrupción.

Así, el impacto de la proporción de beneficiarios sobre la confianza en el Gobierno nacional resulta ser de 21 puntos porcentuales, significativo al 1%. Es decir, con un incremento del 1% en la proporción de beneficiarios de Pensión 65, dicha confianza aumentaría en 21 puntos porcentuales.

El asociado efecto marginal refleja el impacto positivo de la mejora en el bienestar de los beneficiarios de Pensión 65 sobre la percepción de otros habitantes del distrito que son testigos de la ayuda brindada a personas nece-

sitadas de su distrito. Como enseña la literatura consultada, la confianza en el Gobierno mejora cuando este responde a las necesidades de los ciudadanos, como lo hace mediante Pensión 65 para los adultos mayores pobres. Y la resultante mejora en la confianza en el Gobierno es mayor a medida que aumenta la proporción de beneficiarios respecto a la población del distrito.

En la misma tabla, se aprecia también que la provincia y el año de la encuesta explican el nivel de confianza de una persona en el Gobierno. Las características particulares de cada provincia, como sus rasgos culturales y eventos trascendentales, como año de elecciones o año de destape de actos de corrupción en la provincia por parte de autoridades, influyen en la opinión de los individuos allí residentes.

Adicionalmente, al controlar por el programa Juntos, la confianza en el Gobierno se ve reforzada. La inclusión de la variable Juntos permite lograr un efecto más limpio entre la proporción de beneficiarios a nivel distrital y la confianza del hogar en el Gobierno. Matemáticamente, al controlar por Juntos se remueven los efectos de diferencias de media de la variable.

Otro efecto capturado es que la confianza en el Gobierno es mayor en distritos con menor población y, por ende, con mayor proporción de beneficiarios. En los distritos pequeños y en condiciones más precarias, el efecto de un ingreso extra repercute aún más en la confianza en el Gobierno. Si un distrito en condición de pobreza tiene una percepción de abandono por parte del Estado, cuando el programa llega, la mejora es percibida no solo por los beneficiarios sino por el distrito en su conjunto. Esto explica el efecto más pronunciado del programa en los distritos más pequeños en población.

Tabla 2
Resultados a nivel distrital del impacto de Pensión 65 sobre la confianza en el Gobierno nacional

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Proporción de beneficiarios	-0,0520807 (0,0635777)	-0,0701748 (0,0644427)	-0,1091786* (0,0654905)	0,2131378*** (0,0790723)	0,2128903*** (0,07907399)
Características del hogar					
Miembros por hogar	0,0037279*** (0,0011319)	0,0038284*** (0,0011283)	0,0029393** (0,0011553)	0,001397 (0,0011575)	0,0013915 (0,0011575)
Número de activos	-0,002294*** (0,0004266)	-0,0025238*** (0,0004265)	-0,0022896*** (0,0004303)	-0,0014419*** (0,0004315)	-0,0014517*** (0,0004317)
Edad promedio del hogar	0,0003282*** (0,0001176)	0,0003484*** (0,0001174)	0,0004083*** (0,0001185)	0,000479*** (0,0001181)	0,0004778*** (0,0001181)
Sexo del jefe de hogar	0,0224151*** (0,0035086)	0,0220418*** (0,0035039)	0,0218543*** (0,0035051)	0,0141432*** (0,0034896)	0,0141238*** (0,0034897)
Años de educación del jefe de hogar	-0,0018933*** (0,0003852)	-0,0018322*** (0,0003847)	-0,0017263*** (0,0003858)	-0,0010956*** (0,000391)	-0,0010975*** (0,000391)

Variables económicas						
Gasto mensual del hogar	4,26E-06 (3,29E-06)	0,00000664** (3,26E-06)	0,00000596* (3,27E-06)	4,12E-06 (3,31E-06)	0,00000405 (0,00000331)	
Pobreza del hogar	0,0106939** (0,0044027)	0,0098727** (0,0044022)	0,0074441* (0,0044498)	0,0014407 (0,0045104)	0,0014054 (0,0045106)	
PIB departamental	0,00000000185*** (2,04E-11)	0,00000000181*** (2,05E-11)	0,00000000185*** (2,06E-11)	0,00000000531*** (2,34E-10)	0,00000000234** (2,34E-10)	
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Recibe Juntos	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por provincia	No	No	No	Sí	Sí	Sí
<i>Proxy</i> de corrupción	No	No	No	No	Sí	Sí
Observaciones	52.927	52.927	52.927	52.927	51.899	

Notas. El error estándar de las variables se encuentra entre paréntesis. Los asteriscos *, **, y *** denotan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

4.2.2 Efectos heterogéneos en la confianza en el Gobierno nacional

Urbano y rural

La tabla 3 muestra que los efectos en las áreas urbanas y rurales son positivos y significativos ambos. Un aumento de una unidad en la proporción de beneficiarios de Pensión 65 genera un incremento en la confianza en el Gobierno nacional de 25 puntos porcentuales a nivel urbano y de 19 puntos porcentuales a nivel rural (significativos al 5% y 10%, respectivamente).

Este impacto diferenciado se explica porque los distritos urbanos están más interconectados que los distritos rurales. En estos últimos, la percepción hacia el Gobierno es influenciada en mayor medida por el apoyo específico que brinde el Gobierno a sus necesidades propias. Mientras tanto, el impacto positivo de tal apoyo específico sobre dicha percepción se amplifica en zonas urbanas, donde se propagan rápidamente los *spillovers* del alivio a las necesidades en los distritos beneficiados. Así, la relación positiva en ambas zonas demuestra que la ayuda a los adultos mayores vulnerables mejora la percepción de los hogares sobre el Gobierno, porque la confianza que inspira depende de su capacidad para satisfacer las demandas de los ciudadanos.

Distritos que no pertenecen a Lima

Con un nivel de significancia del 1%, en los distritos de provincias no pertenecientes a Lima, cuando la proporción de beneficiarios aumenta en un 1%, la confianza en el Gobierno nacional aumenta en 18,4 puntos porcentuales; un efecto positivo, pero menor que el general de 21 puntos porcentuales. Este efecto diferenciado se explicaría, siguiendo a Feldman (1983), porque fuera de la ciudad de Lima no se interpreta la variable confianza de la misma forma que en esta ciudad.

Costa, Sierra y Selva

Se excluyó a Lima Metropolitana en la estimación para las regiones geográficas por su limitada cantidad de observaciones. La tabla 4 muestra los resultados por regiones geográficas. En la Sierra, el impacto de la proporción de beneficiarios de Pensión 65 sobre la confianza en el Gobierno es de 16 puntos porcentuales, significativo al 10%. En la Costa, dicho impacto es de 39 puntos porcentuales y es significativo también al 10%. Y es de 20 puntos porcentuales en la Selva, pero allí este efecto no resulta significativo, probablemente debido al menor número de observaciones para esa región.

El significativo impacto de Pensión 65 sobre la confianza en la Sierra se explica porque allí es alta la proporción de hogares en condición de pobreza (Paredes, 2010). De modo que la ayuda económica del programa genera un claro efecto positivo en el bienestar de esos hogares y, por ende, mejora su percepción sobre el Gobierno.

Mientras tanto, el impacto fuerte y significativo de Pensión 65 en la Costa (sin considerar a Lima Metropolitana) se explica de manera similar que el impacto diferenciado del programa en zonas urbanas y en zonas rurales. En efecto, en la Costa hay más urbes con características sociodemográficas menos diferentes entre sí que respecto a las del resto del país (INEI, 2013). Por ello, en la Costa se da en mayor medida el (antes mencionado) efecto *spillover*, que amplifica el impacto positivo del programa sobre la confianza en el Gobierno nacional. En tal sentido, la oferta de programas sociales como Pensión 65 tiene un mayor alcance en la Costa.

4.2.3 Variables significativas

Las variables que se mantienen significativas en las diferentes estimaciones realizadas son las siguientes: número de activos de hogar, edad promedio de los miembros del hogar, sexo del jefe del hogar, años de educación del jefe del hogar y PIB departamental. A fin de interpretar correctamente los resultados generales que se analizan a continuación (mostrados en las tablas 2 y 3), conviene recordar que esas estimaciones identifican el impacto de cada variable cuando las otras variables se mantienen constantes.

A mayor número de activos, disminuye el impacto sobre el nivel de confianza en el Gobierno nacional, porque los activos acumulados reflejan un mayor poder adquisitivo que los miembros del hogar pueden percibir como resultante de su propio esfuerzo, independientemente del apoyo recibido del Gobierno. Mientras que, a menor número de activos, aumenta dicho impacto debido a lo antes mencionado respecto a la importancia del programa para hogares con menores ingresos o en condición de pobreza.

La relación entre una mayor edad promedio de los miembros del hogar y la confianza es positiva. Esto era de esperarse, puesto que una mayor edad promedio implica una mayor proporción de integrantes del hogar que ya son adultos mayores en el hogar o lo serán pronto, lo cual aumenta la valoración de la ayuda brindada mediante programas como Pensión 65.

Los años de educación del jefe del hogar muestran una relación negativa con la confianza en el Gobierno nacional. Esto se puede explicar porque, a mayores estudios del jefe del hogar, su percepción tiende a estar influenciada

en menor medida por ayudas específicas y en mayor medida por otros aspectos de la gestión gubernamental.

En cuanto al sexo del jefe del hogar, su relación positiva con la confianza en el Gobierno nacional cuando es masculino se explica porque, en la mayoría de los hogares en la muestra, el jefe del hogar es un hombre cuya edad es usualmente mayor que la de su cónyuge. Este, por ende, emite su opinión en calidad de beneficiario de Pensión 65, tanto directamente, por ser un adulto mayor, como por el alivio que el programa brinda a la situación de su hogar.

Y el PIB departamental se relaciona de manera positiva con la confianza en el Gobierno. Esto era lo esperado, dado que un mayor PIB departamental implica una población con mejor calidad de vida y más sentimientos de inclusión, que incrementan su nivel de confianza.

Tabla 3
Efectos heterogéneos de Pensión 65 en la confianza en el Gobierno nacional según distritos urbanos, rurales o fuera de Lima

	(Todos)	(Urbano)	(Rural)	(No Lima)
Proporción de beneficiarios	0,2128903*** (-0,07907399)	0,2483117** (0,129339)	0,1914274* (0,1175957)	0,1840775*** (0,078887)
Características del hogar				
Miembros por hogar	0,0013915 (-0,0011575)	0,00000749 (0,0014535)	0,0043906*** (0,0020253)	0,0011166 (0,0012128)
Número de activos	-0,0014517*** (-0,0004317)	-0,0003411 (0,0004652)	-0,0039849*** (0,0012025)	-0,0018364*** (0,0004659)
Edad promedio del hogar	0,0004778*** (-0,0001181)	0,0001977 (0,0001394)	0,0011731*** (0,0002273)	0,000515*** (-0,0001248)
Sexo del jefe de hogar	0,0141238*** (-0,0034897)	0,0105966*** (0,003969)	0,0096224 (0,0073537)	0,0149364*** (-0,0036975)
Años de educación del jefe de hogar	-0,0010975*** (-0,000391)	-0,0001077 (0,0004664)	-0,0011314 (0,0007871)	-0,0010424*** (-0,0004084)

Variables económicas				
Gasto mensual del hogar	0,00000405 (-0,00000331) 0,0014054 (-0,0045106) 0,00000000234** (-2,34E-10)	0,00000366 (0,00000335) 0,0141084*** (0,0065048) 3,12E-10 (2,44E-10)	0,00000681 (0,0000139) -0,0175179*** (0,0071248) 1,35E-09 (7,18E-10)	0,00000426 (0,00000408) 0,0012464 (-0,0045808) 0,0000000295** (-1,63E-09)
Pobreza del hogar				
PIB departamental				
Variables sociales				
Corrupción	0,0145799 (0,0191183)	0,0090913 (0,020891)	0,0121306 (0,0423245)	0,0113987 (0,0202548)
Recibe Juntos	0,0117825** (-0,005501)	0,0131344 (0,009239)	0,0103 (0,0078)	0,0122913*** (-0,0053955)
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por provincia	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	51.899	34.787	18.143	47.340

Notas. El error estándar de las variables se encuentra entre paréntesis. *, ** y *** denotan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Tabla 4
Efectos heterogéneos a nivel distrital de Pensión 65 en la confianza en el Gobierno nacional por regiones geográficas

	Costa	Sierra	Selva
Proporción de beneficiarios	0,3921* (0,2174349)	0,1634329* (0,0892983)	0,1977439 (0,239605)
Características del hogar			
Miembros por hogar	0,0003934 (0,002193)	0,0002349 (0,0018343)	0,0027274 (0,00245)
Número de activos	-0,0015573** (0,0007492)	-0,0010947 (0,0007327)	-0,0031499*** (0,0010415)
Edad promedio del hogar	0,0002293 (0,0002098)	0,0006904*** (0,0001777)	0,0002544 (0,0002909)
Sexo del jefe de hogar	0,0119798** (0,00597)	0,0149112*** (0,0053815)	0,0164609* (0,0087071)
Años de educación del jefe de hogar	-0,000619 (0,0006949)	-0,0009917*** (0,0005854)	-0,001711* (0,0009421)
VARIABLES ECONÓMICAS			
Gasto mensual del hogar	0,0000123 (0,00000616)	-0,00000146 (0,00000643)	-0,00000855 (0,0000106)
Pobreza del hogar	0,0188999* (0,0098321)	-0,0026227 (0,0059328)	-0,009308 (0,0100165)
PIB departamental	0,000000000605 (0,0000000044)	0,00000000192 (0,00000000628)	-0,00000000185* (0,00000000731)
VARIABLES SOCIALES			
Proxy de corrupción	0,0033858 (0,0360571)	0,0377776 (0,0305027)	0,0034657 (0,0360591)
Recibe Juntos	0,0077021 (0,0165685)	0,0125026 (0,0068464)	0,0162616 (0,0114081)
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por provincia	Sí	Sí	Sí
Observaciones	16.184	21.737	11.001

Notas. El error estándar de las variables se encuentra entre paréntesis. *, ** y *** denotan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

4.2.4 Efectos diferenciados en la confianza según poderes del Estado

La tabla 5 muestra que la proporción de beneficiarios de Pensión 65 impacta poco en la confianza en los poderes Legislativo y Judicial. Ante un aumento del 1% en la proporción de beneficiarios de Pensión 65, la confianza en el Poder Judicial aumenta en 9 puntos porcentuales y en el Poder Legislativo (quizás el más polémico de los tres poderes) aumenta en solo 6,8 puntos porcentuales. Pero ambos efectos positivos, además de ser pequeños (en comparación con el encontrado respecto al Poder Ejecutivo), no son significativos, por lo que no pueden ser considerados importantes.

Tabla 5
Resultados a nivel distrital para confianza según poderes del Estado

	Gobierno nacional	Poder Judicial	Poder Legislativo
Proporción de beneficiarios	0,2128903*** (0,07907399)	0,0907481 (0,0832015)	0,068269 (0,0715314)
Características del hogar			
Miembros por hogar	0,0013915 (0,0011575)	-0,0029712*** (0,0012043)	0,0007847 (0,0010287)
Número de activos	-0,0014517*** (0,0004317)	-0,002563*** (0,0004544)	-0,0024398*** (0,0004023)
Edad promedio del hogar	0,0004778*** (0,0001181)	-0,0007546*** (0,0001243)	0,0002192** (0,0001064)
Sexo del jefe de hogar	0,0141238*** (0,0034897)	0,0004752 (0,0035676)	0,008818*** (0,0031547)
Años de educación	-0,0010975*** (0,000391)	-0,0011451*** (0,0004061)	-0,0019293*** (0,0003522)
Variables económicas			
Pobreza	0,00000405 (0,00000331)	-0,0000283 (0,0046881)	0,0012014 (0,0039656)
Gasto mensual del hogar	0,0014054 (0,0045106)	0,0000054 (0,00000354)	-0,00000101 (0,00000329)
PIB departamental	0,000000000234** (-0,000000000234)	0,000000000212 (0,000000000278)	0,000000000598*** (0,000000000238)

Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por provincia	Sí	Sí	Sí
Recibe Juntos	Sí	Sí	Sí
<i>Proxy</i> de corrupción	Sí	Sí	Sí
Observaciones	51.899	51.506	50.551

Notas. El error estándar de las variables se encuentra entre paréntesis. *, ** y *** denotan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Ante ello, se creó una variable compuesta que incluye a los tres poderes del Estado, para recoger mejor la confianza de los hogares. Porque es probable que los jefes de hogares interpreten la variable confianza hacia el Gobierno nacional como referida a todo el aparato estatal, dado que sus percepciones reflejan sus experiencias con el sector público en general y la eficacia de sus distintas instituciones (Beramendi *et al.*, 2016). Por ello, pueden incluir las acciones del Poder Legislativo y el Poder Judicial en su percepción del Gobierno nacional, pese a que ambos poderes no ejercen la labor de gobernar.

Se creó entonces una variable dicotómica, donde 0 es que el hogar no confía en ningún poder y 1 es que confía en uno, dos o los tres poderes del Estado. Se estimó por *logit*¹³ y se encontró que, cuando la proporción de beneficiarios aumenta en un 1%, la confianza en el Gobierno nacional (esta vez medida con dicha variable compuesta) aumenta en 18,5 puntos porcentuales (tabla 6).

Tabla 6
Resultados a nivel distrital del impacto de Pensión 65 sobre la confianza en el Gobierno nacional compuesto por los tres poderes del Estado

Proporción de beneficiarios	0,1846957* (0,1034005)
Características del hogar	
Miembros por hogar	0,0001705 (0,0014674)
Número de activos	-0,0024785*** (0,0007492)
Edad promedio del hogar	-0,0004131***

¹³ Se contempló crear una variable categórica y estimar por *logit* multinomial ordenado. Pero esto no fue posible, dada la cantidad de controles en la regresión.

	(0,0002098)
Sexo del jefe de hogar	0,009343** (0,0043872)
Años de educación del jefe de hogar	-0,0014243*** (0,0006949)
VARIABLES ECONÓMICAS	
Gasto mensual del hogar	0,00000731* (0,00000416)
Pobreza del hogar	-0,0044303 (0,0058886)
PIB departamental	7,69E-10*** (3,12E-10)
VARIABLES SOCIALES	
<i>Proxy</i> de corrupción	0,0113734 (0,0242361)
Recibe Juntos	0,0283058*** (0,0071024)
Efectos fijos por año	Sí
Efectos fijos por provincia	Sí
Observaciones	49.731

Notas. El error estándar de las variables se encuentra entre paréntesis. *, ** y *** denotan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Además, esa estimación y las realizadas para las otras variables mostradas en la tabla 6 confirman la robustez de los resultados analizados en los acápites previos, los cuales son consistentes con los que se acaba de presentar respecto a la confianza en el Gobierno nacional cuando es medida con la variable compuesta para los tres poderes del Estado.

5. Conclusiones

La relevancia de evaluar el impacto de la proporción de beneficiarios de Pensión 65 sobre la confianza en el Gobierno radica no solo en analizar los efectos de un importante programa social implementado con recursos públicos. También radica en que de dicha confianza depende el éxito de los programas sociales gubernamentales y su contribución al desarrollo social y económico del país.

El programa Pensión 65 nació con el objetivo de ayudar a los adultos mayores vulnerables con una transferencia mensual de S/ 125. El mecanismo de transmisión mediante el cual influye en la confianza en el Gobierno funciona así: (i) el individuo observa que en su hogar o distrito las personas adultas mayores vulnerables reciben apoyo financiero del Estado; (ii) dada la teoría económica de «a mayor ingreso, mayor bienestar», este apoyo financiero gubernamental reduce la desigualdad de ingresos y mejora el bienestar de los adultos mayores y de sus hogares; por tanto, (iii) la ayuda brindada por Pensión 65 mejora la situación de los más necesitados y mejora su entorno; en consecuencia, (iv) la confianza de los jefes de los hogares beneficiados en el Gobierno nacional mejora, porque perciben que el Gobierno utiliza eficazmente los recursos públicos atendiendo las necesidades de los ciudadanos.

El análisis econométrico realizado verifica la existencia de un impacto *spillover* positivo y significativo de Pensión 65 sobre la confianza en el Gobierno nacional en los distritos atendidos por el programa. Esta relación positiva se sustenta en la mejora tanto del bienestar de los beneficiarios de Pensión 65 como en la valoración del Gobierno por parte de la población, al observar que las personas necesitadas de su distrito reciben un ingreso y mejora su calidad de vida.

También se encontraron efectos heterogéneos para distritos urbanos o rurales y a nivel de región geográfica. El efecto de la variable proporción de beneficiarios de Pensión 65 en la confianza en el Gobierno nacional es positivo y significativo en distritos tanto de zonas urbanas como de zonas rurales, pero es mayor en los primeros, debido a que allí el efecto *spillover* tiene un mayor alcance. Y dicha variable tiene, asimismo, un impacto positivo y significativo sobre la confianza en el Gobierno nacional en distritos de la Costa y de la Sierra. Pero el efecto en distritos de la Selva, aunque positivo, no es significativo, por lo que su verificación es incierta en este caso.

Como prueba de robustez, se creó una variable dicotómica compuesta referida a los tres poderes del Estado, donde 0 es que el hogar no confía en ningún poder y 1 es que confía en uno, dos o los tres poderes, y se encontró que el aumento de la proporción de beneficiarios de Pensión 65 mantiene una relación positiva, significativa y consistente con la confianza en el Gobierno nacional, cuando esta confianza es medida mediante la mencionada variable compuesta. Esta estimación se realizó debido a las limitaciones de la variable de confianza en el Gobierno nacional señaladas en la sección sobre la literatura especializada.

6. Referencias

- Abramson, P. R., & Finifter, A. W. (1981). On the meaning of political trust: New evidence from items introduced in 1978. *American Journal of Political Science*, 25(2), 297-307.
- Apeim (Asociación Peruana de Empresas de Inteligencia de Mercados). (2016). *Distribución del gasto según NSE 2015 – Perú (Urbano, Rural)*. Lima. Recuperado de <http://apeim.com.pe/wp-content/uploads/2019/11/APEIM-NSE-2016.pdf>
- APS (Autoridad de Fiscalización y Control de Pensiones y Seguros). (2018). Requisitos Renta Dignidad. La Paz, Bolivia. Recuperado de <https://www.aps.gob.bo/atencion-al-ciudadano/renta-dignidad/requisitos>
- Baker, A. (2008). State government performance and citizen trust. En *2008 Annual Meeting of the American Political Science Association (APSA)*, 28-31 de agosto, Boston, MA.
- Bakker, L., & Dekker, K. (2012). Social trust in urban neighbourhoods: The effect of relative ethnic group position. *Urban Studies*, 49(10), 2031-2047. <https://doi.org/10.1177/0042098011422577>
- Barrientos, A. (2003). *What is the impact of non-contributory pensions on poverty? Estimates from Brazil and South Africa*. Chronic Poverty Research Center Working Paper 33. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1754420>
- Barrientos, A., & Lloyd-Sherlock, P. (2002). *Non-contributory pensions and social protection*. Issues in Social Protection, Discussion Paper 12. Ginebra: International Labour Organization. Recuperado de https://www.ilo.org/public/libdoc/ilo/2003/103B09_513_engl.pdf
- Beltrán, A. (2017). Panel data. En *Curso Econometría*. Lima: Universidad del Pacífico.
- Beramendi, M., Delfino, G., & Zubieta, E. (2016). Confianza institucional y social: una relación insoslayable. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(1), 2286-2301. [https://doi.org/10.1016/S2007-4719\(16\)30050-3](https://doi.org/10.1016/S2007-4719(16)30050-3)
- Berniell, I., De la Mata, D., & Pinto, M. (2017). *The impact of a permanent income shock on the situation of women in the household: The case of a pension reform in Argentina*. Cedlas Documento de Trabajo 218. Buenos Aires: Universidad Nacional de la Plata. Recuperado de https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/doc_cedlas218.pdf
- Bertrand, M., Mullainathan, S., & Miller, D. (2003). Public policy and extended families: Evidence from pensions in South Africa. *World Bank Economic Review*, 17(1), 27-50.
- Borella-Mas, M. A., Bosch, M., & Sartarelli, M. (2016). *Non-contributory pensions number-gender effects on poverty and household decisions*. Working Papers, Serie AD 2016-02. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Recuperado de <http://web2011.ivie.es/downloads/docs/wpasad/wpasad-2016-02.pdf>
- Bosch, M., & Guajardo, J. (2012). *Labor market impacts of non-contributory pensions: The case of Argentina's moratorium*. IDB Working Paper Series 366. Washington D. C.: IDB – Labor Markets and Social Security Unit.
- Carvalho, F. (2008). Old age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil. *Journal of Development Economics*, 86(1), 129-146.

- Cepal (Comisión Económica para América Latina). (2018). *La inserción laboral de las personas mayores: necesidades y opciones*. Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe 18. Santiago, Chile: Cepal, OIT. Recuperado de <https://www.cepal.org/es/publicaciones/43603>
- Clark, F., Durán, F., Mendoza, W., Morón, E., Arnillas, F., Picado, G., Rostagno, M., & Sánchez, C. (2009). *Envejecimiento con dignidad: pensiones no contributivas para reducir la pobreza en el Perú*. Lima: Cáritas del Perú, UNFPA, MCLCP, OIT-Andina. Recuperado de <http://www.unfpa.org.pe/publicaciones/publicacionesperu/OIT-UNFPA-Pensiones-no-Contributivas.pdf>
- CPI (Compañía Peruana de Estudios de Mercados y Opinión Pública). (2018). *Estudio de opinión pública a nivel nacional urbano y rural*. Lima. Recuperado de <http://www.cpi.pe/banco.html>
- Crabtree, J. (2010). Democracy without parties? Some lessons from Peru. *Journal of Latin American Studies*, 42(2), 357-382.
- Drazen, A. (2000). *Political economy in macroeconomics*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.
- Feldman, S. (1983). The measurement and meaning of trust in government. *Political Methodology*, 9(3), 341-354.
- Félix, H. (Agosto de 2011). *Blog de la Presidencia*. Presidencia de la República. Recuperado de <http://calderon.presidencia.gob.mx/tag/70-y-mas/>
- FMI (Fondo Monetario Internacional). (2017). *Informe anual del FMI 2017 – Promover el crecimiento inclusivo*. Washington D. C.: FMI. Recuperado de <https://www.imf.org/external/pubs/ft/ar/2017/eng/assets/languages/IMF-AR17-Spanish.pdf>
- FSP (Fondo de Solidaridad Pensional). (2018). *Colombia Mayor*. Bogotá, Colombia. Recuperado de <https://prosperidadsocial.gov.co/colombia-mayor/>
- Galiani, S., & Gertler, P. (2012). *Primer seguimiento a la evaluación de impacto del Programa de Atención a Adultos Mayores de 70 años y más en zonas rurales (Programa 70 y Más)*. México: Secretaría de Desarrollo Social.
- Galiani, S., Gertler, P., & Bando, R. (2014). *Non-contributory pensions*. IDB Working Paper Series 517. Washington D. C.: IDB – Office of Strategic Planning and Development.
- Gertler, P., & Galiani, S. (2016). *Evaluación de impacto del programa Pensión 65: nueva evidencia causal de las pensiones no contributivas en Perú*. Lima: Ministerio de Economía y Finanzas del Perú. Recuperado de https://www.mef.gob.pe/contenidos/presu_publico/ppr/eval_indep/informe_resultados_pension65.pdf
- Gobierno del Perú. (2018). *Organización del Estado*. Recuperado de http://www.peru.gob.pe/directorio/pep_directorio_gobierno.asp
- Gondim Teixeira, C. (2010a). *A heterogeneity analysis of the Bolsa Família Programme effect on men and women's work supply*. Working Paper 61. Brasília: International Policy Centre for Inclusive Growth. Recuperado de <https://ipicg.org/publication/26907>

- Gondim Teixeira, C. (2010b). ¿Cuál es el *impacto de las transferencias monetarias sobre la oferta de mano de obra*? One Pager 85. Brasilia: International Policy Centre for Inclusive Growth. Recuperado de <https://ipcig.org/publication/26870>
- Gonzales de la Vega, A., Quintanilla, A., & Tajonar, M. (2010). Confianza en las instituciones políticas mexicanas: ¿capital social, valores culturales o desempeño? En A. Moreno (Ed.), *La confianza en las instituciones. México en perspectiva* (pp. 63-99). Ciudad de México: Centro de Estudios Sociales y de Opinión Pública.
- HelpAge. (2018). *The HelpAge global network*. Recuperado de <https://www.helpage.org/>
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2013). Características de los hogares y la población. En *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 2013* (pp. 55-71). Lima. Recuperado de https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1151/pdf/cap001.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2017). *Ficha técnica 2017*. Lima. Recuperado de: <https://doi.org/10.1158/0008-5472.SABCS12-S5-3>
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (Marzo de 2018a). *Situación de la población adulta mayor*. Informe Técnico 1. Lima. Recuperado de https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/boletines/01-informe-tecnico-n01_adulto-oct-nov-dic2017.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (Abril de 2018b). *Evolución de la pobreza monetaria 2007-2017. Informe técnico*. Lima. Recuperado de https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1533/libro.pdf
- Jorge, J. E. (2006). La confianza interpersonal en Argentina. *Question/Cuestión*, 1(12). Recuperado de <https://perio.unlp.edu.ar/ojs/index.php/question/article/view/268>
- Mankiw, G. (2010). *Principios de Economía* (5.ª ed.). México D. F: Cengage Learning. Recuperado de <http://latinoamerica.cengage.com>
- Midis (Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social). (2018). *Pensión 65*. Lima. Recuperado de <https://www.pension65.gob.pe>
- OECD (Organization for Economic Co-operation and Development). (2017). *Trust and public policy: How better governance can help rebuild public trust*. París: OECD Public Governance Reviews. Recuperado de <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/9789264268920-en.pdf>
- Paredes, R. P. (2010). *La pobreza y su dinámica en el sur del Perú*. Lima: CIES (Consorcio de Investigación Económica y Social). Recuperado de https://www.cies.org.pe/sites/default/files/investigaciones/pobreza_y_su_dinamica_en_el_sur_del_peru.pdf
- Pew Research Center. (14 de diciembre de 2017). *Public trust in government: 1958-2017*. Recuperado de <http://www.people-press.org/2017/12/14/public-trust-in-government-1958-2017/>
- Pfutz, T., & Rodríguez-Castelán, C. (2015). *Can a small social pension promote labor force participation? Evidence from the Colombia Mayor Program*. World Bank Policy Research Working Paper 7516. Washington D. C.: The World Bank.

- Sedesol (Secretaría de Desarrollo Social). (2018). *Programas sociales – Pensión para adultos mayores*. México D. F. Recuperado de http://www.inapam.gob.mx/es/SEDESOL/Informacion_del_Programa_Programa_70
- Tan, S., & Tambyah, S. (2011). Generalized trust and trust in institutions in Confucian Asia. *Social Indicators Research*, 103, 357-377.
- Torres, J., & Salinas, C. (2016). *Impacto laboral potencial del acceso a Pensión 65: un primer análisis*. Lima: CIES. Recuperado de https://cies.org.pe/sites/default/files/investigaciones/informe_final_impacto_laboral_pension_65_up_2016.pdf

Do large oil spills have effects on labor outcomes? The Peruvian case^(*)

Carla Srebot Roeder
Yulia Valdivia Rivera

1. Introduction

A black elephant dwells in northern Peru and it is darkening the lives of people around it over time. In 1972, the Peruvian Government commissioned the state-owned oil company Petroperu to carry out the studies required for the construction of the Norperuano oil pipeline (Oleoducto Norperuano, ONP). Four decades later, the pipeline is synonymous with uncertainty. Limited maintenance work has triggered several oil spills throughout the Peruvian Amazon (Alayo, 2016). Indeed, the Environmental Assessment and Enforcement Agency (Organismo de Evaluación y Fiscalización Ambiental, OEFA) reported forty-two spills in fourteen districts during the period 2011–2018.

The spills potentially affected as many as 526 thousand inhabitants across the five regions, twenty-three districts, and 2,037 settlements through which the ONP passes. These negative impacts may have been exacerbated by two main factors: (i) direct exposure to potentially contaminated natural resources in rural areas; and (ii) the high percentage of the economically active population who are engaged in farming and fishing in these regions.

Crude oil spills have severe consequences for health and welfare. For instance, after a spill into the community of Cuninico in 2014, the Ministry of Health found that 51% of the population exhibited urine mercury levels

^(*) This paper is a summarized and edited version of the research document with the same title approved in June 2018. Its authors are grateful to their advisor, Professor Alberto Chong, for his invaluable guidance, as well as to the reviewers, professors Noelia Bernal and Juan Francisco Castro, for their comments and suggestions.

above the reference range, while 17% presented a urine cadmium level above the reference range (MINSA, 2016). High levels of mercury and cadmium severely increased the vulnerability of affected individuals to numerous diseases, such as diarrhea, allergic dermatitis, pharyngitis, and bronchitis (OEFA, 2016). In addition, 2,358 barrels of crude oil were spilled into the district of Urañas in 2018, affecting 87,000m² of Amazonian soil and contaminating the river where inhabitants carry out their subsistence activities (e.g. fishing, hunting) (OEFA, 2016). In 2016, the OEFA reported that these spills affected more than 3 thousand people; caused losses of crops (cacao), flora, and fauna; and damaged farming infrastructure. Thus, not only has the local community become more vulnerable to certain diseases, but their incomes may also have been reduced due to their main economic resources being marred by the oil.

Because of the environmental wreckage caused by these spills, many of the affected individuals were forced to leave their home and relocate to new areas. However, relocation may not always be plausible given transaction and moving costs (Cameron & McConnaha, 2006). Therefore, several affected households had to remain in the damaged areas and bear the costs of contamination of their main resources and production factors. In some cases, this prompted the inhabitants who stayed to change economic activity as a risk-coping strategy.

In this paper we analyze whether oil spills from the ONP have had an impact on labor outcomes. We focus on the four largest spills that took place during the 2011–2017 period and examine their immediate effects—up to one year after the event occurred—on labor indicators. These include real hourly wage, share of population employed in traditional primary activities (i.e. farming, hunting, fishing), unemployment, adequate employment, visible underemployment, and invisible underemployment. These variables are relevant due to the potential impact of spills on health, life conditions, productivity, and displacement decisions. To address this research objective, we approach oil spills as a natural experiment: the measured treatment effects are driven by random failures in the ONP and not by the inhabitants of the treated or control areas. The empirical analysis is based on a difference-in-differences method, which is valid under the assumption that in the absence of the spill, the trend of labor outcomes between the treatment and control groups would have been the same.

Our main findings are that, since the occurrence of the four spills, individuals who live close to the affected areas earn 1.31 soles more per hour than individuals who reside farther away, and also are 3.19 percentage points less likely to continue working in the aforementioned traditional activities.

In addition, we analyze the possibility that the effects of oil spills may be heterogeneous along different levels of wealth.

We coincide with the findings of previous empirical studies, and add to this specialized literature by providing the first evidence about the impact that oil spills from the ONP have on labor outcomes, as well as revealing that oil spills generate a “recovery boom” in non-primary sectors. This is relevant because most of the existing literature has centered on the impact of spills on urban areas, overlooking the mechanism by which oil spills affect labor outcomes of people engaged in traditional rural activities. Given that individuals who reside in the regions that the ONP traverses are primarily employed in such activities, the implications of our findings may be a useful contribution to economic policy. In this sense, policies can be oriented to facilitating the relocation of affected individuals to those activities that are benefited by the boom, thus improving their labor income and well-being.

The remainder of this paper is organized as follows. In Section 2 we summarize the relevant literature on oil spills, natural disasters, and ensuing job displacement. In Section 3 we outline our theoretical framework. In Sections 4 and 5 we describe the data used and empirical strategy followed, respectively. In Section 6 we present the main results and robustness checks. Finally, in Section 7 we conclude.

2. Literature Review

The literature on the impact of oil spills has been motivated by the occurrence of several such events since the 1970s. The particularities of these events has allowed academics to use different empirical approaches as part of their research. With regard to the economic impact of oil spills, White and Molloy (2003) studied the following determinants of oil spill costs: type of oil, location, weather and sea conditions, quantity of oil spilled and rate of spillage, season of the year, and clean-up effectiveness. They found that such costs increase sharply if there are populated areas close to the spill. Hansen, Benson, and Hagen (2006) used a hedonic housing price methodology in which they took one mile as a sufficient distance to capture the perceived risk effect of rupture in the case of the Olympic Pipeline in Bellingham, Washington. They found that five years after the incident, proximity to the pipeline had a significant negative effect on house prices, and concluded that the mechanism at play was the increase of perceived risk as a consequence of the rupture. Previously, Cohen (1995) studied the economic losses that resulted from the Exxon Valdez oil spill, considering it a technological disaster (a combination of

human error and mechanical malfunction). She found that the compensation paid by Exxon for economic injuries and for the employment of residents in clean-up efforts exceeded the economic losses caused by the spill's negative impact on fishing products. Similarly, Loureiro and Alló (2013) found that the extent of the oil spill had a significant positive effect on claims for damages and on the compensation received by the affected population, using OLS and Tobit methods in both cases.

As regards the impact of oil spills on labor market outcomes, empirical studies are rather scarce. One exception is Aldy (2014), who found that the Deepwater Horizon explosion in 2010 had a positive effect on employment and wages in the Gulf Coast region in the short run, based on a difference-in-differences approach. Aldy noted that the explosion caused a positive labor demand shock because of the clean-up efforts. This increased wages for local workers, including those who in-migrated because of the positive shock. But relevant guidance is also provided by academic literature on other adverse events, such as hurricanes, earthquakes, and droughts. Deryugina, Kawano, and Levitt (2014) studied the long-term economic impact of the Hurricane Katrina on its victims using evidence on individual tax returns. To define the counterfactual of the Katrina victims, they used the propensity score weighting technique to find comparable cities to New Orleans. Their results indicated a transitory negative impact on wages, employment, and household income that could be reverted after a few years. They concluded that dislocation is unlikely to be important for analyzing the costs of a negative event such as this. Groen and Polivka (2008) measured the effect of Hurricane Katrina on the labor outcomes of evacuees. While those who returned to their pre-Katrina areas had to cope with extensive damage to their homes and public infrastructure, those who did not return had to deal with unfamiliar labor markets and loss of their social networks. In particular, differences in housing damage explained approximately 63% of the difference in the unemployment rate between the two groups, in favor of those who did not return.

As for long-term effects, Carter, Little, Mogues and Negatu (2007) studied those of two natural disasters: the three-year drought of the late 1990s in Ethiopia and Hurricane Mitch in Honduras in 1998. Their study found that wealthy households were able to partially recover their pre-disaster level of assets, whereas the poorest experienced a longer period of deprivation and never recovered their previous level of capital. This led the authors to conclude that environmental shocks can be especially harrowing for those with lower income levels and can result in immediate increases in poverty. Along similar

lines, Black, Arnell, Adger, Thomas and Geddes (2012) found that the poorest are more vulnerable to natural hazards and are also less able to be relocated. They suggested that in the face of extreme environmental events, the ability to relocate is correlated with “wealth,” level of capital (financial, human, social), the availability of places to go, and fear of what would happen to property and assets left behind. Morrow-Jones and Morrow-Jones (1991) studied the recovery of movers who attribute their relocation to a natural disaster, proposing that temporary shocks became permanent for less-wealthy households due to decreased access to internal or external resources. In turn, Sawada and Shimizutani (2008) explained how natural hazards affect the income of those working in agriculture and related activities. Hazards, such as severe droughts and hurricanes, destroy crops and livestock, which are the sources of income for most farmers. These authors identified the two possible household risk-coping strategies as responses to natural disasters: (i) households change the quality and composition of expenditures by reducing unnecessary expenditures, or (ii) households use credit to smooth consumption. In either case, the existence of credit constraints has significant negative effects on risk-coping capacities among poor households.

Because of the high prevalence of household self-employment in Peruvian rural livelihoods, access to credit is limited (Laszlo, 2008). Therefore, the aforementioned risk coping strategies cannot be applied. This elucidates the potential constraints Peruvian rural households may have faced as a result of oil spills destroying natural resources and, in turn, their possible shifts to different economic activities. In the academic literature, this is known as job displacement. Kletzer (1998) stated that the reasons behind earnings losses due to job displacement are complex and involve theories of human capital and wage determination, given that losses of job-specific human capital and even permanent wage reduction are potentially implied. Moreover, the author proposed that because of the costs of displacement, displaced workers typically earn less in their post-displacement job than in their previous job. Likewise, workers who are reemployed in a different industry may have lower wages than those who regain employment in the same or similar industry.

In sum, the academic literature related to oil spills and their impact on labor market outcomes, which is primarily focused on urban areas, suggests that compensation for the affected population as well as remuneration for clean-up efforts exceed the negative effect of the adverse event. However, according to the academic literature on natural disasters, such events trigger higher rates of relocation and job displacement, respectively, in areas with

a higher level of housing damage and high dependence on environmental resources. This explains the focus of our research. Because oil spills from the ONP have primarily affected populations in rural areas who generally base their income on natural resources and face credit constraints, we attempt to measure the impact of these oil spills on labor market outcomes and on inducing changes of economic activity. Since these effects on rural areas have not been studied before, our evidence makes an important contribution to the academic literature.

3. Analytical Framework

Oil spills, like other adverse events, differ in their economic impact. Populations of affected areas usually receive compensation and humanitarian aid in goods and chattels, and/or benefit from an increase in labor demand for clean-up efforts. As a result, households may experience a positive impact on their welfare. On the other hand, individuals affected by the loss of natural resources, public infrastructure, social networks, and household assets may suffer a negative impact on income and employment despite receiving compensation and aid. This gives rise to the following question: how do oil spills from the ONP impact the labor outcomes of the nearby population? In particular, three mechanisms are worth highlighting.

The first mechanism is related to the reduction in labor productivity due to an increase in vulnerability to diseases because of contamination of natural resources. The OEFA has reported that crude oil spills have caused extensive damage to nearby rivers, land, and field crops. Indeed, Peru's National Fisheries Health Agency (Organismo Nacional de Sanidad Pesquera, SANIPES) found that a vast number of fish had died in the Morona River after a spill, and that these fish were not suitable for human consumption due to their high levels of mercury and cadmium (Produce, 2016). Likewise, the contamination of two regionally important rivers (Pastaza and Utcubamba) and the National Reserve of Pacaya Samiria by a crude oil spill in 2013 severely increased the vulnerability of surrounding communities to several diseases, such as diarrhea, headaches, vomits, hives, allergic dermatitis, pharyngitis, bronchitis, and gastroenteritis (OEFA, 2016). This rise in diseases caused a decrease in working days and, consequently, in productivity, resulting in a negative impact on both the rate of employment and labor income.

The second mechanism relates to the reduced efficiency of production factors due to the deterioration of the ecosystem near the spills. Oil spills cause losses of fauna and flora in rivers and on land, as well as damage to farming

infrastructure (OEFA, 2016). Furthermore, not only do oil spills destroy current agricultural and fishing production, but they also decrease crop yields, potential arable land, and fish growth rates. Thus, we can see how oil spills can potentially reduce the productivity of the production factors. This can bring about a decline in earnings as a result of large job losses in traditional agricultural and fishing activities.

The third mechanism is connected with increased job displacement caused by the deterioration of natural resources. This is because households near the ONP are reliant on these resources for most of their income; approximately 45% of the economically active population in the ONP regions are engaged in traditional fishing and agricultural work (INEI, 2017). This mechanism is reinforced by limited access to credit (Laszlo, 2008), which entails a paucity of risk-coping strategies (Carter et al., 2007). Oil spills significantly increase labor risk perception, which engenders changes of economic activity. In this regard, the level of destruction caused by spills to natural resources and production inputs determines whether or not workers change economic activity. Since oil leaks trigger extensive damage to natural resources and physical capital, workers in economic sectors that exhibit the greatest production losses may move to another activity as a risk-coping strategy. And because job displacement entails losses of job-specific human capital and a risk of lower wages (Kletzer, 1998), affected (displaced) farmers may also experience a decline in employment and earnings.

Although the academic literature suggests that job displacement can potentially have a negative effect on labor outcomes, the final result will depend on the income level of displaced individuals; indeed, the earnings of some individuals may increase after an oil spill. There are two possible explanations for this outcome. First, according to Chang, Stone, Demes, and Piscitelly (2014), after recovery from a natural disaster, the short-term increases in spending can create a “recovery boom” that benefits individuals who changed from the aforementioned traditional activities to others such as tourism and retail. Second, the earnings of the individuals affected by the spill could reflect positive relocation. That is, those who change sector can achieve income increases because the average wage in this new sector is higher than in the previous one. In northern Peru, wages received for non-primary activities are, on average, double those of primary activities (INEI, 2017).¹

¹ This takes into account the income of workers from Cajamarca, Lambayeque, Piura, Amazonas and Loreto, following the methodology of the National Institute of Statistics and Informatics (Instituto Nacional de Estadística e Informática, INEI).

Furthermore, some communities within the areas affected by spills have received humanitarian aid, which may have had a positive impact on their welfare. In addition, Petroperú has hired local workers to clean up and decontaminate the areas affected by the spill. The company stated that it has paid 40 soles per day for cleaning up oil (Petroperú, n.d.). This has brought about a temporary increase in labor income, as well as a reduction in the unemployment rate among the affected population.

In the light of this pool of potential mechanisms and their negative or positive effects on labor outcomes, our hypothesis poses that the impact of the ONP oil spills on labor outcomes will be negative, and that their effect on changing economic activities will be positive. Therefore, we assume that given the magnitude of the spills, their negative impact on income and change of economic activity will have exceeded the effects of temporary job remuneration and humanitarian aid.

4. Data and Sample

Our empirical analysis combines data from the National Household Survey (Encuesta Nacional de Hogares, ENAHO), a nationally representative annual survey of household living conditions conducted by INEI, with data on oil spills from OEFA and the Supervisory Agency for Investment in Energy and Mining (Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería, OSIN-ERGMIN). We focus on data covering the following regions through which the ONP passes: Piura, Cajamarca, Amazonas, Loreto, and Lambayeque. The outcome variables are all related to the labor market, the main one being labor income.

ENAHO contains measurable information on household demographic, social, economic, and geo-referenced (based on the latitude and longitude coordinates system) features. Our empirical analysis used this database of successive cross-sections from 2007 to 2017. To quantify the impact of oil spills on labor outcomes, we take into account six dependent variables, also constructed from ENAHO: real hourly wage, share of population employed in traditional primary activities, unemployment rate, adequate employment, visible underemployment (or underemployment due to insufficient work hours) and invisible underemployment (or underemployment due to insufficient income). As control variables, we utilize socio-demographic and socio-economic characteristics both at individual and household levels and again sourced from ENAHO. We present the descriptive statistics of these variables in Table 1.

Table 1
Descriptive Statistics

	Mean		
	Treatment	Control	Difference
% Male	34.280 (0.544)	35.215 (1.473)	-0.934 (1.445)
Average age	0.524 (0.016)	0.542 (0.006)	-0.017 (0.016)
Average years of education	6.783 (0.284)	6.708 (0.268)	0.075 (0.364)
Average hourly wage	4.308 (0.210)	4.699 (0.337)	-0.391 (0.410)
% Unemployment	0.157 (0.013)	0.136 (0.013)	0.021 (0.015)
% Farm activities	0.980 (0.010)	0.976 (0.016)	0.003 (0.018)
% Born in district	0.831 (0.038)	0.774 (0.097)	0.057 (0.095)
% Poor	0.385 (0.036)	0.354 (0.023)	0.032 (0.036)
% Extreme poor	0.269 (0.054)	0.292 (0.065)	-0.023 (0.089)
% Access to electricity	0.239 (0.076)	0.259 (0.113)	-0.020 (0.122)
% Access to piped water	0.134 (0.037)	0.308 (0.120)	-0.174 (0.125)
% Rural	0.160 (0.053)	0.194 (0.082)	-0.034 (0.110)
Average number of household members	6.399 (0.141)	6.090 (0.481)	0.309 (0.456)
Average number of income earners	2.258 (0.095)	2.344 (0.111)	-0.086 (0.169)

Average distance to the closest spill	0.003 (0.003)	0.002 (0.001)	0.001 (0.003)
% Mining	0.017 (0.005)	0.024 (0.013)	-0.007 (0.013)
% Industry	0.013 (0.004)	0.012 (0.004)	0.002 (0.006)
% Construction	0.052 (0.017)	0.065 (0.022)	-0.013 (0.026)
% Commerce	0.007 (0.002)	0.005 (0.002)	0.001 (0.003)
% Services	0.029 (0.006)	0.017 (0.005)	0.011 (0.008)
% Health	0.019 (0.008)	0.015 (0.006)	0.003 (0.010)
% Education	0.012 (0.003)	0.008 (0.004)	0.004 (0.005)
% Public	36.527 (11.571)	94.284 (38.996)	-57.757 (33.525)

Notes. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Standard errors in parentheses. The mean and its standard error are clustered by district, taking into account an initial radius scale parameter of 400. Real monthly salary, poverty line, and extreme poverty line are measured in soles.

We used our second data source, from OEFA and OSINERGMIN, to create a database that includes the following information about oil spills that occurred between 2011 and 2016: location, number of spilled barrels, date, cause, and area affected in square meters. From this database, we restricted our study sample to the fourteen spills that were caused only by events attributable to ONP operational problems (such as corrosion, lack of maintenance, and repair failures), since spills triggered or caused by third parties could skew our results due to an endogeneity problem. In this sample, we focused on the four largest spills, which span a total affected area of at least 31,000 m², and, in order to define an impact radius centered at the exact location of the spills, we transformed the latitude and longitude location data used in ENAHO to the World Geodesic System 84 (WGS84). Because this conversion depends on the Global Positioning System (GPS) zone in which every household is located, we were able to calculate the geodesic distance from each household to each of the four oil spills.

To define the treatment group for each spill, we created an impact radius centered at the exact location of the spill that generates an area equivalent to the affected area in squared meters provided by the OEFA (2017) and OSINERGMIN (2017). Thus, the households located within this area formed part of the treatment group. A concern regarding this procedure is the size of the treatment groups, given the small area affected by these spills. For example, the spill that occurred in Morona, Loreto in 2016, had the largest affected area, with an impact radius of 1.26 kilometers. We addressed this problem by rescaling the impact radius of each spill by multiples of ten (from ten to 500). We consider this appropriate for two main reasons: (i) the area provided by the OEFA and OSINERGMIN is based on the number of spilled barrels and the direct impact of oil spills on natural resources and health; (ii) we are unable to determine whether the effect of spills on labor outcomes is restricted to households located within the directly affected area. Hence, the treatment group comprises all individuals whose households are located within these rescaled thresholds.

To define the control group, we also constructed a radius based on the affected area information taken from OEFA (2017) and OSINERGMIN (2017). For simplicity, we fixed the control area generated from this radius as equal in size to the area of the treatment group. Consequently, the control group is made up of those individuals who have not been affected by any spill and who dwell outside the treatment area, within an area of the same size as the treatment group.

The criterion for choosing the rescaled impact radius is the balance between covariate variables across the sample for the treatment definition. To ensure this balance, we take into account the number of individuals and the statistical comparison, between both the treatment and control groups. Table 1 above presents the treatment–control balance for an initial radius scale parameter of 400, which generates the most balanced sample. Only the average distance to the closest spill is statistically significant, which can be explained by the treatment definition itself and not by a systematic imbalance. These results suggest that the chosen radius guarantees the success of the treatment definition process, as both the treatment and control groups are statistically identical.

5. Empirical Strategy

Our strategy takes advantage of the fact that there were several oil spills in different locations along the ONP, at different times during the period 2011–2016. The identification strategy is a difference-in-differences procedure

that uses the occurrence of oil spills as a treatment and compares individuals located close to spills to individuals farther away. The validity of this empirical strategy relies on the assumption that the effect of spills declines with distance, and that the evolution of outcomes in areas far and close to an oil spill location would have been similar in its absence.

For this identification strategy to be valid, we need the following three conditions to hold: (i) *Households within the treatment areas were indeed affected by the spill*. The plausibility of this condition relies on our use of pre-spill and post-spill data about the residents of affected and unaffected areas to control for economy-wide changes in the labor market before and after each event. (ii) *The measured treatment effects are driven by random failures in the ONP and not by the people in the treated or control areas*. To avoid a potential source of endogeneity, we only take into account crude oil spills that were caused by random breakdowns. (iii) *There was no selective spatial sorting across treatment areas*. This condition is plausible because, according to Petroperu, the pipeline is strategically located in northern Peru and its precise location is confidential. Thus, it can be assumed that if individuals decided to live near the pipeline, they did so without knowing its location before moving.

To estimate the effect of oil spills on labor outcomes (e.g. real hourly wage), we implemented a difference-in-differences strategy using regressions of the form:

$$(1) \quad y_{ijt} = X_{ijt}\beta + \mu_j + \lambda_t + \gamma(\text{Time}_{jt} \times \text{Treat}_{ij}) + \varepsilon_{ijt}$$

where y_{ijt} is the labor indicator of individual i in area j in year t , with t ranging from 2011 to 2017; Treat_{ij} distinguishes observations in the treatment group of area j from those in the control group of the same area; Time_{jt} is a dummy equal to 1 if area j had an oil spill prior to year t ; X_{ijt} is a set of time-varying controls at the level of individuals and “spills areas”; μ_j are “area” fixed effects and λ_t are year fixed effects. We also included district-specific time trends ρ_t to control for systematic trend differences between districts. This also controls for unobservable district-level factors evolving over time at a constant rate.

We also calculated the impact of oil spills on: (i) changes from the economic activity in which the individual was engaged before the spill (usually traditional farming, hunting, or fishing) to a different activity; (ii) unemployment rate; (iii) adequate employment rate; (iv) visible underemployment rate; and (v) invisible underemployment rate. For this purpose, we estimated the following linear probability model:

$$(2) \quad m_{ij} = X_{ijt}\beta + \gamma(\text{Time}_{jt} \times \text{Treat}_{ij}) + \mu_j + \lambda_t + \rho t + \varepsilon_{ijt}$$

where m_{ij} is equal to 1 if individual i in area j (i) changed to another economic activity after the spill, (ii) was unemployed, (iii) was “adequately” employed, (iv) was a visible under-employee, or (v) was an invisible under-employee; respectively.

In the two previous regressions, the coefficient of interest is γ . It is interpreted as the causal effect of being affected by an oil spill. Our identifying assumption is that, conditional on area and time fixed effects and time-varying controls X_{ijt} , the occurrence of oil spills is orthogonal to the error term. To this end, we estimated regressions by clustering standard errors at district level, allowing for within-district serial correlation in the errors terms. We also tested for the presence of heterogenous effects on the impact of oil spills according to socioeconomic status and estimate the following interacted specification:

$$(3) \quad m_{ij} = X_{ijt}\beta + \gamma(\text{Time}_{jt} \times \text{Treat}_{ij}) + \sum_2^5 \omega_k (\text{Time}_{jt} \times \text{Treat}_{ij} \times \text{Wealth}_{kijt}) + \mu_j + \lambda_t + \rho t + \varepsilon_{ijt}$$

where Wealth_{kijt} takes a value equal to one if the individual belongs to the “ k ” wealth quintile. The ω coefficients were estimated relative to the lowest wealth quintile—the omitted coefficient. For instance, the case $k = 2$ denotes the effect of oil spills on the labor outcomes of individuals in the second wealth quintile relative to the first one.

The key identifying assumption of the difference-in-differences estimator is that the outcome variable trends would have been the same in both groups (treatment and control) in the absence of spills. To investigate whether there are no differential trends between both groups, we estimated the following equation by allowing for leads and lags of the treatment:

$$(4) \quad y_{ijt} = \beta_0 + \sum_{k=-3}^1 \vartheta_k (\tau_{jt} = k) + X_{ijt}\beta + \mu_j + \lambda_t + \rho t + \varepsilon_{ijt}$$

where τ_{jt} takes a value equal to one when an observation is k years away from the year the spill took place. The case $\tau = 0$ denotes the immediate year after the occurrence of the spill. Note that k equal to -3 or 1 denotes, respectively, more than three years before or one year after the spill’s occurrence. A test of the differences-in-differences assumption is $\vartheta_k = 0 \forall k < 0$; i.e. the coefficients on all lags of the treatment should be zero. This implies that there are no significant differences in the outcome variable trends of treatment and control groups. We balanced the event study by including events in the data that occurred at least seven full years in the pre-spill period and one year in the post-spill period.

6. Analysis of Results

In this section, we report the main empirical results and discuss them in the light of the analytical framework explained in Section 3. Oil spills act as labor demand and supply shocks to the local economy and generate two effects. First, an increase in departure from primary farming and fishing activities driven by the massive destruction of their major input: natural resources. Second, spills can create a “recovery boom” that benefits certain economic sectors (e.g. health, mining, and services) and workers displaced from the aforementioned primary activities (Chang, Stone, Demes, & Piscitelly, 2014). The latter may lead to an increase in real wages or the employment rate.

Event study analysis illustrates the basic idea behind the identification strategy. Appendix Figures A.1.1 to A.1.6 show the results for the event study, indicating that there is no evidence of pre-existing trend differences in the labor outcomes (considering an initial radius scale parameter ranging of 400). The estimates in specification (4) are not statistically different from zero in the years before the spill occurred. Thus, the counterfactual trend behavior of the treatment and control groups are statistically the same and support the causal interpretation of the treatment effect on real hourly wage, participation in primary farming and fishing activities, and the unemployment rate.

Accordingly, the estimates indicate that oil spills lead to an increase in real hourly wages and a decrease in the share of population employed in primary farming and fishing activities. The results indicate that, *ceteris paribus*, a person living in an area in which an oil spill occurs is six percentage points less likely to work in the primary farming or fishing sector one year after the spill. The estimates also reveal that one year after the event, *ceteris paribus*, people located nearer to a spill location earn 2.83 additional soles per hour than the population farther away.

6.1 Effects Of Oil Spills On Labor Outcomes

Table 2 shows the main empirical results of our estimations under the difference-in-differences approach. In this table, we estimate Model (1) and Model (2) as linear probability models and cluster the standard errors by district. We also apply clustering by primary sampling unit (conglomerate) to allow for arbitrary autocorrelation within the cluster over time, and we find that our standard errors are smaller. Next, we report the more conservative standard errors—i.e. those clustered by districts. And Table 2 also reports the estimates

of γ , the parameter associated with the interaction of treatment and time variables—i.e. with the impact of spills.

Impact on real wages

Column 1 of Table 2 presents the estimate of the real hourly wage. To control for the fact that oil spills may be correlated with characteristics associated with higher income (e.g. whether the household is located in an area with access to drinking water and electricity), we include time-varying controls plus district and year fixed effects. The coefficient, which gauges the effect of oil spills (γ), is positive and significant at the five percent level. This suggests that oil spills are associated with an increase in real hourly wages for individuals close to its location, relative to individuals farther away.

Under the assumption that the evolution of real hourly wage in locations far from and close to a spill location would have been similar in its absence, we can interpret these results as evidence of a positive effect of oil spills on labor income. The magnitude of the effect is economically significant: *ceteris paribus*, an individual living in an area close to a spill location earns 1.31 soles more per hour than an individual who resides farther away, after the spill's occurrence.

Table 2
Impact of Oil Spills on Labor Outcomes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Hourly wage	Share of population employed in primary farming and fishing	Unemployment	Adequate employment	Visible underemployment	Invisible underemployment
Spills	1.3145** (0.5000)	-0.0319** (0.0141)	0.0072 (0.0108)	0.1101** (0.0363)	-0.0163 (0.0192)	-0.09163* (0.0413)
Mean of Dep. Var. (before)	4.2871	0.9764	0.1458	0.2049	0.0740	0.7130
R ²	0.1420	0.1927	0.0418	0.1607	0.0608	0.1179
Number of districts	10	11	11	11	11	11
Number of individuals	1,701	3,100	1,757	1,757	1,757	1,757
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Spill fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Standard errors in parentheses. Regressions include an initial radius scale parameter of 400. Standard errors are clustered at district level. All regressions include year and spill fixed effects. The full set of control variables at individual level includes: age, indicator for male gender, marital status (equal to one if the individual is married or cohabiting), number of years of education. Household controls include: number of household members, number of household income earners, indicator for household access to piped water, dummy for household access to electricity, and dummy for urban residence.

Impact on the employment rate in the farming and fishing sector

Column 2 of Table 2 contains the estimation results for the employment rate in the primary farming and fishing sector. We estimated model (2) as a linear probability model. As expected, the estimate of γ is negative and significant at the five percent level, suggesting that oil spills lead to a decrease in the probability of working in the farming and fishing sector in areas close to the spills, relative to areas farther away. *Ceteris paribus*, an individual living in an area close to the spill location is 3.19 percentage points less likely to work in the said sector after the occurrence of the spill. While the economic magnitude of the coefficients in the real hourly wage and the share of population employed in these traditional activities is not inconsiderable, we find no effect on the invisible underemployment rate (see column 6 of Table 2).

Next, we analyzed the possibility that the effects of oil spills may be *heterogeneous* along levels of wealth. In Table 3, we introduce interaction terms between spill impact (time variable multiplied by treatment) and the dummies of wealth quintiles (2-5). In all cases, we find that, after the spills, individuals living in wealthier households earn higher hourly wages and are less likely to work in the traditional farming and fishing sector than individuals in poorer households (who belong to the first wealth quintile—the omitted coefficient). For individuals in the second and third wealth quintiles, the estimates show that people located close to spills earn 3.26 soles and 3.04 soles more per hour, respectively, than those farther away in households in the first wealth quintile. The coefficient of the triple interaction is not statistically significant for the fourth and fifth wealth quintiles. As regards the likelihood of working in farming and fishing, column 2 of Table 3 shows that individuals with greater exposure to oil spills in wealthier households are less likely to work in said activities. The results are significant for the second, third, and fifth wealth quintiles. We find that living close to oil spill locations decreases the likelihood of working in these traditional activities by 56.8 percentage points for individuals in the wealthiest quintile, relative to the first one.

Table 3
Heterogeneous Effects by Levels of Wealth

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Hourly wage	Share of population employed in primary farming and fishing	Unemployment	Adequate employment	Visible underemployment	Invisible underemployment
Spills	-0.6434 (0.3955)	0.0338 (0.0275)	0.0031 (0.0177)	-0.001 (0.0388)	-0.0340 (0.0330)	-0.0160 (0.0405)
Spills x Second wealth quintile	3.2592** (1.0887)	-0.0789* (0.0424)	-0.0266 (0.0238)	0.0250 (0.1188)	0.0574 (0.0323)	-0.0659 (0.1045)
Spills x Third wealth quintile	3.0410* (1.4703)	-0.0390 (0.0296)	0.0339* (0.0158)	0.1070 (0.1019)	-0.0179 (0.0563)	-0.1613 (0.1124)
Spills x Fourth wealth quintile	1.7829 (1.7391)	-0.1671* (0.0857)	-0.0020 (0.0179)	-0.0472 (0.1186)	0.0654** (0.0268)	-0.0286 (0.1249)
Spills x Fifth wealth quintile	0.3105 (5.3340)	-0.5680** (0.1928)	-0.0729** (0.0298)	0.2140* (0.1015)	-0.0564 (0.0710)	-0.0757 (0.1123)
Second wealth quintile	2.1995*** (0.2976)	-0.0320** (0.0143)	0.0042 (0.0081)	0.2462*** (0.0260)	-0.0019 (0.0279)	-0.2102*** (0.0486)
Third wealth quintile	3.8910*** (0.3790)	-0.0295*** (0.0089)	-0.0033 (0.0055)	0.5266*** (0.0232)	-0.0255 (0.0324)	-0.3920*** (0.0510)
Fourth wealth quintile	6.3405*** (0.7963)	-0.1132** (0.0423)	-0.0212* (0.0099)	0.7595*** (0.0473)	-0.0439* (0.0212)	-0.5554*** (0.0568)

Fifth wealth quintile	11.3205*** (1.1581)	-0.0646 (0.1018)	-0.0266 (0.0154)	0.8874*** (0.0390)	-0.1128*** (0.0297)	-0.6169*** (0.0457)
R ²	0.3035	0.2764	0.0552	0.3932	0.0705	0.2890
Number of districts	11	11	11	11	11	11
Number of individuals	1,701	2,794	1,757	1,757	1,757	1,757
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Spill fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Standard errors in parentheses. Regressions include an initial radius scale parameter of 400. Standard errors are clustered at district level. All regressions include year and spill fixed effects. The full set of control variables at individual level includes: age, indicator for male gender, marital status (equal to one if the individual is married or cohabiting), number of years of education. Household controls include: number of household members, number of household income earners, indicator for household access to piped water, dummy for household access to electricity, dummy for urban residence, and indicators of wealth quintile of the household (second wealth quintile, third wealth quintile, fourth wealth quintile, fifth wealth quintile, base: first wealth quintile).

Possible Mechanisms

We have shown that ONP oil spills are associated with an increase in real labor income and a reduction in traditional farming and fishing employment in areas closer to the events. Here, we present two possible explanations for these results. First, as mentioned in Section 3, when an oil spill from the ONP takes place, Petroperu is the company responsible for the clean-up and decontamination operation. To this end, the company hires local workers from the affected districts and pays them 40 soles per day to clean up crude oil, for a period that depends on the number of spilled barrels. This oil-cleaning period, in the case of the spills we include in our sample—the four largest, from 2011 to 2016—has been at least three months on average. Thus, local workers hired as oil cleaners in treated areas received an income boost of 40 soles per day for at least three months after the spill.

Second, oil spills entail large losses in farming and fishing production, as mentioned in Section 3. This extensive damage to natural resources and physical capital generated a change from these forms of primary production to more productive sectors with higher wages. In this context, it is worth mentioning that natural disasters can create a recovery boom in non-primary sectors, which benefits displaced workers (Chang et al., 2014). The expanded labor demand increases wages in the affected areas, which may also explain why individuals close to spills experience an increase in their labor income in comparison to those farther away. We analyze the plausibility of this explanation by estimating Model (2) on employment rate by different sectors. The results of the estimated coefficient (γ) is shown in Table 4. The coefficients for the mining and services sectors are positive and significant at the one percent level. The estimates in the table show that, *ceteris paribus*, an oil spill increases the likelihood of working in services by 1.31 percent points and in mining by 0.72 percent points in areas close to the spills, relative to areas farther away. Hence, oil spills trigger a change from the farming and fishing sector and a relocation of work to the services and mining sector.

Table 4
The effect of Oil Spills in Employment by Sectors

	Sector								
	Farm	Mining	Industry	Commerce	Construction	Services	Health	Education	Public
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Spills	-0.0319** (0.0141)	0.0072*** (0.0022)	0.0110 (0.0140)	0.0197 (0.0205)	0.0190 (0.0143)	0.0131*** (0.0041)	0.0065 (0.0144)	-0.0073 (0.0144)	0.0080 (0.0074)
Mean of Dep. Var. (before)	0.9764	0.0027	0.0232	0.0605	0.0141	0.0068	0.0227	0.0182	0.0068
R ²	0.1927	0.0142	0.0492	0.0996	0.0369	0.0253	0.064	0.1263	0.0445
Number of districts	11	11	11	11	11	11	11	11	11
Number of individuals	3,100	3,100	3,100	3,100	3,100	3,100	3,100	3,100	3,100
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Spill fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Standard errors in parentheses; Regressions include an initial radius scale parameter of 400. Standard errors are clustered at district level. All regressions include year and spill fixed effects. The full set of control variables at individual level includes: age, indicator for male gender, marital status (equal to one if the individual is married or cohabiting), number years of education. Household controls include: number of household members, number of household income earners, indicator for household access to piped water, dummy for household access to electricity, and dummy for urban residence.

6.2 Robustness Checks

To test the robustness of our results, we varied our definition of treatment by changing the initial radius scale parameter. Appendix Figures A.2.1 to A.2.6 show the effects of the estimates of oil spills considering an initial radius scale parameter ranging from 350 to 500. It is important to note that the coefficient of γ keeps its sign and significance level when taking into account a radius close to 400 (390 or 410) which, as mentioned in Section 4, contains the most balanced sample. To the extent that the scale parameter is more distant from 400, the estimates of γ differ more from what we find in Section 6.1. This is not surprising, as the treatment and control regions are less similar because the samples are not as balanced as with a scale parameter of 400.

- **Selective Migration**

Migration is a foremost concern in our study because our sample is based on successive cross-sections and we cannot identify migrants, and so the observed increase in real hourly wages and the reduction in the farming and fishing employment rate may only be reflecting compositional changes in the labor force. Following Aragon and Rud (2013), we address this concern indirectly by evaluating whether or not oils spills have led to changes in the observable characteristics of the labor force in areas closer and farther from the spill's location. To this end, we focus on different measures of human capital. The indicators include: years of education, primary school completion, the individual's sex, and whether the individual was born in the district. In all cases, we estimated the baseline regression (1) with spill and year fixed effects as the only control variables. Table 5 shows the results. These address concerns about whether the increase in real hourly wages and the reduction in the farm employment rate are driven by migration of more productive workers or the out-migration of farmers to other regions.

Table 5
Changes to Characteristics of Labor Force

	Age	% Male	Years of Education	% Complete Primary	% Born in district
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Spills	-1.1054 (1.2936)	0.0353 (0.0272)	0.7769 (0.6379)	0.0531 (0.0564)	-0.0697 (0.0523)
R ²	0.0182	0.0026	0.0190	0.0159	0.0990
Number of districts	11	11	11	11	11
Number of individuals	3,642	3,642	3,634	3,634	3,642
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Spill fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	No	No	No	No	No

Notes. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Standard errors in parentheses. Regressions include an initial radius scale parameter of 400. Standard errors are clustered at district level. All regressions include year and spill fixed effects.

- **Placebo Tests: Randomization of Dates**

The key identification assumption underlying our approach is that oil spills in northern Peru arose from random failures of the ONP. We have made use of the exact timing of oil spills to verify that changes in labor outcomes occur after the occurrence of a spill in an area, not before it. Moreover, in order to check that the effects found are not spurious, we have also estimated Model (1) using placebo oil spill dates. Specifically, we tested for the potential impact of placebo (fake) dates for spills in the treated areas. Using a uniform distribution, for each spill, we randomly chose ten dates from the year before a spill's occurrence. The time indicator ($Time_{jt}$) of Model (1) is defined according to the placebo dates. That is, it takes value equal to one starting from the placebo date for spill j , or zero otherwise. Then, we estimated the same specification of Model (1) for each of the ten placebo dates. The results are displayed in Appendix Figures A.3.1 to A.3.6. These show that the coefficient of γ is not statistically different from zero, thus indicating that with placebo dates the oil spills have no significant effects.

7. Summary and Conclusions

Our empirical analysis finds that, after controlling for time-varying controls and for time-invariant district characteristics, oil spills lead to significantly higher hourly wage and a lower employment rate in traditional farming and fishing activities. These effects are stronger for individuals of higher socioeconomic status, as measured by household wealth. Furthermore, our analysis by economic sectors indicates that oil spills trigger a “boom recovery” in other activities such as services and mining, which expands their labor demand. This explains the mechanism behind the increase in wages and the reduction of employment in traditional farming and fishing.

To test the main assumption behind the empirical differences-in-differences strategy, we implement an event study analysis, which allows us to interpret the aforementioned results as the causal effect of how oil spills impact labor outcomes in northern Peru. Notably, our findings are quite robust. In fact, when we test for both the potential impact of placebo dates of oil spills in treated areas as well as of selective migration, we find no statistically significant effect, which further supports our main results and proves that these are not simply spurious correlations.

We believe that the implications of our findings will serve as a useful contribution to economic policy—not only because they provide strong evidence that can help settle the debate on the impact of oil spills on labor outcomes, but more importantly because they address concerns about who truly benefits from the boom recovery following an oil spill. Our findings emphasize that the poorer are more vulnerable to oil spills, as they face higher capital constraints and cannot relocate or move easily to an economic activity other than primary farming and fishing. Furthermore, as oil spills have represented a major social and economic concern since the increase in their frequency, we believe that our results can be useful not only in revealing the magnitude of the impact of spills but also, because of our geo-referenced research strategy, in helping policymakers to identify the affected population and implement effective post-event policies. In this sense, policies can be oriented to reassigning affected individuals to those activities that benefit from the boom, thus offering greater returns on work.

References

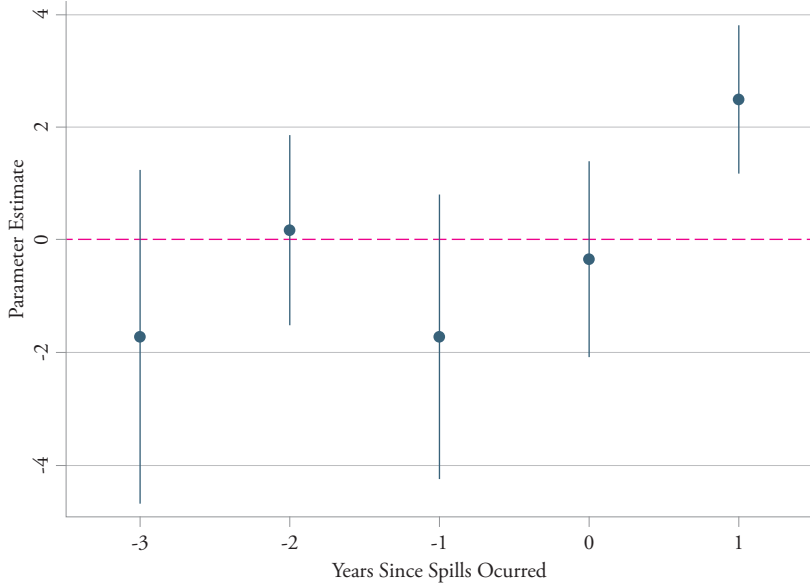
- Abascal, A., Castanedo, S., Medina, R., Losada, I. & Alvarez-Fanjul, E. (2009). Application of HF radar currents to oil spill modelling. *Marine Pollution Bulletin* 58, 238-248.
- Alayo, F. (2016). Oleoducto Norperuano: Un elefante negro en la selva. *El Comercio*, July 16. Lima. <https://elcomercio.pe/peru/oleoducto-norperuano-elefante-negro-selva-237067-noticia/>
- Aldy, J. E. (2014). The labor market impacts of the 2010 deepwater horizon oil spill and offshore oil drilling moratorium. *NBER Working Paper 20409*, August. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Aragon, F. & Rud, J. (2013). Natural Resources and Local Communities: Evidence from a Peruvian Gold Mine. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(2), 1–25. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1257/pol.5.2.1>
- Black, R., Arnell, N. W., Adger, W. N., Thomas, D. & Geddes, A. (2013). Migration, immobility and displacement outcomes following extreme events. *Environmental Science & Policy*, 27(Supp.1), S32–S43.
- Bursztyjn, L. & Cantoni, D. (2016). A tear in the iron curtain: The impact of Western television on consumption behavior. *The Review of Economics and Statistics*, 98(1), 25-41.
- Cameron, T. A. & McConaha, I. T. (2006). Evidence of Environmental Migration. *Land Economics*, 82(2), 273–290.
- Carter, M. R., Little, P. D., Mogue, T. & Negatu, W. (2007). Poverty Traps and Natural Disasters in Ethiopia and Honduras. *World Development*, 35(5), 835-856.
- Chang, E. E., Stone, J., Demes, J. & Piscitelly, M. (2014). Consequences of oil spills: a review and framework. *Ecology and Society*, 19(2), 1-26.
- Cohen, M. J. (1995). Technological Disasters and Natural Resource Damage Assessment: An Evaluation of the Exxon Valdez Oil Spill. *Land Economics*, 71(1), 65-82.
- Deryugina, T., Kawano, L. & Levitt, S. (2014). The Economic Impact of Hurricane Katrina on its Victims: Evidence from Individual Tax Returns. *NBER Working Paper 20713*, November. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Gaceta Oficial (1972, June 6). Decreto Ley N° 19435. Lima: El Peruano.
- Groen, J. A. & Polivka, A. E. (2008). The Effect of Hurricane Katrina in the Labor Market Outcomes of Evacuees. *American Economic Review*, 98(2), 43-48.
- Hansen, J. L., Benson, E. D. & Hagen, D. A. (2006). Environmental Hazards and Residential Property Values: Evidence from a Major Pipeline Event. *Land Economics*, 82(4), 529-541.
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática) (2017). Censos Nacionales 2017. Lima: INEI. <https://censos2017.inei.gob.pe/redatam/>
- Kletzer, L. G. (1998). Job Displacement. *The Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 115-136.
- Laszlo, S. (2008). Education, Labor Supply, and Market Development in Rural Peru. *World Development*, 33(11), 2421–2439.

White, I. & Molloy, F. (2003). Factors that determine the costs of oil spills. *International Oil Spill Conference 2003*, Vancouver, Canada, 6-11 April. Retrieved September 4, 2017, from: <http://www.itopf.com/fileadmin/data/Documents/Papers/costs03.PDF>

Appendix

A.1. Event Studies²

Figure A.1.1.
Event Study on Real Monthly Salary



² Event study graphs shows parameter estimates in years before and after spills occurred from a regression that controls for year and spill fixed effects, as well as time-varying covariates at individual and spill level. Regressions include an initial radius scale parameter of 400. Whiskers indicate 95% confidence interval. Standard errors are clustered by district.

Figure A.1.2.
Event Study on Employment Rate in
Farming Activities

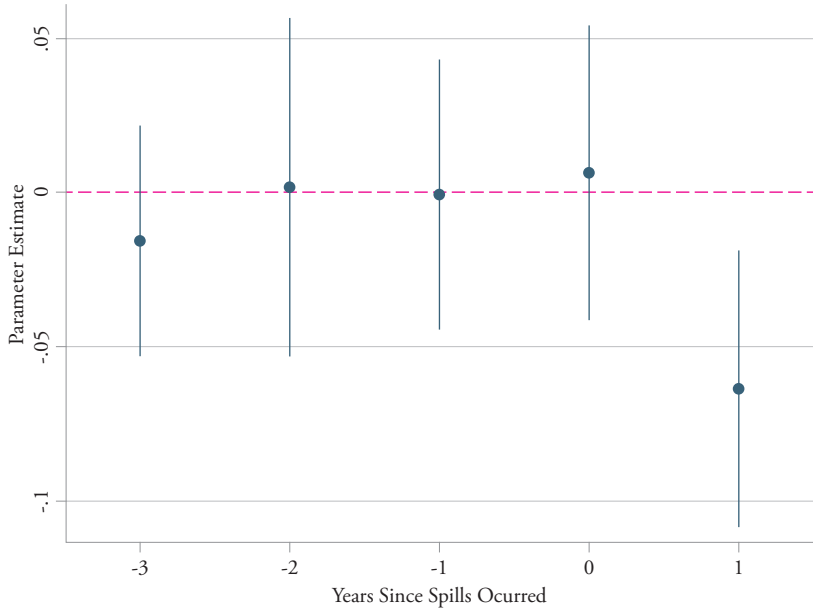


Figure A.1.3.
Event Study on Unemployment Rate

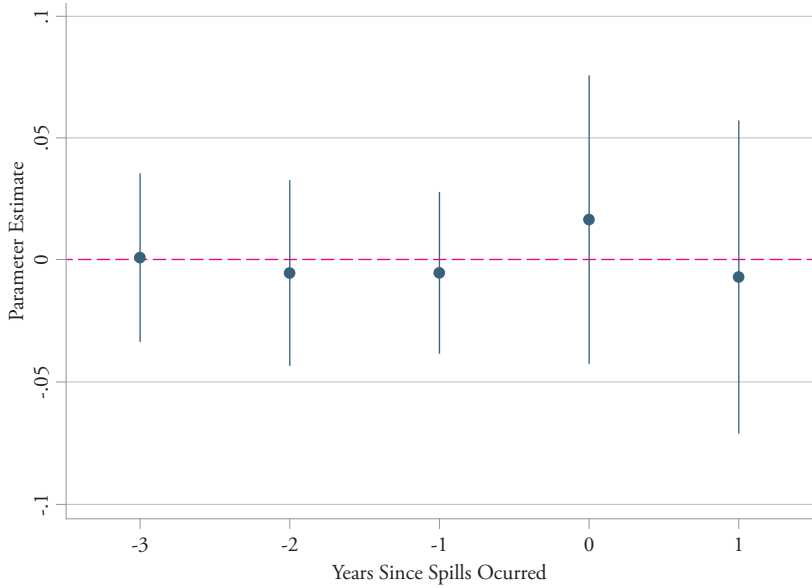


Figure A.1.4.
Event Study on Adequate Employment Rate

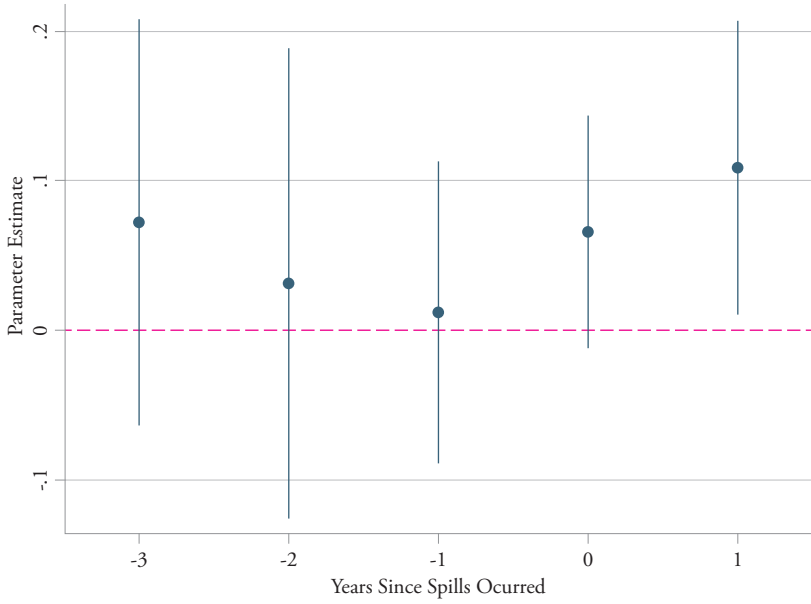


Figure A.1.5.
Event Study on Visible Underemployment Rate

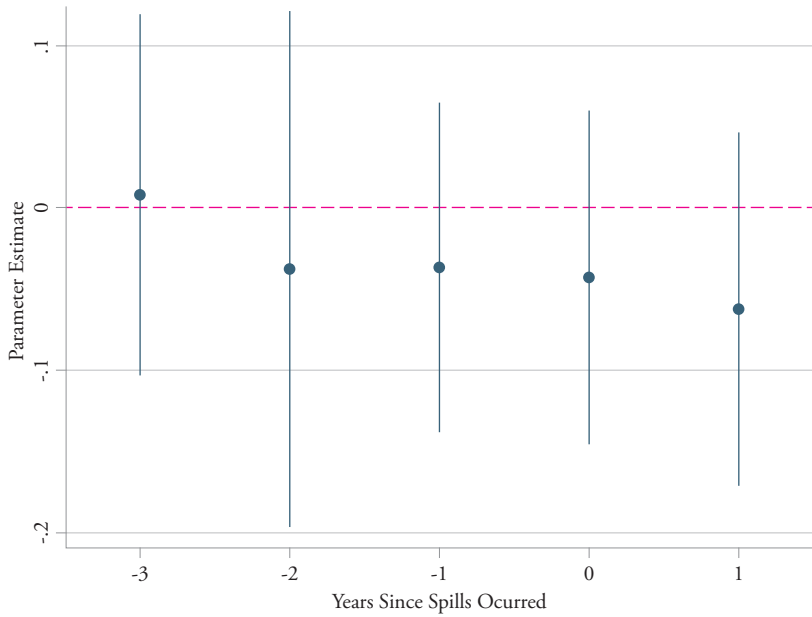
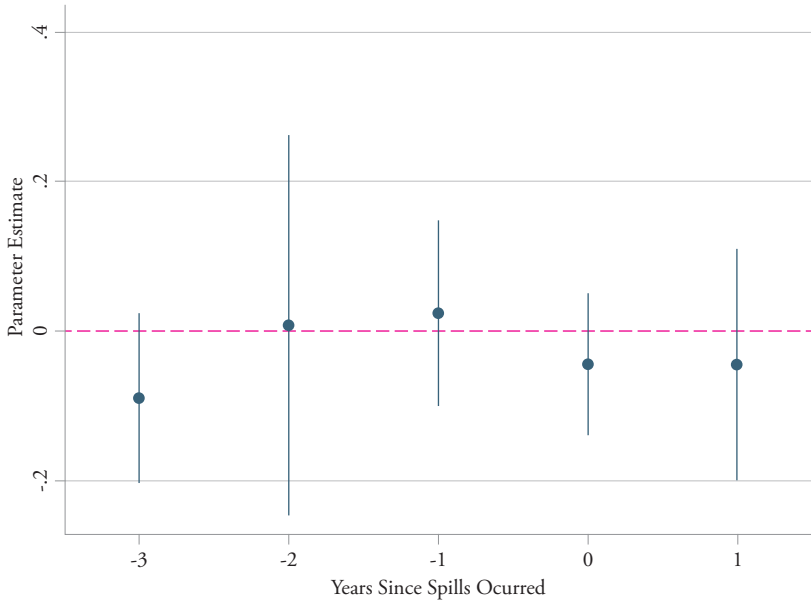
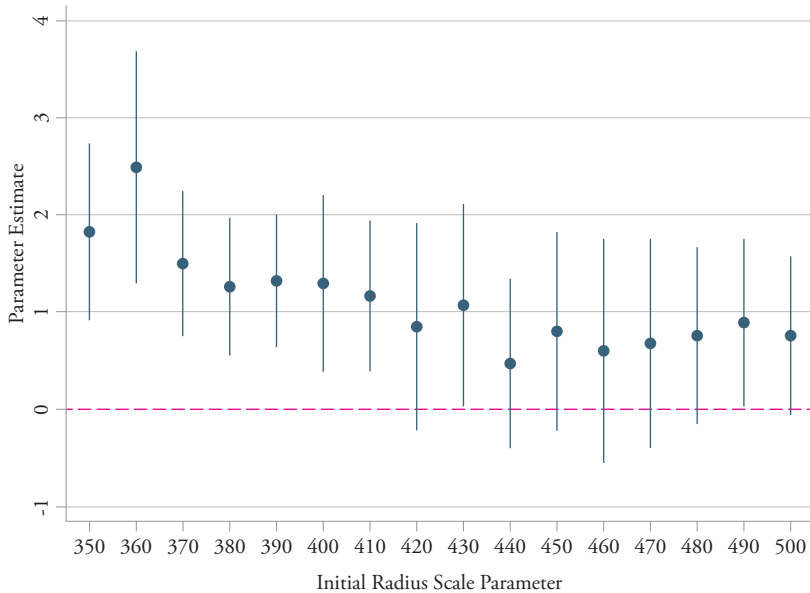


Figure A.1.6.
Event Study on Invisible Underemployment Rate



A.2. Overall Effect of Oil Spills³

Figure A.2.1.
Effect of Oil Spills on Real Monthly Salary



³ Graphs show parameter estimates from regressions that controls for year and spill fixed effects, as well as time-varying covariates at individual and spill level. Regressions include an initial radius scale parameter ranging from 350 to 500. Whiskers indicate 95% confidence interval. Standard errors are clustered by district.

Figure A.2.2.
Effect of Oil Spills on Employment Rate in
Farming Activities

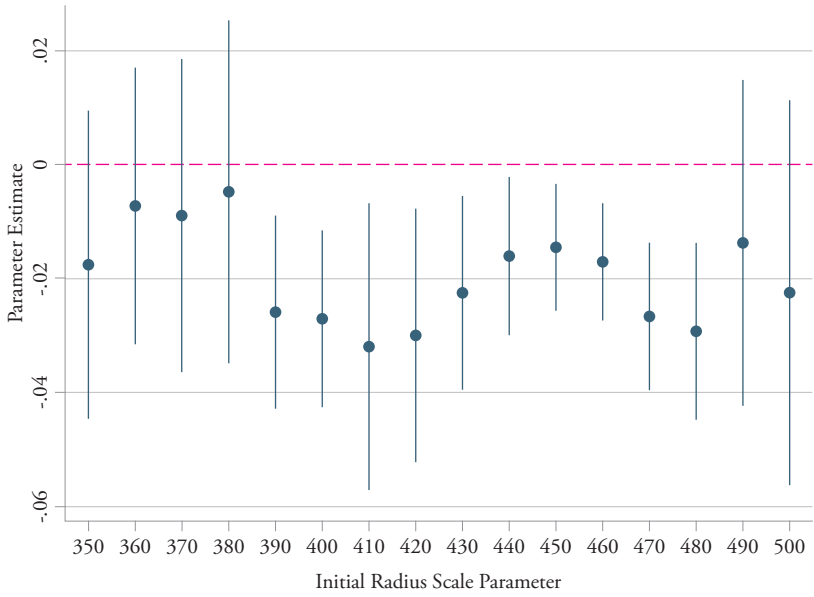


Figure A.2.3.
Effect of Oil Spills in Unemployment Rate

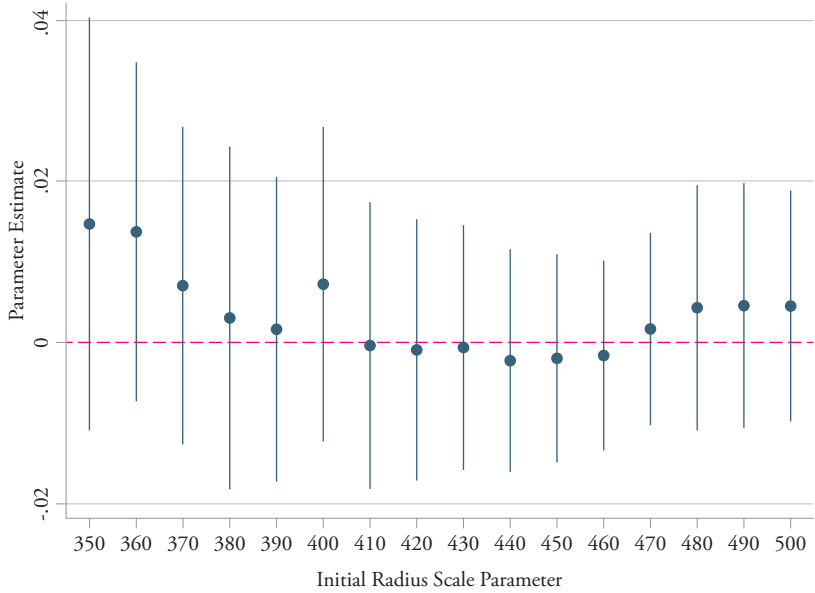


Figure A.2.4.
Effect of Oil Spills on Adequate Employment Rate

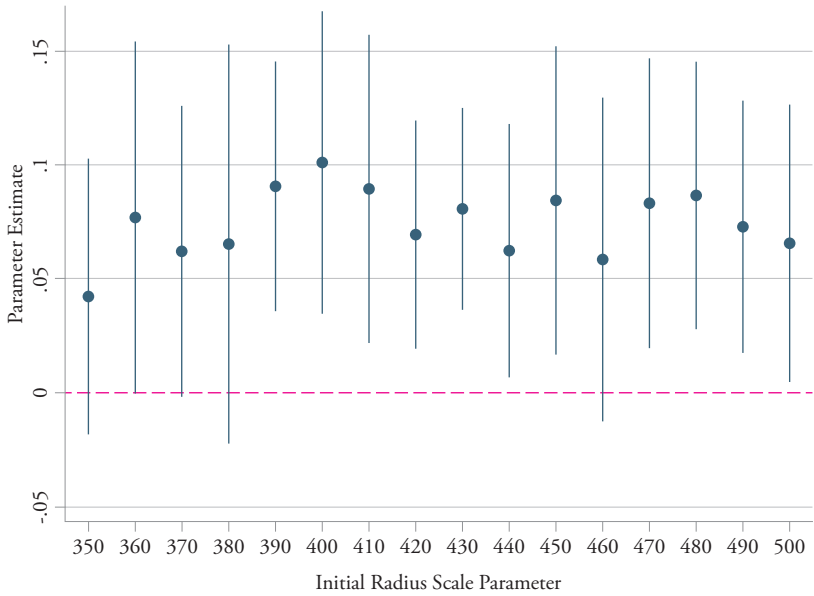


Figure A.2.5.
Effect of Oil Spills on Visible
Underemployment Rate

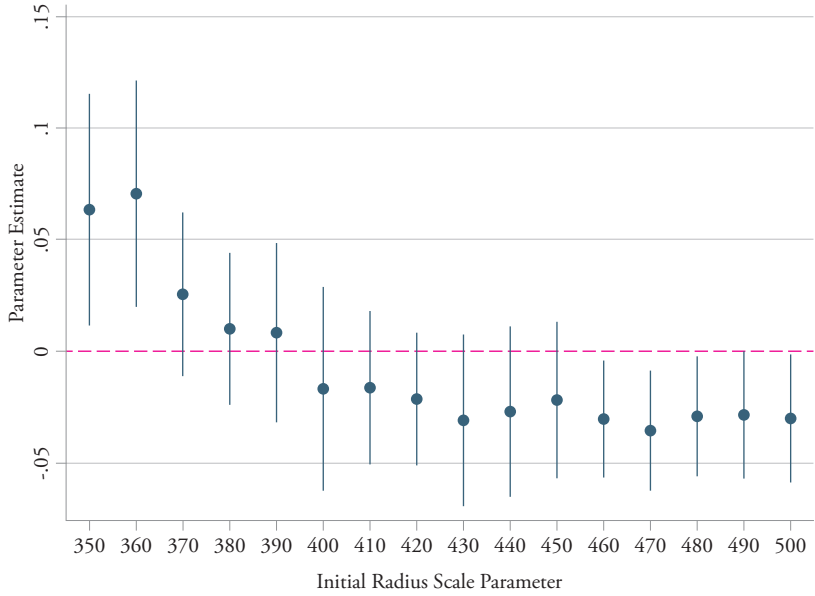
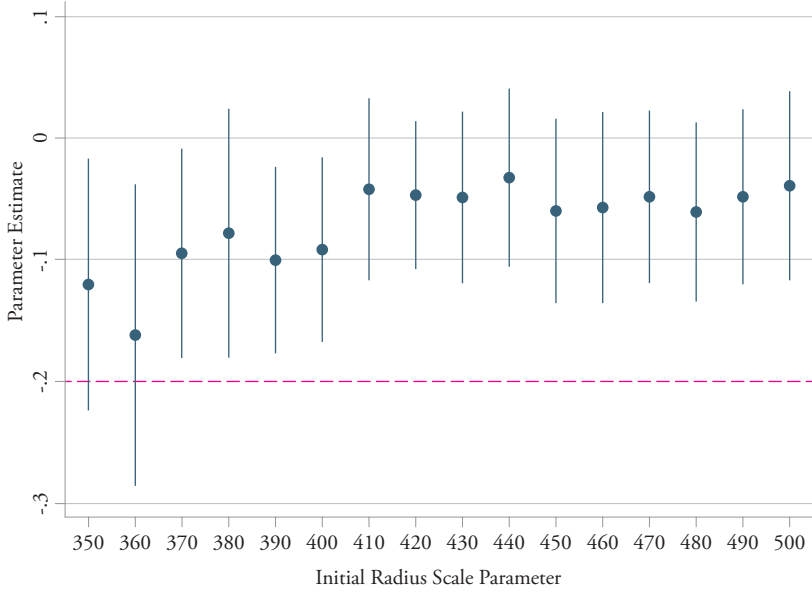
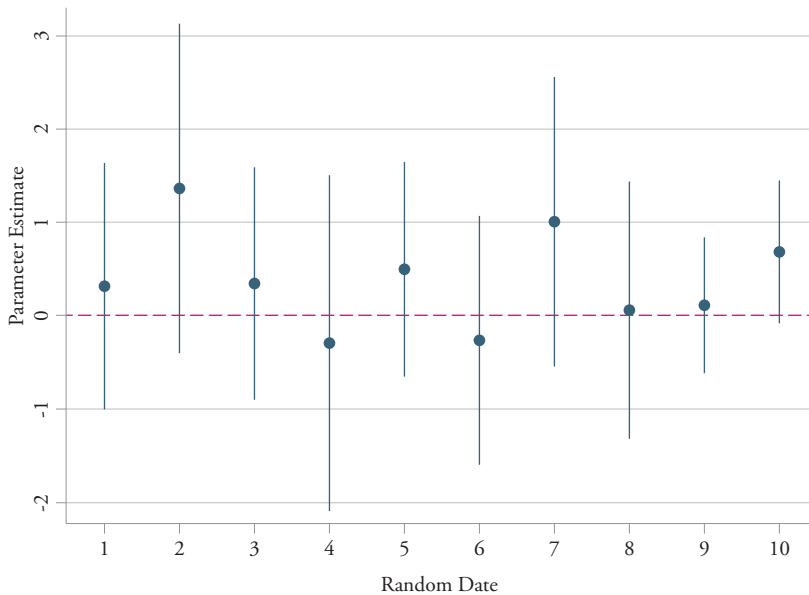


Figure A.2.6.
Effect of Oil Spills on Invisible
Underemployment Rate



A.3. Placebo Tests⁴

Figure A.3.1.
Placebo Test on Real Monthly Salary



⁴ Graphs show parameter estimates for ten randomly selected dates of year before the spills' occurrence, obtained from a uniform distribution. Regressions control for year and spill fixed effects, as well as time-varying covariates at individual and spill level. Regressions include an initial radius scale parameter of 400. Whiskers indicate 95% confidence interval. Standard errors are clustered by district.

Figure A.3.2.
Placebo Test on Employment Rate in
Farming Activities

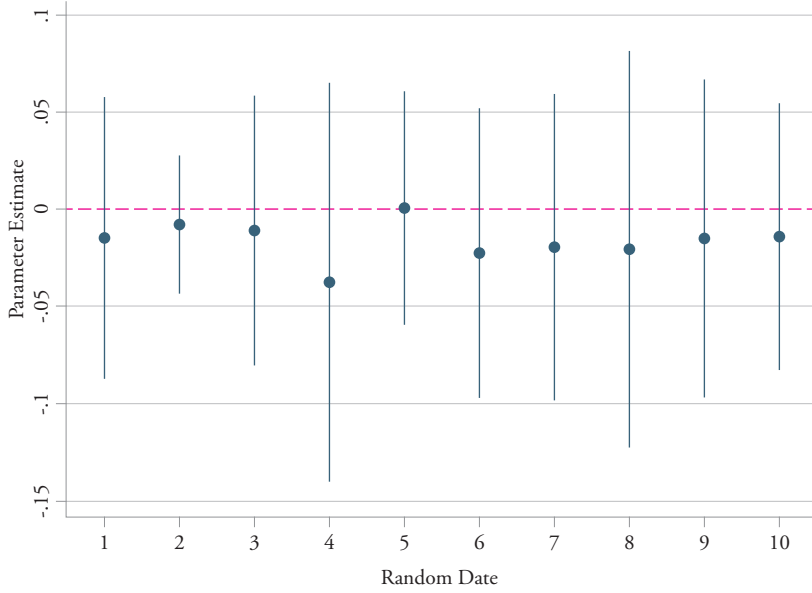


Figure A.3.3.
Placebo Test on Unemployment Rate

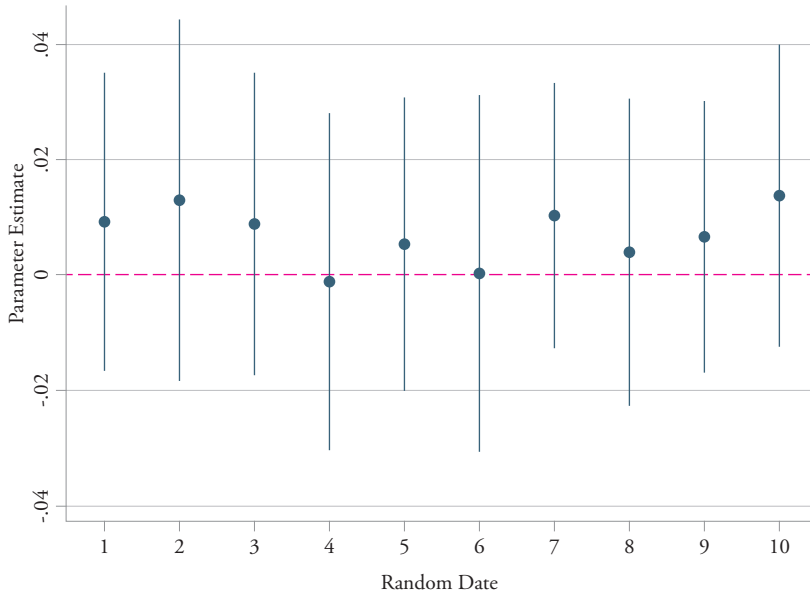


Figure A.3.4.
Placebo Test on Adequate Employment Rate

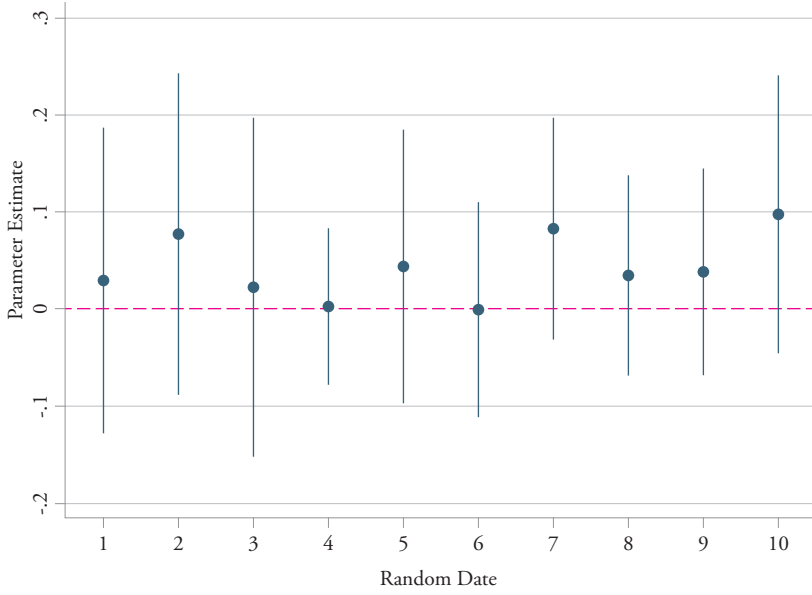


Figure A.3.5.
Placebo Test on Visible
Underemployment Rate

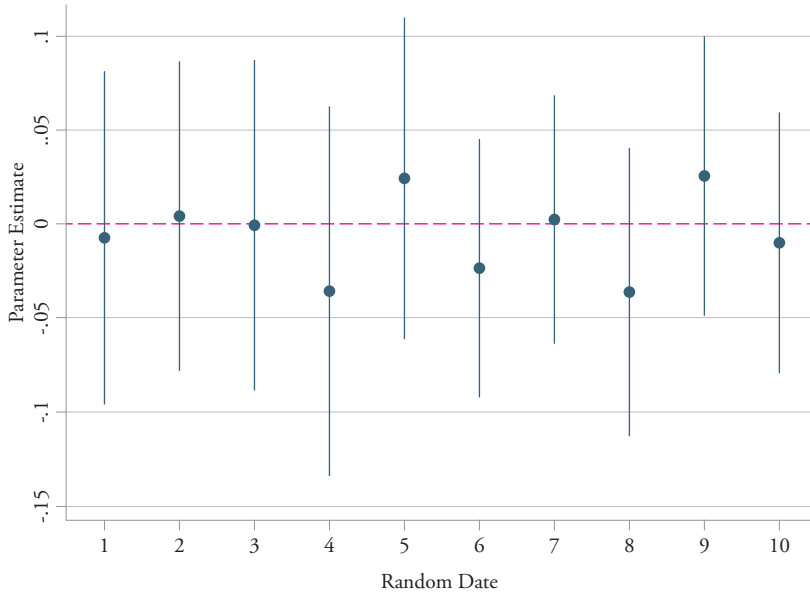


Figure A.3.6.
Placebo Test on Invisible
Underemployment Rate

