

Fernando González Vigil (editor)

25

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de Investigación Económica 2021

Néstor Iván Apaza Mamani

Sebastián Armas

Violeta Cortéz Díos

Marah Melany Díaz Bauer

Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri

Brian Esparza

Daniilo Gallardo Morveli

Luis Gonzalo Grajeda Tristán

Samantha Valeria Guillén Luna

Luis Fernando Leyva Morillas

María Fe Mendoza Segura

Jean Pool Nieto Córdova

Daniela Orrego

Rodrigo Peña

Aníbal Fernando Torres Gonzales

Kilder Urrutia Martínez

Bruno Sebastián Valladares Meneses

Josselin Andrea Yauri Condor

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de Investigación
Económica 2021

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

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Transferencias monetarias condicionadas y autoempleo: el caso del programa Juntos en Perú¹

Samantha Valeria Guillén Luna

María Fe Mendoza Segura

Introducción

Los programas de transferencias monetarias condicionadas (CCT por sus siglas en inglés) han sido considerados como «el nuevo instrumento contra la pobreza favorito del mundo» (*The Economist*, 2010). Surgidos en Latinoamérica, parten de la premisa de que la transmisión intergeneracional de la pobreza es causada por la inversión subóptima en salud y educación (Fiszbein *et al.*, 2009; Maluccio, 2010). Así, esos programas entregan un incentivo monetario a los hogares beneficiarios bajo la condición de que estos inviertan en la formación del capital humano de sus hijos.

Los CCT se han hecho populares debido a las múltiples evidencias de su efectividad, provistas por estudios que han encontrado resultados positivos en indicadores de educación (Behrman, Parker, & Todd, 2011; Millán *et al.*, 2019; Schultz, 2004) y salud (Barham, 2011; Fernald, Gertler, & Neufeld, 2008; Gertler, 2004). Además, otras investigaciones han encontrado que los CCT promueven la inversión en activos productivos (Gertler, Martínez, & Rubio-Codina, 2012; Todd, Winters, & Hertz, 2010) y fomentan tanto los microemprendimientos como los ingresos por autoempleo (Bianchi & Bobba, 2013; Lichand, 2010; Gertler *et al.*, 2012).

En 2005 fue creado en el Perú el Programa Nacional de Apoyo Directo a los Más Pobres, abreviadamente denominado programa Juntos, el cual

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2021. Las autoras agradecen profundamente a su asesor, el profesor Manuel Barrón, por su tiempo y retroalimentación constante.

entrega bimensualmente S/ 200 a familias pobres del país, condicionado a compromisos en materia de salud, nutrición y educación. El programa Juntos está destinado a hogares en condición de pobreza o pobreza extrema según el Sistema de Focalización de Hogares (Sisfoh), con gestantes o hijo(a)s entre 0 y 19 años que aún no hayan acabado la secundaria. Además de esa priorización individual, Juntos sigue criterios de focalización geográfica al seleccionar distritos con alta concentración de hogares pobres.

Por otro lado, el autoempleo es la fuente predominante de trabajo en el Perú. La Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) de 2016 reveló que 6,5 millones de trabajadores son autoempleados, lo cual representa el 45% de la población ocupada. Se recurre al autoempleo principalmente por necesidad económica (INEI, 2020) y como posible solución o atenuante del desempleo y la pobreza (Banerjee & Duflo, 2007). Sin embargo, debido a las decisiones económicas subóptimas generadas por las restricciones financieras y cargas cognitivas que enfrentan los hogares pobres, estos serían menos capaces de autoemplearse exitosamente.

En ese sentido, si bien el autoempleo puede ser visto como una forma de salir de la pobreza, también debe considerarse la productividad de este tipo de ocupaciones. Por ello, en la presente investigación nos preguntamos si los hogares receptores de Juntos pueden percibir mayores ingresos provenientes del autoempleo, mediante la reducción de sus restricciones financieras y cargas cognitivas que posibilitaría tal programa. Así, buscamos dar luces sobre si Juntos, a través del autoempleo, puede ser un instrumento de lucha contra la pobreza con efectos sostenidos en la calidad de vida de sus beneficiarios.

1. Revisión de literatura

1.1 Autoempleo en países en vías de desarrollo

Los altos niveles de pobreza y desempleo o subempleo son problemas que caracterizan a países en vías de desarrollo (Fields, 2019), donde muchas personas recurren al autoempleo como vía de solución o reducción de tales problemas (Banerjee & Duflo, 2007). Los especialistas definen este fenómeno como autoempleo por necesidad (Block & Wagner, 2007; Reynolds *et al.*, 2005), muy presente en los mercados laborales de países en vías de desarrollo (Kremer, Rao, & Schilbach, 2019). Sin embargo, si bien el autoempleo permite generar ingresos, no siempre es efectivo para salir de la pobreza, ya que suele darse en condiciones de baja productividad (Fields, 2019).

Algunas investigaciones explican las fuentes de dicha productividad baja, la cual, para Banerjee y Duflo (2007), se debería en parte a la falta de especialización y pequeña escala de los negocios. Para otros autores, se debería al bajo capital humano gerencial que conlleva una gestión deficiente (La Porta & Shleifer, 2008; Calderón, Iacovone, & Juárez, 2016). Pero estas investigaciones dejan de lado los sesgos cognitivos que afectan las decisiones económicas, especialmente en condiciones de pobreza.

1.2 Pobreza, decisiones económicas y productividad

Los estudios recientes reevalúan la dirección de causalidad entre bajos ingresos y pobreza. Los ingresos bajos generan pobreza, obviamente; sin embargo, es probable que la pobreza reduzca la capacidad de generar ingresos al perjudicar la productividad (Kaur *et al.*, 2021). Lo cual, cuando los ingresos dependen directamente de la productividad, como es el caso del autoempleo, generaría un círculo vicioso que dificulta librarse de la pobreza en el largo plazo (Haushofer & Fehr, 2014; Kaur *et al.*, 2021; Mani *et al.*, 2013).

1.2.1 Cargas cognitivas

La pobreza suele estar atormentada por preocupaciones resultantes de las restricciones financieras. Estas preocupaciones, que pueden surgir por ejemplo de un gasto no planificado, generan cargas cognitivas como estrés y afecciones negativas (Chemin, De Laat, & Haushofer, 2013; Haushofer & Fehr, 2014), y ocupan gran parte de la capacidad cognitiva de los pobres (Mullainathan & Shafir, 2013), cuyas funciones ejecutivas –como atención y memoria– son absorbidas por esas cargas, reduciéndose así su habilidad de enfocarse en otras tareas (Adamkovič & Martončík, 2017; Mani *et al.*, 2013). Inversamente, cuando se relajan las restricciones financieras, la productividad de los trabajadores aumenta (Kaur *et al.*, 2021), porque pueden prestar más atención a las actividades productivas (Banerjee & Mullainathan, 2008).

1.2.2 Sesgo hacia el presente y aversión al riesgo

Haushofer y Fehr (2014) encuentran que los pobres son más propensos a descontar pagos futuros y más adversos al riesgo que los no pobres, debido a las cargas cognitivas que enfrentan. Similarmente, Liu *et al.* (2012) señalan que las afecciones negativas, como preocupaciones por restricciones financieras, darían lugar a preferir menores pagos inmediatos en lugar de pagos futuros

más altos. Asimismo, Carvalho, Meier y Wang (2016) concluyen que, en situaciones en las que se enfrentan más restricciones de liquidez, los individuos tendrían un sesgo hacia el presente.

Cabe mencionar que el sesgo hacia el presente y la aversión al riesgo no serían preferencias intrínsecas del individuo, sino producto de la pobreza (Carvalho *et al.*, 2016). Aunque dos individuos tengan las mismas preferencias, si uno es pobre y el otro no, sus decisiones económicas pueden diferir debido a las restricciones financieras que enfrentan. Así, los pobres tienden a priorizar los beneficios de corto plazo, porque sus necesidades apremiantes copan sus decisiones y merman su capacidad de invertir a largo plazo (Adamkovič & Martončík, 2017; Haushofer & Fehr, 2014).

1.3 Efectos de las transferencias monetarias condicionadas

1.3.1 Consumo, ahorro e inversión

Hay evidencia empírica de que las transferencias monetarias condicionadas aumentan el consumo de las familias beneficiarias, tanto en el corto plazo (Attanasio & Mesnard, 2006; Fiszbein *et al.*, 2009) como en el largo plazo (Gertler *et al.*, 2012). Pero el incremento del consumo sería menor, en términos absolutos, que el monto de la transferencia. Al respecto, tanto Attanasio y Mesnard (2006) como Fiszbein *et al.* (2009) argumentan que parte de la transferencia puede ser ahorrada, probablemente con fines de inversión en actividades productivas o reducción de deudas.

Para los casos de los programas Juntos en el Perú y Progresá en México, se ha encontrado que los hogares beneficiarios invierten en animales de carga, ganado, uso de tierra y producción de cultivos (Gertler *et al.*, 2012; Todd, Winters, & Hertz, 2010; Zegarra, 2015; Cirillo & Giovannetti, 2018). Así, estas inversiones les permitirían contar con mayores ingresos y lograr un mejor nivel de vida, incluso si no continuaran recibiendo la transferencia.

1.3.2 Microemprendimientos y autoempleo: las restricciones financieras

También hay evidencia empírica del efecto positivo de las CCT sobre el autoempleo (Bianchi & Bobba, 2013; Lichand, 2010; Gertler *et al.*, 2012; Ribas, 2019). El programa Progresá habría aumentado la probabilidad de convertirse en emprendedor (Bianchi & Bobba, 2013), en especial fuera de actividades de campo (Gertler *et al.*, 2012). Mientras que, para el caso de una transferencia incondicionada, Haushofer y Shapiro (2016) señalan que los hogares tratados aumentaron sus ingresos por autoempleo, pero no encontraron un

efecto significativo sobre los beneficios netos del negocio ni la probabilidad de tener una empresa no agrícola.

En tal sentido, la literatura ha buscado explicar el rol de las CCT a través del relajamiento de las restricciones financieras al empezar un negocio (Bianchi & Bobba, 2013; Fernald *et al.*, 2008; Lichand, 2010; Gertler *et al.*, 2012; Ribas, 2019). Por un lado, la restricción de liquidez hace que los hogares pobres usualmente no tengan el capital suficiente para solventar la inversión inicial requerida. Por el otro lado, la restricción de cobertura de riesgo implica que dichos hogares buscan tener menos incertidumbre sobre sus ingresos futuros. Esta restricción es relajada por las CCT, pues dan certeza de contar con un ingreso fijo en el futuro, haciendo así que los hogares estén más dispuestos a asumir el riesgo de emprender. Pero la evidencia no es concluyente sobre la importancia relativa del rol de las CCT respecto a cada una de esas dos restricciones (Bianchi & Bobba, 2013; Lichand, 2010).

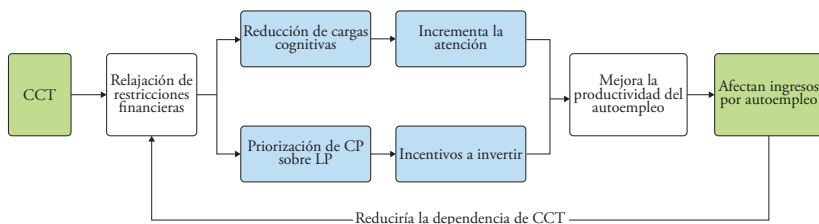
Con base en la literatura revisada, se deduce que el autoempleo en Latinoamérica es generalmente poco productivo y rentable, posiblemente debido al entorno de pobreza en que surge. Si bien hay estudios sobre la relación entre CCT y autoempleo, no hemos encontrado ninguno que la analice para el caso del programa Juntos. Por ello, el presente trabajo busca contribuir a la literatura indagando si dicho programa contribuye a mejorar el bienestar de sus beneficiarios promoviendo su obtención de ingresos por autoempleo. Específicamente, abordamos esa pregunta a través del análisis de sesgos cognitivos.

2. Marco analítico

La hipótesis de nuestra investigación es que la transferencia CCT del programa Juntos contribuye a que los hogares beneficiarios incrementen sus ingresos por autoempleo. Nuestro marco analítico plantea que esa relación positiva opera a través de los mecanismos de transmisión esquematizados en la figura 1 y explicados a continuación.

Recibir la transferencia relaja las restricciones financieras que los hogares pobres enfrentan, debido a la recepción de un ingreso fijo mensual. Esto tiene dos efectos: por un lado, reduce las preocupaciones y el estrés de los beneficiarios; es decir, reduce sus cargas cognitivas permitiéndoles prestar más atención a otras tareas; y, por otro lado, reduce la priorización del corto plazo sobre el largo plazo, llevando a decisiones económicas menos subóptimas y aumentando la inversión. Ambos efectos aumentan la productividad laboral y los ingresos del autoempleo.

Figura 1
Mecanismos de transmisión del marco analítico



Elaboración propia, 2021.

2.1 Autoempleo

Parker (2004) define al autoempleo como la ocupación de «aquellos individuos que no ganan sueldo o salario, pero perciben ingresos ejerciendo su profesión o un negocio por cuenta propia y a su propio riesgo» (p. 5). Siguiendo la clasificación de la Organización Internacional del Trabajo, el autoempleo abarca a empleadores, trabajadores independientes y miembros contribuyentes de la familia. Aunque los trabajadores tienen en teoría la opción de ser asalariados, la pobreza y carencias de los beneficiarios de Juntos hacen que pocos de ellos puedan optar por ser asalariados en vez de autoempleados.

2.2 Pobreza y restricciones financieras

La pobreza configura un entorno de gran escasez. Según Mullainathan y Shafir (2013), la escasez no es solo una falta de recursos, sino también una forma de pensar que afecta «cómo decidimos y nos comportamos» (p. 7). Por ello, aquí abordamos el problema de los hogares de Juntos, que están entre los más pobres del país, con un enfoque de restricciones financieras y considerando el canal conductual.

Varios estudios exploran cómo las restricciones financieras afectan a los más pobres, principalmente generando imperfecciones en el mercado de capital que impiden su flujo hacia hogares pobres (Banerjee & Newman, 1993; Galor & Zeira, 1993; Aghion & Bolton, 1997). Dadas esas imperfecciones estructurales, los hogares pobres podrían beneficiarse mucho de un relajamiento de dichas restricciones (Beck, Demirgüç-Kunt, & Levine, 2007), como el provisto por una CCT. Un beneficio de acceso no solo a recursos sino también a la posibilidad de tomar mejores decisiones.

Por un lado, la teoría del ingreso permanente de Milton Friedman enseña que los individuos buscan suavizar su consumo a lo largo de su vida. Pero el acceso nulo o costoso al crédito de un hogar pobre limita su capacidad de sustituir intertemporalmente recursos endeudándose hoy con cargo a sus ingresos futuros. Esta aguda restricción de liquidez produce una falta de capital suficiente para solventar el inicio de un negocio u otra actividad en autoempleo (Bianchi & Bobba, 2013; Evans & Jovanovic, 1989; Holtz-Eakin, Joulfaian, & Rosen, 1994; Hurst & Lusardi, 2004). Por ello, los hogares pobres responden en mayor magnitud a cambios en su ingreso disponible (Hubbard & Judd, 1986), como el resultante de la inyección de liquidez provista por una CCT.

Por otro lado, los hogares pobres son más vulnerables frente a situaciones económicas adversas. Alderman y Paxson (1994) señalan que a los hogares pobres les es más difícil lidiar con el riesgo debido a su limitada capacidad de acceder a mecanismos de cobertura (seguros). También es limitado el acceso de esos hogares a formas de autocobertura como los ahorros, debido a sus ingresos insuficientes (Dercon, 2002). Estas situaciones ejemplifican la restricción de cobertura al riesgo. Una transferencia, cuando es vista como certera y perdurable, ayudaría a relajar tal restricción actuando como un método de cobertura al riesgo. Así, promovería la incursión de dichos hogares en actividades riesgosas, como lo es un negocio u otra forma de autoempleo.

Lo anterior enseña que las restricciones financieras son especialmente relevantes para los hogares pobres. Y lo son, con mayor motivo, porque generan otro conjunto de restricciones de índole psicológica y conductual que padecen los hogares pobres.

2.3 Mecanismos de transmisión

2.3.1 Cargas cognitivas

Las cargas cognitivas son el primer mecanismo de transmisión planteado, mediante el cual las CCT afectan a los ingresos del autoempleo. Se definen como la presencia de agobios en el sistema cognitivo de un individuo (Adamkovič & Martončík, 2017). Haushofer y Fehr (2014) las clasifican en estrés y afecciones negativas, como la tristeza. Nuestra investigación está enfocada en las cargas cognitivas provenientes exclusivamente de la escasez, es decir, en las resultantes del estilo de vida y forma de pensar que la escasez impone en los individuos pobres (Mullainathan & Shafir, 2013).

A un individuo pobre, por el hecho de no contar con suficiente dinero para cubrir varias necesidades básicas, cada gasto le representa una agobiante

decisión a favor de una necesidad en lugar de otra también básica. Esto le sustrae recursos cognitivos, especialmente atención, para otras tareas como el trabajo, exponiéndolo a realizarlas con más errores o demoras; ergo, con menor productividad (Kaur *et al.*, 2021). Las CCT, al aliviar las restricciones financieras de los pobres, mejorarían su productividad porque les reducen el estrés y les permiten dedicarse más a una actividad productiva.

2.3.2 Sesgo hacia el presente y aversión al riesgo

El segundo mecanismo de transmisión reduce la preferencia por ingresos actuales sobre ingresos futuros, modificando sus dos componentes: (i) la aversión al riesgo; y (ii) el sesgo hacia el presente. Los pobres suelen encontrarse en entornos más riesgosos, y las restricciones de liquidez limitan su capacidad para lidiar con la incertidumbre (Gollier, 2002). Por ello, están menos dispuestos a asumir mayores riesgos voluntariamente y, ante la posibilidad de recibir ingresos en el presente o en el futuro, preferirían la primera opción, ya que esta relaja la restricción de liquidez y les permite satisfacer necesidades apremiantes (Haushofer & Fehr, 2014).

En particular, la pobreza desincentiva la inversión en activos productivos destinados al autoempleo, debido a que esta implicaría sacrificar ingresos presentes y asumir riesgos adicionales para obtener retornos inciertos en el futuro (Haushofer & Fehr, 2014). La menor propensión de los individuos pobres autoempleados a invertir en capital físico reduciría su productividad e ingresos.

A la luz de la literatura revisada, deducimos que el programa Juntos, al asegurar una inyección de liquidez a hogares pobres, puede reducir su aversión al riesgo y su sesgo hacia el presente, promoviendo su disposición a invertir en activos productivos, cuyos retornos futuros verían como menos inciertos, debido a la mejora en productividad e ingresos resultantes del alivio a sus cargas cognitivas.

3. Metodología y estrategia empírica

Esta investigación utilizó la metodología cuasi experimental de regresión discontinua (RD) para identificar el efecto de la recepción del programa Juntos sobre los ingresos por autoempleo. La asignación de dicho programa no es aleatoria, pues selecciona a los beneficiarios mediante un método de focalización distrital seguida por una focalización categórica, implementado por el Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social (Midis) con base en una serie de criterios socioeconómicos recolectados a partir del Sistema de Focalización

de Hogares (Sisfoh). Esta clasificación distribuye a los hogares dentro de un índice que cuenta con un punto de corte o límite para determinar la elegibilidad. La RD permite explotar esta discontinuidad, para evaluar cómo afecta la recepción de la CCT a los mecanismos de transmisión antes planteados y a los ingresos por autoempleo (Lee & Lemieux, 2010).

Sin embargo, ese punto de corte no representa un quiebre completamente claro, porque existe un problema de cumplimiento en la implementación del método de Juntos. En efecto, la focalización distrital implica que no serían beneficiarios los hogares pobres no pertenecientes a los distritos seleccionados. Además, existen problemas de identificación a nivel hogar que generan filtración y subcobertura en el programa. Ambos defectos indican que un índice por encima del punto de quiebre, aunque no garantiza que los respectivos hogares participarán en Juntos, sí incrementa la probabilidad de que lo hagan. Así, la discontinuidad se da en la **probabilidad** de participación en el programa. Por ello, nosotras recurrimos a la metodología de RD difusa, que permite un «salto» menor en la probabilidad de asignación del tratamiento (Lee & Lemieux, 2010).

En esta, para solucionar el mencionado problema de cumplimiento, incluimos como variable instrumental el índice de focalización de hogares (IFH), aprendiendo de estudios previos (Bernal, Carpio, & Klein, 2017; Guerrero, Molina, & Winkelried, 2020). El IFH es una puntuación socioeconómica calculada por el Midis mediante el promedio ponderado de indicadores de pobreza predeterminados (anexo 1). Los hogares catalogados como «pobres» son los que obtienen puntuaciones por encima de 0; por lo cual este será nuestro punto de quiebre. Si bien el IFH no predice de manera exacta la clasificación como elegible o no elegible para Juntos, esta variable mantiene la discontinuidad en la probabilidad de tratamiento. Alrededor del punto de quiebre, la clasificación puede considerarse como casi aleatoria, porque los grupos de tratamiento y de control son comparables (Lee & Lemieux, 2010). Lo cual permite evaluar la relación causal entre recibir el CCT y el incremento de los ingresos por autoempleo, realizando el análisis del IFH a nivel de hogares para poder captar los dos mecanismos de transmisión explicados previamente.

A fin de resolver la pregunta de investigación sobre el efecto de las CCT del programa Juntos sobre los ingresos por autoempleo, planteamos el siguiente modelo no paramétrico de RD difusa:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 J_i + f(D_IFH_i) + \gamma'X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$J_i = \beta_0 + \beta_1 D_IFH_i + g(D_IFH_i) + \delta'X_i + \mu_i \quad (2)$$

Y_i representa a los ingresos por autoempleo del hogar; j_i es una variable binomial que toma el valor de 1 cuando el hogar es beneficiario de Juntos y 0 de otro modo; D_IFH_i corresponde a una variable binomial que toma el valor de 1 cuando el hogar obtiene una calificación mayor a cero en el IFH y 0 de otro modo; X_i representa al vector de las variables de control; y los términos de perturbación de cada ecuación son ε_i y μ_i . Como variables de control consideramos sexo, lengua materna y educación.

En línea con la metodología usada por Guerrero, Molina y Winkelried (2020), las funciones $f(D_IFH_i)$ y $g(D_IFH_i)$ comprenden polinomios localmente lineales estimados de manera flexible. El coeficiente α_1 será un estimador consistente del efecto de Juntos sobre los ingresos por autoempleo, y este efecto será válido únicamente para las observaciones cercanas al punto de quiebre (IFH cercano a 0). Y hacemos el cálculo del margen de validez para el estimador utilizando el método propuesto por Imbens y Kalyanaraman (2012).

Con el fin de evaluar el mecanismo de transmisión de inversión en activos productivos, utilizamos la misma metodología de RD difusa no paramétrica.

$$I_i = \rho_0 + \rho_1 j_i + j(D_IFH_i) + \varphi' X_i + \omega_i \quad (3)$$

$$E_i = \theta_0 + \theta_1 j_i + \psi' X_i + \omega_i \quad (4)$$

La ecuación 3 muestra el efecto de la mayor inversión en activos productivos (I_i), resultante de la reducción del sesgo hacia el presente y de la aversión al riesgo, medido mediante ρ_1 . Para medir las cargas cognitivas, utilizamos variables sobre distintos aspectos del estado mental de los individuos, con las cuales generamos índices estandarizados mediante el método de análisis de componentes principales (PCA por sus siglas en inglés). Y, como no es posible replicar el IFH a partir de los datos disponibles, recurrimos a una regresión MCO para medir el impacto de ser beneficiario de Juntos sobre las cargas cognitivas (E_i) en la ecuación 4.

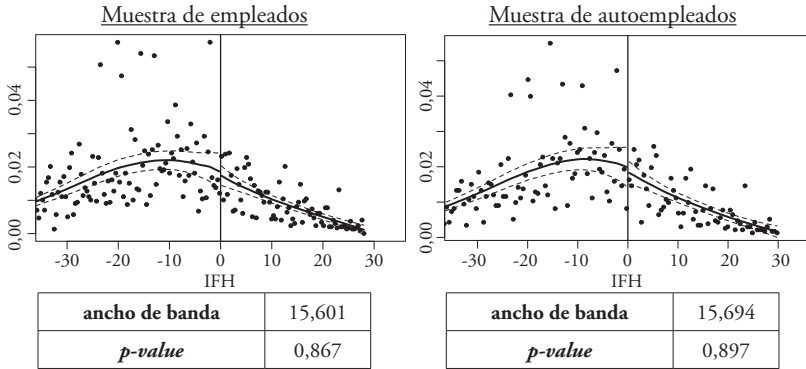
4. Análisis de resultados

4.1 Identificación

Para asegurar la validez de la metodología de regresión discontinua (RD), es necesario verificar que el índice de focalización de hogares (IFH) no sea manipulable; lo que dirigiría la asignación al programa Juntos. Al aplicar el test de McCrary (2008) al IFH (figura 2), concluimos que no se puede

rechazar la continuidad de la función de densidad ($p_{val} > 0,05$); por lo cual no existiría manipulación en la asignación del tratamiento por parte de los beneficiarios.

Figura 2
Test de McCrary para el IFH, 2016



Elaboración propia, 2021.

Además, para asegurar la consistencia de los resultados, fue necesario realizar pruebas de balance. Si estas confirman que no hay discontinuidad alrededor del punto de corte ($IFH = 0$) en otras variables que podrían influir en los ingresos por autoempleo, se puede afirmar que Juntos está siendo asignado aleatoriamente alrededor de dicho corte.

Para ello, seleccionamos como variables de control a las siguientes tres características del jefe del hogar que determinan el nivel de pobreza del hogar: años de educación, sexo y probabilidad de que su lengua materna sea el quechua; e incluyendo a estas variables, corrimos regresiones discontinuas sobre el IFH. Dado que los coeficientes obtenidos en las tres variables analizadas no son significativos para los autoempleados (tabla 1), concluimos que el comportamiento de las variables es continuo alrededor del punto de corte, es decir, no hay heterogeneidad entre el grupo con un $IFH < 0$ y el grupo con un $IFH > 0$.

Tabla 1
Pruebas de balance de variables de control

Muestra	Educación	Mujer	Quechua
Dependientes y autoempleados	-7,241* (3,896)	-0,052 (0,437)	-0,870* (0,445)
Autoempleados	-6,670 (5,190)	0,456 (0,659)	-1,624 (1,022)

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Adicionalmente, teniendo en cuenta que varios hogares receptores de Juntos también reciben otros programas sociales que podrían relajar sus restricciones presupuestarias, evaluamos la continuidad en la probabilidad de recibirlos alrededor del punto de corte. Los resultados en la tabla 2 muestran la continuidad del comportamiento de las variables correspondientes a otros programas sociales cuando el $IFH = 0$; por lo que no fue necesario incluirlos, ya que no sesgarían la evaluación del efecto de Juntos.

Tabla 2
Pruebas de balance de programas sociales

Muestra	Pensión 65	Vaso de Leche	Qali Warma – Desayuno	Qali Warma – Almuerzo	Cuna Más
Dependientes y autoempleados	-0,012 (0,291)	0,102 (0,299)	0,344 (0,319)	0,485* (0,272)	0,067 (0,052)
Autoempleados	-0,316 (0,541)	0,018 (0,449)	0,235 (0,502)	0,245 (0,703)	0,129 (0,118)

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

4.2 Estadísticas descriptivas

4.2.1 Datos distritales

Según la plataforma InfoMidis, a diciembre de 2016, Juntos estaba presente en 1289 de los 1875 distritos existentes en el país. En 18 de ellos, Juntos es el único programa social presente, mientras que en los otros 1271 es posible que un hogar sea receptor de más de un programa. Y no incluimos en esta investigación a distritos para los cuales el IFH no es válido como criterio de

elegibilidad, como son los 65 en el Vraem, los 143 correspondientes a comunidades indígenas, y los que ingresaron a Juntos antes del año 2011.

4.2.2 Empleo y autoempleo

Para el análisis del empleo y autoempleo, utilizamos los módulos 500 y 700 de la Enaho 2016, que asimismo sirven para reconstruir el IFH². Con base en ello, construimos dos muestras: la primera compuesta tanto por autoempleados como por trabajadores dependientes, y la segunda incluyendo solo a autoempleados.

La primera muestra de 2016, que incluye a todo tipo de trabajadores, cuenta con 4170 observaciones, de las cuales 1102 son receptores de Juntos y, de estos, 255 son calificados como pobres por el IFH (anexo 4). En principio, destaca que la educación promedio de los receptores de Juntos sea aproximadamente primaria completa, y que la prevalencia del analfabetismo sea mayor en el sector pobre de la muestra. En cuanto a los indicadores laborales, el 62% de la muestra son autoempleados, de los cuales el 58% tiene un trabajo independiente y el 4% son empleadores. Y los ingresos laborales promedio de toda la muestra se ubican en S/ 6299 anuales.

Respecto a la segunda muestra, compuesta solo por autoempleados, se observa un comportamiento similar por submuestras (de receptores y no receptores de Juntos, respectivamente) en cuanto a características demográficas (anexo 5). Sin embargo, para los pobres que no reciben Juntos, los años de educación son menos, y mayores son tanto la proporción de analfabetos como la prevalencia de una lengua materna diferente al español. Asimismo, el promedio de ingresos laborales para las submuestras se encuentra entre S/ 2800 y S/ 5100 anuales deflactados. Además, el 5% de la muestra hace algún producto en casa para luego venderlo, y el 4% vende algún producto de belleza, ropa, joyas, entre otros. Por último, el 13% de los beneficiarios de Juntos no pobres fabrican algún producto.

4.2.3 Discusión de resultados

4.2.3.1 Primera etapa: evaluación de mecanismos de transmisión

El análisis del monto de inversión en activos productivos fue realizado para la muestra de autoempleados, y encontramos que el efecto local promedio del

² Dado que la única metodología para el cálculo del IFH replicable con la Enaho es la del MEF 2011 (R. M. N.º 320-210-PCM, 2010), que es válida entre 2011 y 2015 (anexo 3), optamos por utilizar la Enaho 2016 porque esta encuesta captura el mayor uso de la metodología MEF 2011.

tratamiento (LATE por sus siglas en inglés) de Juntos sobre dicha inversión es estadísticamente nulo (tabla 3). Así, los individuos autoempleados no destinarían sus ingresos por las CCT de Juntos al gasto en activos que les permitan ser más productivos. En cambio, dejarán de ser trabajadores independientes, como se verá más adelante.

Tabla 3
Efecto de Juntos sobre la inversión en activos productivos

LATE	ln_costo activos	ln_costo activos
Juntos	-0,819 (2,047)	-1,117 (1,770)
Controles	No	Sí
Ancho de banda	6,103	6,052
Observaciones	4687	4687

Nota. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Para evaluar el mecanismo de transmisión de cargas cognitivas, se realizó el PCA incluyendo las variables obtenidas de la Endes 2016 que se mencionan en el anexo 6. Dado que varias de esas variables forman parte del IFH bajo la metodología MEF 2011 (R. M. N.º 320-210-PCM, 2010), las incluimos como controles en una regresión MCO aplicada a los primeros cuatro componentes resultantes del PCA (tabla 4).

Tabla 4
Resultados del PCA de las variables de salud mental o cargas cognitivas

Componente	Proporción	Prop. acumulada
Primer componente	0,49	0,49
Segundo componente	0,11	0,60
Tercer componente	0,08	0,68
Cuarto componente	0,07	0,75
Quinto componente	0,06	0,81
Sexto componente	0,06	0,86
Séptimo componente	0,05	0,91
Octavo componente	0,05	0,96
Noveno componente	0,04	1,00

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

El programa Juntos sí reduce las cargas cognitivas de sus beneficiarios, a juzgar por los signos negativos de los coeficientes hallados en la estimación del respectivo efecto LATE. Al ser los componentes índices estandarizados, dicho programa reduciría las cargas cognitivas en 0,11 desviaciones estándar (tabla 5). Y los resultados de esta primera etapa también representan un indicio de que el IFH es un buen predictor de la probabilidad de que el hogar sea un beneficiario de Juntos.

Tabla 5
Efecto de Juntos sobre los componentes de las cargas cognitivas

LATE	Primer componente		
Juntos	-0,120** (0,029)	-0,109** (0,051)	-0,152*** (0,057)
Controles	No	Demográficos	IFH
Observaciones	4140	4075	4024
LATE	Segundo componente		
Coefficiente	-0,072 (0,049)	-0,110 (0,049)	-0,122 (0,055)
Controles	No	Demográficos	IFH
Observaciones	4140	4075	4024
LATE	Tercer componente		
Coefficiente	-0,090 (0,049)	-0,104 (0,051)	-0,130 (0,057)
Controles	No	Demográficos	IFH
Observaciones	4140	4075	4024
LATE	Cuarto componente		
Coefficiente	-0,082 (0,049)	0,011 (0,047)	0,031 (0,052)
Controles	No	Demográficos	IFH
Observaciones	4140	4075	4024

Notas. *** significancia al 1%, ** al 5% y * al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

4.2.3.2 Segunda etapa: estimación de efectos de Juntos

Esta sección analiza los resultados de la estimación del efecto de recibir Juntos sobre los ingresos por autoempleo, así como los respectivos efectos heterogéneos relevantes.

Para la muestra de autoempleados, se obtuvo un estimador positivo, indicando que ser receptor de Juntos aumentaría los ingresos por autoempleo (tabla 6 y figura 3). Pero este estimador no es significativo a ningún nivel de confianza, tanto con controles como sin controles; por lo que no se puede descartar que tal efecto sea nulo.

Este procedimiento fue replicado para la muestra de trabajadores en general (dependientes e independientes), obteniendo resultados similares. En efecto, los resultados mostrados en la tabla 7 indican que participar en Juntos aumentaría los ingresos laborales para aquellos hogares cuya participación en dicho programa depende de su IFH. Es decir, el conjunto de ingresos por autoempleo y ocupación dependiente se incrementaría. Sin embargo, este coeficiente es no significativo.

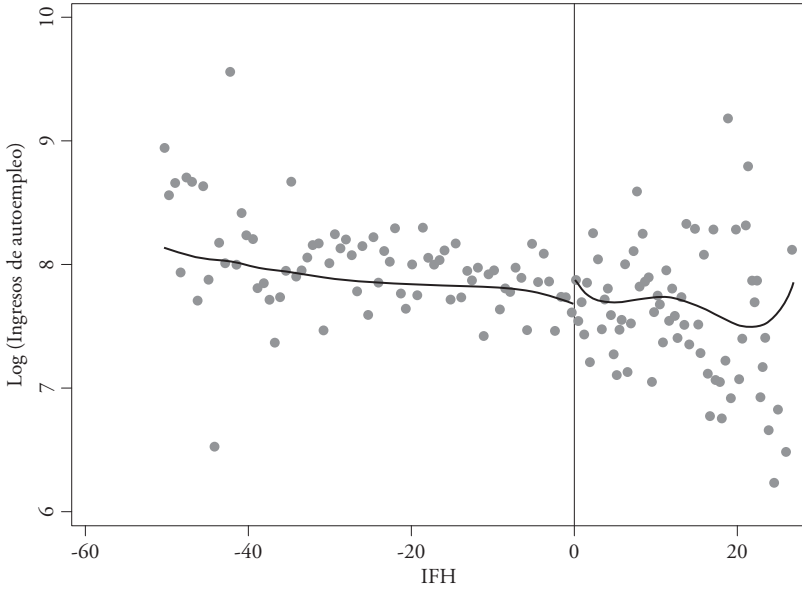
Tabla 6
Efecto de Juntos sobre los ingresos de autoempleo

LATE	ln_ing	ln_ing
Coefficiente	1,779 (1,521)	2,027 (1,332)
Controles	No	Sí
Ancho de banda	6,192	6,145
Observaciones	2662	2662

Nota. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Figura 3
IFH e ingresos de autoempleo



Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Tabla 7
Efecto LATE de participar en Juntos sobre ingresos laborales y la probabilidad de estar autoempleado

LATE	ln_ing	autoempleo	ln_ing	autoempleo
Coefficiente	0,640 (0,890)	-0,541 (0,440)	1,255 (0,780)	-0,725* (0,395)
Controles	No	No	Sí	Sí
Ancho de banda	9,055	5,939	6,07	5,935
Observaciones	4170	4170	4170	4170
Significancia etapa 1	Sí	Sí	Sí	Sí

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Esos resultados también muestran un coeficiente significativo al 10% al controlar por sexo, lengua materna y educación. Y, al controlar únicamente por educación, el coeficiente se vuelve significativo. Lo cual podría indicar que, a menor nivel de educación, es menor la probabilidad de estar autoempleado; por ello, es importante analizar esta variable más adelante. Así, el coeficiente indica que Juntos estaría reduciendo la probabilidad de ser autoempleado en 72,5 puntos porcentuales. Adicionalmente, realizamos una estimación paramétrica que coincide con la estimación no paramétrica (anexo 7).

4.2.4 Efectos heterogéneos

Con base en lo anterior, exploramos si existen complementariedades con otros programas sociales que puedan potenciar el efecto encontrado respecto a Juntos. También exploramos los efectos heterogéneos según el nivel de educación, dado que los resultados antes presentados indicaron la influencia de esa variable en la significancia de nuestros estimadores. Para ello, trabajamos con la muestra de trabajadores en general, y la dividimos para evaluar posibles cambios en magnitudes o signos.

4.2.4.1 Otros programas sociales

Al evaluar el efecto del programa Juntos sobre la probabilidad de ser autoempleado cuando el hogar también es receptor de otros programas sociales, obtuvimos que estos otros no influyen sobre dicha variable (tabla 8). Lo cual rechaza la hipótesis de que el efecto de Juntos pueda ser mayor cuando sus beneficiarios reciben otros programas sociales.

Tabla 8
Efectos heterogéneos en la probabilidad de autoempleo por recepción de otros programas sociales

LATE	Pensión 65	Vaso de Leche	Qali Warma
Coefficiente	-3,030 (6,592)	0,960 (3,210)	-19,294 (174,970)
Controles	Sí	Sí	Sí
Ancho de banda	7,136	6,864	5,919
Observaciones	464	978	1,718
Significancia etapa 1	No	No	No

Nota. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021

4.2.4.2 Educación

En este caso evaluamos el efecto de ser beneficiario de Juntos sobre la probabilidad de ser autoempleado según diferentes niveles de educación. La tabla 9 muestra los resultados de la estimación correspondiente a los jefes de hogares catalogados como pobres por el IFH que son receptores de Juntos. Ahí se observa que los que cuentan únicamente con educación primaria tienen una probabilidad menor –en 83,5 puntos porcentuales– de ser autoempleados. También se observa que Juntos no tiene incidencia en la probabilidad de ser autoempleado para los jefes de hogar con educación secundaria o superior.

Tabla 9
Efectos heterogéneos en la probabilidad de autoempleo por nivel educativo

LATE	Primaria	Secundaria	Educación superior
Coefficiente	-0,835* (0,489)	-0,387 (0,707)	0,523 (2,854)
Observaciones	2197	1402	571
Significancia Etapa 1	Sí	Sí	Sí

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

4.2.4.3 Desplazamiento laboral

Sin embargo, lo anterior no implica que los beneficiarios de Juntos con niveles bajos de educación tiendan a convertirse en trabajadores dependientes a causa del programa. En efecto, mediante una RD difusa encontramos que dichos beneficiarios suelen migrar del autoempleo hacia empleos temporales en diversos sectores (tabla 10). En la medida en que esta movilidad laboral les permite obtener mayores ingresos, representa una contribución adicional de Juntos al bienestar de sus beneficiarios.

Tabla 10
Efecto LATE de Juntos sobre probabilidad de tener un empleo temporal para individuos con educación primaria completa como máximo

LATE	Temporal	Temporal – informal
Coefficiente	0,757* (0,413)	0,699* (0,397)
Ancho de banda	6,558	6,583
Observaciones	2197	2197

Notas. * significancia al 10%. Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

No obstante, tal desplazamiento laboral suele ocurrir hacia empleos temporales en el sector informal. Así, Juntos aumentaría la probabilidad de estar empleado temporalmente en el sector informal en casi 70 puntos porcentuales (tabla 10). De hecho, el aumento de este tipo de empleo prácticamente compensa la reducción en el autoempleo. Además, son empleos informales que en promedio generan S/ 3028 más de ingresos anuales que el autoempleo.

5. Conclusiones y recomendaciones

Los estudios consultados enseñan que la población en pobreza de países en vías de desarrollo recurre al autoempleo como fuente de subsistencia en condiciones precarias, y que los hogares pobres se ven atrapados en un círculo vicioso de bajos ingresos y estresantes carencias que limitan su productividad. Por ello, nuestro estudio ha indagado econométricamente si el programa Juntos contribuye a mejorar la productividad y los ingresos de sus beneficiarios pobres, al asegurarles transferencias monetarias con periodicidad fija que alivian no solo sus restricciones financieras, sino también sus cargas cognitivas y sesgos hacia el presente que limitan su disposición a invertir en capital.

Nuestros resultados indican, respecto a la submuestra de beneficiarios de Juntos en autoempleo, que el efecto positivo del programa sobre sus ingresos no es significativo estadísticamente, y que el efecto sobre su inversión en activos productivos es estadísticamente nulo. Ambos resultados guardan coherencia con los hallados respecto a la muestra de beneficiarios que incluye distintos tipos de empleo, en la cual se reduce en 72,5 puntos porcentuales la probabilidad de que opten por el autoempleo, particularmente cuando su nivel educativo es de primaria completa como máximo; y ocurre un desplazamiento

hacia empleos temporales, mayormente en el sector informal, pero generadores de S/ 3028 más de ingresos anuales que el autoempleo.

La opción por esos otros empleos en vez del autoempleo se explicaría no solo porque aportan más ingresos, sino también porque reducen la incertidumbre respecto a recibir pagos futuros, complementando así el rol aliviador del estrés que tienen las transferencias fijas de Juntos. Nuestros resultados sugieren entonces que los beneficiarios pobres de Juntos ven reducidas sus cargas cognitivas negativas, lo cual les permite poner más atención en tareas productivas, incrementar su productividad e ingresos laborales y tener así condiciones de vida menos precarias.

Sin mengua de lo anterior, al elaborar nuestro estudio también hemos detectado que muchos hogares beneficiarios de Juntos no son pobres según el IFH, por lo que recomendamos que sean mejorados los criterios de focalización y cobertura del programa. Esto permitiría realizar evaluaciones más certeras de la eficiencia de Juntos.

Y los hallazgos de nuestro estudio también aconsejan recomendar que se continúe investigando los efectos «colaterales» de programas sociales como Juntos, especialmente en la salud mental de los beneficiarios, a fin de que tales efectos sean tomados en cuenta al diseñar e implementar el programa. Proponemos que el cuidado de la salud mental sea incluido como corresponsabilidad programa-beneficiario; por ejemplo, cubriendo la salud mental dentro del Seguro Integral de Salud para todos los beneficiarios de Juntos.

Adicionalmente, teniendo en cuenta nuestros hallazgos respecto al impacto de Juntos según el nivel educativo y el tipo de empleo del beneficiario, conviene que la educación y capacitación laboral también sean incluidas como corresponsabilidades programa-beneficiario. Por ejemplo, ampliando el tipo de transferencias realizadas con perspectiva de largo plazo, como las de Progresá en México. Este programa implementa incentivos para promover la formación laboral y mejorar directamente las perspectivas laborales de los beneficiarios. Todo esto ayudaría a mejorar su productividad y calidad de vida, así como la calidad del empleo en el mercado laboral peruano.

Referencias

- Adamkovič, M., & Martončík, M. (2017). A review of consequences of poverty on economic decision-making: A hypothesized model of a cognitive mechanism. *Frontiers in Psychology*, 8(Oct.), article 1784. doi:10.3389/fpsyg.2017.01784
- Aghion, P., & Bolton, P. (1997). A theory of trickle-down growth and development. *Review of Economic Studies*, 64(2), 151-172. doi:10.2307/2971707

- Alderman, H., & Paxson, C. H. (1994). Do the poor insure? A synthesis of the literature on risk and consumption in developing countries. En E. L. Bacha. *Economics in a changing world* (pp. 48-78). doi:10.1007/978-1-349-23458-5_3
- Attanasio, O., & Mesnard, A. (2006). The impact of a conditional cash transfer programme on consumption in Colombia. *Fiscal Studies*, 27(4), 421-442. doi:10.1111/j.1475-5890
- Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2007). The economic lives of the poor. *Journal of Economic Perspectives*, 21(1), 141-167. doi:10.1257/jep.21.1.141
- Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational choice and the process of development. *Journal of Political Economy*, 101(2), 274-298. doi:10.1086/261876
- Banerjee, A. V., & Mullainathan, S. (2008). Limited attention and income distribution. *American Economic Review*, 98(2), 489-493. doi:10.1257/aer.98.2.489
- Barham, T. (2011). A healthier start: The effect of conditional cash transfers on neonatal and infant mortality in rural Mexico. *Journal of Development Economics*, 94(1), 74-85. doi:10.1016/j.jdeveco.2010.01.003
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49. doi:10.1007/s10887-007-9010-6
- Behrman, J. R., Parker, S. W., & Todd, P. E. (2011). Do conditional cash transfers for schooling generate lasting benefits?: A five-year followup of Progres/Oportunidades. *Journal of Human Resources*, 46(1), 93-122. doi:10.3368/jhr.46.1.93
- Bernal, N., Carpio, M. A., & Klein, T. J. (2017). The effects of access to health insurance: Evidence from a regression discontinuity design in Peru. *Journal of Public Economics*, 154(C), 122-136. doi:10.1016/j.jpubeco.2017.08.008
- Bianchi, M., & Bobba, M. (2013). Liquidity, risk, and occupational choices. *Review of Economic Studies*, 80(2), 491-511. doi:10.1093/restud/rds031
- Block, J. H., & Wagner, M. (2007). Opportunity recognition and exploitation by necessity and opportunity entrepreneurs: Empirical evidence from earnings equations. *AOM 2007 Annual Meeting: Doing Well by Doing Good*. doi:10.5465/ambpp.2007.26523855
- Calderón, G., Iacovone, L., & Juárez, L. (2016). Opportunity versus necessity: Understanding the heterogeneity of female micro-entrepreneurs. *World Bank Economic Review*, 30(April), S86-S96. doi:10.1093/wber/lhw010
- Carvalho, L. S., Meier, S., & Wang, S. W. (2016). Poverty and economic decision-making: Evidence from changes in financial resources at payday. *American Economic Review*, 106(2), 260-284. doi:10.1257/aer.20140481
- Chemin, M., De Laat, J., & Haushofer, J. (2013). Negative rainfall shocks increase levels of the stress hormone cortisol among poor farmers in Kenya. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.2294171
- Cirillo, C., & Giovannetti, G. (2018). *The impact of conditional cash transfers on households investments in productive assets and activities: Evidence from the Juntos Programme in Peru*. Working Papers – Economics 03/2018. Università degli Studi di Firenze. https://www.disei.unifi.it/upload/sub/pubblicazioni/repec/pdf/wp03_2018.pdf

- Dercon, S. (2002). Income risk, coping strategies and safety nets. *World Bank Research Observer*, 17(2), 141-166. doi:10.1093/wbro/17.2.141
- Evans, D., & Jovanovic, B. (1989). An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints. *Journal of Political Economy*, 97(4), 808-827. doi:10.1086/261629
- Fernald, L., Gertler, P. J., & Neufeld, L. (2008). Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: An analysis of Mexico's Oportunidades. *The Lancet*, 371(9615), 828-837. doi:10.1016/S0140-6736(08)60382-7
- Fields, G. S. (2019). Self-employment and poverty in developing countries. *IZA World of Labor*, 60(2). doi:10.15185/izawol.60.v2
- Fiszbein, A., Schady, N., Ferreira, F., Grosh, M., Kelecher, N., Olinto, P., & Skoufias, E. (2009). *Conditional cash transfers – Reducing present and future poverty*. World Bank Policy Research Report, 47603. doi:10.1001/jama.298.16.1900
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 35-52. doi:10.4337/9781785365065.00026
- Gertler, P. J. (2004). Do conditional cash transfers improve child health? Evidence from Progresa's control randomized experiment. *American Economic Review*, 94(2), 336-341. doi:10.1257/0002828041302109
- Gertler, P. J., Martínez, S. W., & Rubio-Codina, M. (2012). Investing cash transfers to raise long-term living standards. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1), 164-192. doi:10.1257/app.4.1.164
- Gollier, C. (2002). Discounting an uncertain future. *Journal of Public Economics*, 85(2), 149-166. doi:10.1016/S0047-2727(01)00079-2
- Guerrero, N., Molina, O., & Winkelried, D. (2020). Conditional cash transfers, spillovers and informal health care: Evidence from Peru. *Health Economics*, 29(2), 111-122. doi:10.1002/hec.3956
- Haushofer, J., & Fehr, E. (2014). On the psychology of poverty. *Science*, 344(6186), 862-867. doi:10.1126/science.1232491
- Haushofer, J., & Shapiro, J. (2016). The short-term impact of unconditional cash transfers to the poor: Experimental evidence from Kenya. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1973-2042. doi:10.1093/qje/qjw025
- Holtz-Eakin, D., Joulfaian, D., & Rosen, H. S. (1994). Entrepreneurial decisions and liquidity constraints. *The RAND Journal of Economics*, 25(2), 334-347. doi:10.2307/2555834
- Hubbard, R. G., & Judd, K. L. (1986). Liquidity constraints, fiscal policy, and consumption. *Brookings Papers on Economic Activity*, 17(1), 1-59. doi:10.2307/2534413
- Hurst, E., & Lusardi, A. (2004). Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship. *Journal of Political Economy*, 112(2), 319-347. doi:10.1111/j.1475-4991.2011.00491.x
- Imbens, G., & Kalyanaraman, K. (2012). Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. *Review of Economic Studies*, 79(3), 933-959. doi:10.1093/restud/rdr043

- INEI. (2016). *Encuesta Nacional de Hogares sobre Condiciones de Vida y Pobreza*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. <http://webinei.inei.gob.pe>
- INEI. (2020). *Producción y empleo informal en el Perú*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/.../publicaciones_digitales/Est/Lib1764.pdf
- Kaur, S., Mullainathan, S., Oh, S., & Schilbach, F. (2021). *Do financial concerns make workers less productive?* NBER Working Paper 28338. <https://www.nber.org/papers>
- Kremer, M., Rao, G., & Schilbach, F. (2019). Behavioral development economics. En B. Douglas Bernheim, S. DellaVigna & D. Laibson. *Handbook of behavioral economics – Foundations and applications 2* (cap. 5, pp. 346-458). Elsevier. doi:10.1016/bs.hesbe.2018.12.002
- La Porta, R., & Shleifer, A. (2008). The unofficial economy and economic development. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 275-363. doi:10.1353/eca.0.0016
- Lee, D. S., & Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity designs in economics. *Journal of Economics Literature*, 48(2), 281-355. doi:10.1257/jel.48.2.281
- Lichand, G. (2010). *Decomposing the effects of CCTs on entrepreneurship*. World Bank Policy Research Working Paper 5457. doi:10.1596/1813-9450-5457
- Liu, L., Feng, T., Suo, T., Lee, K., & Li, H. (2012). Adapting to the destitute situations: Poverty cues lead to short-term choice. *PLoS One*, 7(4), 1-6. doi:10.1371/journal.pone.0033950
- Maluccio, J. A. (2010). The impact of conditional cash transfers on consumption and investment in Nicaragua. *Journal of Development Studies*, 46(1), 14-38. doi:10.1080/00220380903197952
- Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., & Zhao, J. (2013). Response to comment on «poverty impedes cognitive function». *Science*, 342(6163), 1169. doi:10.1126/science.1246799
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698-714. doi:10.1016/j.jeconom.2007.05.005
- Millán, T. M., Barham, T., Macours, K., Maluccio, J. A., & Stampini, M. (2019). Long-term impacts of conditional cash transfers: Review of the evidence. *World Bank Research Observer*, 34(1), 119-159. doi:10.1093/wbro/lky005
- Mullainathan, S., & Shafir, E. (2013). *Scarcity: Why having too little means so much*. Times Books. ISBN: 0-80-509264-1. <https://behavioralscientist.org/scarcity-excerpt>
- Parker, S. (2004). *The economics of self-employment and entrepreneurship*. ISBN: 9780511493430. doi:10.1017/CBO9780511493430
- Reynolds, P., Bosma, N., Autio, E., ... Chin, N. (2005). Global entrepreneurship monitor: Data collection design and implementation 1998-2003. *Small Business Economics*, 24(3), 205-231. doi:10.1007/s11187-005-1980-1
- Ribas, R. P. (2019). Liquidity constraints, spillovers, and entrepreneurship: Evidence from a cash transfer program. *Small Business Economics*, 55, 1131-1158. doi:10.1007/s11187-019-00178-1

- R. M. N.º 320-210-PCM. (2010, 24 de septiembre). *Aprueban la Ficha Socioeconómica Única (FSU) y la metodología de cálculo del índice de focalización de hogares que serán utilizadas por el Sistema de Focalización de Hogares (Sisfoh)*. Normas Legales, N.º 426287. Diario Oficial El Peruano. <https://vlex.com.pe/vid/fsu-focalizacion-sisfoh-222196923>
- Schultz, T. P. (2004). School subsidies for the poor: Evaluating the Mexican Progresa poverty program. *Journal of Development Economics*, 74(1), 199-250. doi:10.1016/j.jdeveco.2003.12.009
- The Economist*. (2010, 29 de julio). Give the poor money. Conditional cash-transfers are good. They could be even better. *The Economist*. <https://www.economist.com/leaders/2010/07/29>
- Todd, J. E., Winters, P. C., & Hertz, T. (2010). Conditional cash transfers and agricultural production: Lessons from the Oportunidades experience in Mexico. *Journal of Development Studies*, 46(1), 39-67. doi:10.1080/00220380903197945
- Zegarra, E. (2015). *Efectos dinámicos del programa Juntos en decisiones productivas de los hogares rurales del Perú*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <https://repositorio.grade.org.pe/handle/20.500.12820/537>

Anexo 1

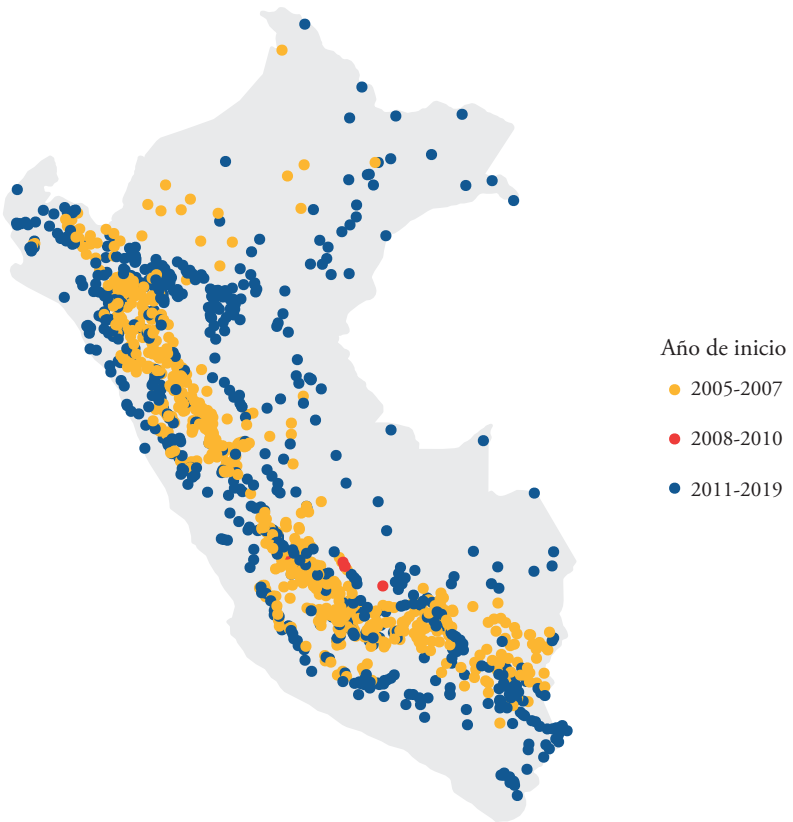
La condición de pobreza como criterio de elegibilidad a Juntos: clasificación socioeconómica del hogar en el Sisfoh, R. M. N.º 184-2019-Midis³

1. Evaluación de la afiliación a seguros de salud privados
Evaluación de la afiliación a un seguro privado de salud o acceso a empresa prestadora de salud por parte del jefe del hogar o su cónyuge. Los hogares con esta característica serán considerados como no pobres.
2. Evaluación de la tenencia de vehículos
Con base en la Sunarp, los hogares en los que alguno de sus miembros tenga posesión de un automóvil o camioneta o camión serán considerados como no pobres.
3. Evaluación de ingresos del hogar
Con información de la Sunat, se comparan los ingresos mensuales promedio del hogar per cápita (de primera, tercera, cuarta y quinta categoría) contra ciertos puntos de corte. Estos son S/ 948 para Lima Metropolitana, S/ 718 para la zona urbana y S/ 380 para la zona rural. Los hogares por encima de estos umbrales son considerados no pobres.
4. Evaluación por el consumo en servicios de electricidad
Se utilizan las bases de datos de Osinergmin. Los puntos de corte son S/ 25,11, S/ 16,76 y S/ 7,80 para Lima Metropolitana, zona urbana y rural, respectivamente. Los hogares por encima de estos umbrales son considerados no pobres.
5. Cálculo del índice de focalización de hogares
Se utilizan 15 conglomerados para el cálculo del IFH, según los dominios geográficos y si es zona urbana o rural. Las variables utilizadas para este fin se dividen en cuatro categorías:
 - Bienes del hogar
 - Servicios básicos del hogar
 - Calidad de la vivienda
 - Población.

³ Este anexo, por tratarse de normatividad, ha sido parcialmente transcrito de esa Resolución Ministerial.

Anexo 2

Expansión de la cobertura del programa Juntos a nivel distrital, 2005-2019



Fuente: <http://www2.juntos.gob.pe/infojuntos>. Elaboración propia, 2021.

Anexo 3
Cálculo del IFH: metodología MEF 2011

Siguiendo la metodología MEF 2011, el IFH es calculado de manera que tome un valor entre 0 y 100. Utilizando la Enaho de 2016, es posible reconstruir el índice basándose en los pesos asignados a cada variable, que, cabe resaltar, varían según área geográfica (Lima, otras áreas urbanas, y áreas rurales). La siguiente tabla muestra las variables consideradas, donde existen alternativas mutuamente excluyentes, y sus correspondientes pesos.

Pesos de componentes del IFH

	Lima Metropolitana	Otras áreas urbanas	Áreas rurales
Combustible para cocinar			
No cocina	-0,49	-0,67	-0,76
Otro	-0,40	-0,50	-0,38
Leña	-0,37	-0,33	0,05
Carbón	-0,33	-0,22	0,36
Querosene	-0,29	-0,19	0,37
Gas	0,02	0,12	0,52
Electricidad	0,43	0,69	0,52
Suministro de agua			
Otro	-0,78	-0,58	
Río	-0,65	-0,42	
Pozo	-0,62	-0,37	
Cisterna de agua	-0,51	-0,34	
Pilón de uso público	-0,41	-0,32	
Red pública dentro de la vivienda	-0,35	-0,25	
Red fuera de la vivienda, pero en edificio	0,10	0,12	
Material de paredes			
Otro	-0,70	-0,80	
Madera o estera	-0,48	-0,55	
Piedra con barro	-0,44	-0,46	
Quincha	-0,41	-0,43	
Arcilla	-0,39	-0,38	
Adobe	-0,37	-0,20	

Piedras, cal o concreto	-0,33	-0,07	
Ladrillo o adobe secado al sol	0,10	0,25	
Tipo de desagüe			
Ninguno	-0,89	-0,68	
Río	-0,75	-0,49	
Pozo ciego o negro	-0,59	-0,40	
Pozo séptico	-0,46	-0,30	
Red fuera de la vivienda, pero en edificio	-0,39	-0,21	
Red dentro de la vivienda	0,10	0,20	
Número de miembros con seguro de salud			
Ninguno	-0,26	-0,25	-0,10
Uno	-0,04	0,06	0,50
Dos	0,06	0,17	0,59
Tres	0,14	0,27	0,66
Más de tres	0,32	0,48	0,86
Bienes para identificar riqueza del hogar			
Ninguno	-0,47	-0,35	-0,11
Uno	-0,17	0,05	0,64
Dos	0,02	0,25	0,83
Tres	0,15	0,40	0,90
Cuatro	0,25	0,52	1,09
Cinco	0,47	0,75	1,09
Tiene teléfono fijo			
Sí	-0,32		
No	0,20		
Material de techo			
Otro	-0,86	-0,90	
Paja	-0,74	-0,72	
Estera	-0,67	-0,62	
Caña	-0,38	-0,23	
Tejas	-0,23	0,03	
Madera o estera	-0,21	0,07	
Cemento	0,17	0,32	

Educación del jefe del hogar			
Ninguna	-0,51	-0,57	-0,59
Preescolar	-0,43	-0,25	-0,08
Primaria	-0,28	0,01	0,35
Secundaria	-0,06	0,19	0,59
Superior no universitaria	0,10	0,33	0,68
Pregrado	0,22	0,55	0,88
Posgrado	0,40	0,55	0,88
Material de pisos			
Otro	-0,97	-1,12	
Tierra/adobe	-0,60	-0,47	
Cemento	-0,16	-0,01	
Madera	0,08	0,30	
Losetas	0,16	0,40	
Láminas vinílicas	0,28	0,51	
Parqué	0,51	0,71	
Hacinamiento			
Más de 6	-0,68		
Entre 4 y 6	-0,51		
Entre 2 y 4	-0,31		
Entre 1 y 2	-0,07		
Menos de 1	0,24		
Máximo nivel de educación en el hogar			
Ninguno			-0,35
Primaria			0,11
Secundaria			0,41
Superior no universitaria			0,62
Pregrado			0,83
Electricidad			
Sí			0,22
No			-0,29
Piso de tierra			
Sí			-0,17
No			0,47

Fuente: R. M. N.º 320-210-PCM. Elaboración propia, 2021.

Siguiendo la reconstrucción realizada por Bernal, Carpio y Klein (2017), el ifh_{ij} es calculado como una combinación lineal de las características del hogar con sus pesos específicos. Así, se estandariza entre 0 y 100 el resultado obtenido, de la siguiente manera:

$$ifh_{ij}' = 100 * \frac{ifh_{ij} - ifh_j^{min}}{ifh_j^{max} - ifh_j^{min}}$$

donde ifh_j^{min} e ifh_j^{max} son los mínimos y máximos del ifh en el clúster j , respectivamente.

Como paso siguiente, para evaluar la clasificación socioeconómica del hogar, el Sisfoh define umbrales de IFH de acuerdo con 15 agrupaciones (*clusters*), tal que si $ifh_{ij} < umbral_j$, el hogar es considerado como «Pobre». La siguiente tabla presenta los umbrales de acuerdo con cada clúster:

Umbrales de IFH según clúster

Clúster	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Umbral IFH	33	36	34	38	35	34	52	42	44	50	44	43	43	33	55

Fuente: R. M. N.º 184-2019-Midis (véase el anexo 1). Elaboración propia, 2021.

Anexo 4
Estadísticos descriptivos de población empleada, 2016

Pobre (IFH<0)	Recibe Juntos		No recibe Juntos		Todos
	Pobre	No pobre	Pobre	No pobre	
(A) Características demográficas					
Mujer	0,40 (0,49)	0,31 (0,46)	0,40 (0,49)	0,35 (0,48)	0,35 (0,48)
Edad	40,82 (14,56)	39,72 (13,42)	53,87 (19,38)	44,00 (16,77)	44,45 (17,02)
Años de educación	5,72 (4,00)	7,26 (3,62)	4,46 (4,43)	8,28 (4,38)	7,33 (4,44)
Número de miembros en el hogar	5,09 (1,91)	5,05 (1,72)	2,87 (1,88)	4,13 (2,00)	4,19 (2,04)
Jefa del hogar es mujer	0,20 (0,40)	0,14 (0,34)	0,31 (0,46)	0,15 (0,36)	0,18 (0,38)
Analfabeto	0,20 (0,40)	0,07 (0,26)	0,31 (0,46)	0,06 (0,24)	0,11 (0,31)
Lengua materna es español	0,70 (0,46)	0,70 (0,46)	0,59 (0,49)	0,77 (0,42)	0,72 (0,45)
Pobreza en distrito	54,20 (9,17)	54,48 (10,29)	54,49 (11,00)	51,68 (10,04)	52,83 (10,28)
(B) Indicadores laborales					
Ingresos laborales	5794,42 (4826,66)	5933,77 (5049,09)	4711,81 (4919,24)	6776,74 (5775,79)	6229,02 (5502,84)
Autoempleado	0,60 (0,49)	0,65 (0,48)	0,71 (0,46)	0,59 (0,49)	0,62 (0,49)
Trabajador independiente	0,58 (0,50)	0,61 (0,49)	0,68 (0,47)	0,55 (0,50)	0,58 (0,49)
Empleador	0,02 (0,15)	0,04 (0,20)	0,03 (0,16)	0,04 (0,19)	0,04 (0,19)
Trabaja en negocio propio o familiar	0,14 (0,38)	0,07 (0,27)	0,11 (0,32)	0,16 (0,37)	0,13 (0,34)
Observaciones	255	847	639	2429	4170

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Anexo 5
Estadísticos descriptivos de población autoempleado, 2016

Pobre (IFH<0)	Recibe Juntos		No recibe Juntos		Todos
	Pobre	No pobre	Pobre	No pobre	
(A) Características demográficas					
Mujer	0,43 (0,50)	0,35 (0,48)	0,46 (0,50)	0,37 (0,48)	0,39 (0,49)
Edad	45,36 (13,86)	43,50 (12,44)	61,59 (16,93)	50,26 (16,06)	50,73 (16,52)
Años de educación	4,85 (3,81)	6,53 (3,51)	3,02 (3,46)	6,96 (4,02)	6,01 (4,10)
Número de miembros en el hogar	4,75 (1,73)	4,95 (1,79)	2,43 (1,69)	3,78 (1,92)	3,82 (2,02)
Jefa del hogar es mujer	0,23 (0,42)	0,13 (0,34)	0,35 (0,48)	0,15 (0,35)	0,19 (0,39)
Analfabeto	0,26 (0,44)	0,10 (0,30)	0,40 (0,49)	0,08 (0,28)	0,15 (0,36)
Lengua materna es español	0,67 (0,47)	0,65 (0,48)	0,52 (0,50)	0,72 (0,45)	0,66 (0,47)
Pobreza en distrito	54,67 (9,49)	54,79 (10,55)	54,99 (11,26)	52,41 (10,16)	53,52 (10,49)
(B) Indicadores laborales					
Ingresos por autoempleo	4739,93 (6927,84)	5054,29 (7447,09)	2848,46 (4283,11)	5984,91 (10 589,28)	5130,72 (8971,10)
Trabajador independiente	0,96 (0,19)	0,93 (0,26)	0,96 (0,19)	0,93 (0,26)	0,94 (0,25)
Empleador	0,04 (0,19)	0,07 (0,26)	0,04 (0,19)	0,07 (0,26)	0,06 (0,25)
Trabaja en negocio propio o familiar	0,20 (0,45)	0,08 (0,28)	0,14 (0,35)	0,16 (0,37)	0,14 (0,35)
Hace algo en casa para vender	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,05 (0,21)	0,07 (0,26)	0,05 (0,22)
Vende prod. de belleza, ropa, etc.	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,07 (0,26)	0,04 (0,20)
Realiza labor artesanal	0,00 (0,00)	0,04 (0,20)	0,00 (0,00)	0,01 (0,12)	0,02 (0,13)
Fabrica algún producto	0,00 (0,00)	0,13 (0,34)	0,05 (0,21)	0,01 (0,12)	0,04 (0,20)
Costo de activos prod. en hogar	670,86 (1275,04)	7254,93 (11 668,37)	5163,57 (12 806,68)	6112,40 (18 505,38)	5985,30 (16 623,43)
Observaciones	165	621	567	1646	2999

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Anexo 6
Variables de salud mental o cargas cognitivas de la Endes, 2016

Variables Endes	Categorías
QS704A Últimos 12 meses tuvo poco interés	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704B Se sintió deprimido(a)	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704C Tuvo problemas para dormir	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704D Se sintió cansado(a)	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704E Tuvo poco apetito	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704F Dificultad en poner atención	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704G Poco movimiento	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704H Pensamiento de morir	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)
QS704I Sentirse mal de sí mismo(a)	0 Para nada 1 Varios días (1 a 6 días) 2 La mayoría de días (7 a 11 días) 3 Casi todos los días (12 a más días)

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.

Anexo 7

Efecto LATE de participar en Juntos sobre ingresos laborales y la probabilidad de estar autoempleado. Estimación paramétrica. Muestra de trabajadores

LATE	ln_ing	autoem
Coefficiente	1,427 (0,937)	-0,642 (0,411)
Controles	Sí	Sí
Ancho de banda	6,070	5,935
Observaciones	856	842

Nota. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: INEI (2016). Elaboración propia, 2021.