

Informalidad y reforma de pensiones en Bolivia: el caso de la Renta Dignidad

Carla Canelas^I y Miguel Niño-Zarazúa^{II}

Resumen

La forma en que los programas de protección social afectan las opciones laborales es una cuestión que ha estado en el centro de la investigación en la economía laboral durante décadas. Recientemente se observa una escasa literatura que se ha centrado en los efectos de la protección social en las opciones laborales y el empleo informal en el contexto de los países de ingresos bajos y medios. Este artículo contribuye a este objetivo examinando el efecto de la Renta Dignidad de Bolivia, una pensión de vejez universal no contributiva que cubre a todos los bolivianos mayores de 60 años o mayor edad. Los criterios de elegibilidad de edad y el momento del anuncio del programa, tienen un desfase, por el cual se implementa un enfoque de diferencia en diferencias. En general, encontramos que Renta Dignidad no tiene efectos perjudiciales sobre la participación en la fuerza laboral y la intensidad del trabajo de los miembros adultos de los hogares beneficiarios. En cambio, encontramos que la pensión reduce la intensidad del trabajo para las niñas de 12 a 18 años que viven con un pensionado, lo que indica un efecto positivo en la distribución del tiempo dentro del hogar. En términos de elección laboral, Renta Dignidad reduce la probabilidad de tener un empleo asalariado en las zonas rurales en alrededor de 8 puntos porcentuales, lo que denota un cambio del empleo formal al informal.

Palabras clave: protección social; Bolivia; Informalidad; pensiones no contributivas.

Clasificación JEL: H55; I38; J21; J26

El artículo original “*Informality and Pension Reforms in Bolivia: The Case of Renta Dignidad*” apareció en *The Journal of Development Studies*, 58:7, 1436-1458, DOI: 10.1080/00220388.2022.2061856

I Departamento de Economía, Universidad Americana de París, París, Francia. Centre d’Economie de la Sorbonne, Université Paris 1 Pantheon-Sorbonne, París, Francia.

II Departamento de Economía, Universidad SOAS de Londres, Londres, Reino Unido. Instituto Mundial de Investigación sobre Economía del Desarrollo de la Universidad de las Naciones Unidas (UNU-WIDER), Helsinki, Finlandia.

Dirección para correspondencia: Carla Canelas, Departamento de Economía, Universidad Americana de París, París, Francia; Université Paris 1 Pantheon-Sorbonne, París, Francia. Correo electrónico: carla.canelas@univ-paris1.fr

© 2022 UNU-WIDER. Publicado por Informa UK Limited, comercializada como Taylor & Francis Group.

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la licencia Creative Commons Attribution 3.0 IGO que permite el uso, la distribución y la reproducción sin restricciones y no comerciales en cualquier medio, siempre que el trabajo original esté debidamente citado.

Nota aclaratoria: Los autores son miembros del personal de UNU-WIDER y son los únicos responsables de las opiniones expresadas en el artículo, que no necesariamente representan las opiniones, decisiones o políticas de UNU-WIDER o Taylor & Francis Group.

Introducción

Una cuestión importante relacionada con el funcionamiento de los mercados laborales es la naturaleza del empleo informal y los mecanismos que impulsan su expansión. Según la Organización Internacional del Trabajo (OIT), alrededor de la mitad de la población mundial en edad de trabajar se emplea en el sector de economía informal (OIT, 2019). Esta cuestión es particularmente importante entre los países de ingreso bajo y medio-bajo, donde la informalidad está muy extendida (absorbe entre el 80 y el 90 por ciento y entre el 70 y el 80 por ciento del empleo no agrícola total, respectivamente) y se caracteriza por una baja remuneración, condiciones de trabajo precarias y acceso limitado o nulo a formas institucionalizadas de protección social (Banco Mundial 2019).¹

De hecho, las pensiones contributivas de vejez, los seguros médicos y otros planes contributivos cubren sólo una fracción de los pobres. En América Latina, por ejemplo, sólo alrededor del 8.5 por ciento de la población del primer quintil de la distribución del ingreso recibe prestaciones de seguridad social, y esta proporción desciende al 1.6 por ciento entre los países de bajos ingresos (Niño-Zarazúa, 2019). Las empresas que operan en la economía informal también enfrentan barreras para ingresar a los mercados de consumo y las cadenas de valor en la producción industrial debido a la baja productividad y los productos de baja calidad (La Porta y Shleifer, 2014; Masatlioglu y Rigolini, 2008), el racionamiento del crédito de los prestamistas formales (Straub, 2005; Wellalage y Locke, 2016), y exclusión de beneficios fiscales y otros planes gubernamentales (Hoseini, 2020).

Este artículo contribuye a la literatura evaluando el efecto de la Renta Dignidad de Bolivia, una pensión

de vejez universal no contributiva, sobre los resultados del mercado laboral y el empleo informal.² Para la identificación, aprovechamos la discontinuidad generada por el criterio de elegibilidad de la edad de la pensión, así como el cambio en la cobertura legal que resultó de una reforma política que redujo la edad de elegibilidad de la pensión de 65 a 60 años, calculando los estimadores conforme al análisis por intención de tratar (AIT) basados en el enfoque econométrico de Diferencia en Diferencias (DD). Bolivia tiene la mayor proporción de empleo informal respecto del empleo total en América Latina, con el 86 por ciento de los trabajadores empleados en la economía informal (OIT, 2021). Esto hace relevante el caso de Bolivia, ya que puede proporcionar información sobre cómo las pensiones no contributivas pueden influir en las opciones laborales y el empleo informal.

La literatura económica ha enfatizado tradicionalmente la naturaleza dual de los mercados laborales en los países en desarrollo –la hipótesis del mercado laboral dual– según la cual un exceso de oferta de mano de obra no calificada es el resultado de bajas dotaciones de capital humano y salarios de eficiencia que son bajos, fijados por encima de los precios de compensación del mercado (Fields, 1975; Lewis, 1954; Stiglitz, 1976). También se espera que las normas discriminatorias contra las mujeres, las personas mayores, las minorías y los grupos vulnerables exacerbaban la segmentación del mercado laboral, haciendo del empleo informal una estrategia de último recurso para evitar el hambre y la indigencia (Chen, Vanek y Heintz, 2006; Gulyani y Talukdar, 2010).

Los críticos de la hipótesis del mercado laboral dual argumentan que la segmentación del mercado

1 La OIT (2004), p.2, define la protección social como "un conjunto de medidas públicas que una sociedad proporciona a sus miembros para protegerlos contra las dificultades económicas y sociales causadas por la ausencia o una reducción sustancial de los ingresos del trabajo como resultado de diversas contingencias...". Estas "medidas públicas" incluyen estrategias políticas distintivas dentro de las políticas de seguridad y asistencia sociales. El seguro social incluye planes contributivos destinados a proteger a los trabajadores contra contingencias relacionadas con el curso de la vida y el trabajo, mientras que los programas de asistencia social incluyen instrumentos de política financiados con impuestos y también financiados por donantes para hacer frente a la pobreza y la vulnerabilidad.

2 En el momento de la reforma de 2007, la Renta Dignidad era el único sistema de pensiones no contributivo en América Latina que adoptaba un enfoque universal, en lugar de un enfoque centrado en la pobreza (Escobar Loza et al., 2013).

laboral puede no existir si hay un movimiento de libre entrada desde los mercados laborales informales a los formales (Heckman y Hotz, 1986; Prata y Quintin, 2006; Rosenzweig, 1988). Desde esa perspectiva, el empleo informal no es una elección hecha por necesidad, sino el resultado de decisiones estratégicas individuales tomadas para maximizar la utilidad y explotar la ventaja comparativa que el empleo informal ofrece a los trabajadores (Gindling, 1991; Magnac, 1991; Maloney, 2004). Los incentivos adversos en los sistemas tributarios y de prestaciones sociales, junto con marcos legales e instituciones de aplicación débiles e ineficaces, exacerbaría el nivel de informalidad (Dabla-Norris, Gradstein e Inchauste, 2008; Kanbur, 2017), con consecuencias mucho mayores para el funcionamiento de los mercados laborales y el desarrollo económico.

Sin embargo, estas hipótesis contrapuestas pueden conciliarse considerando la posibilidad de que los mercados laborales informales sean heterogéneos y se caractericen por su propia dualidad interna (Fields, 1990; Marcouiller, de Castilla y Woodruff, 1997). Según esta visión, los mercados laborales informales están compuestos por un sistema de dos niveles en el que un sector informal de nivel inferior (un segmento de fácil entrada en la terminología de Fields (1990)) sería la estrategia de último recurso para los más pobres y menos favorecidos, con una productividad marginal insignificante del trabajo, mientras que un nivel superior en el sector informal reflejaba decisiones voluntarias y estratégicas (Canelas, 2019; Cunningham y Maloney, 2001; Günther y Launov, 2012).

Si bien el empleo informal puede ser la estrategia de último recurso más probable entre los más pobres, en niveles más altos de dotación de capital, las decisiones estratégicas de los trabajadores podrían verse influenciadas por la presencia de beneficios de protección social. El efecto que los programas de protección social pueden tener sobre las opciones laborales se ha convertido en un tema importante en la literatura sobre economía laboral, en particular para

el caso de las economías industrializadas. Las reseñas de Hoynes (1997) y Moffitt (2002) demostraron que los cambios en la elegibilidad y la generosidad de los beneficios sociales pueden tener efectos significativos en la oferta de mano de obra en el margen, al aumentar el salario de reserva de los beneficiarios.

En el contexto de los países en desarrollo, una creciente literatura que examina los efectos de los programas de protección social no contributiva sobre la oferta de mano de obra adulta y las opciones laborales entre los pobres encuentra evidencia abrumadora de efectos positivos (o insignificantes).³ Son menos los estudios que analizan los efectos de los programas de protección social sobre el empleo informal con resultados contrastantes: algunos reportan un aumento del empleo informal (Bobba, Flabbi, Levy y Tejada, 2021; Bosch y Campos-Vázquez, 2014; Camacho, Conover y Hoyos, 2013; Levy, 2018), mientras que otros reportan efectos insignificantes (Azuara y Marinescu, 2013; Campos-Vázquez y Knox, 2013; Cruces y Bérngolo, 2013).

La literatura que se centra específicamente en los efectos de las pensiones de vejez no contributivas sobre la informalidad (Antón, Trillo, y Levy, 2012; Attanasio, Meghir, y Otero, 2011; Bosch y Guajardo, 2012; Bosch y Manacorda, 2012; Calderón-Mejía y Marinescu, 2012; Galiani, Gertler, y Bando, 2016; Hernani-Limarino y Mena, 2015) encuentran que la presencia de estos esquemas puede afectar las elecciones y expectativas laborales de la población en edad de trabajar, aunque estos efectos son heterogéneos según los contextos, los niveles de ingresos y los subgrupos de población. Nuestro estudio contribuye a esta pequeña literatura al examinar el efecto de Renta Dignidad en los resultados del mercado laboral y el empleo informal. En general, nuestros resultados sugieren que el acceso a Renta Dignidad, ya sea como beneficiario directo o indirecto, no tuvo efectos sobre la oferta laboral o la intensidad del trabajo, medida por el número de horas trabajadas. Sin embargo, encontramos evidencia que indica que la

3 Para una revisión de la literatura sobre el impacto de los programas de protección social en la oferta de mano de obra, véase Barrientos y Niño-Zarazúa (2010), Bastagli et al. (2019).

pensión aumentó la incidencia del trabajo por cuenta propia entre los miembros del hogar en edad de trabajar que viven con pensionados en áreas rurales, lo que llevó a un cambio del empleo asalariado formal al trabajo por cuenta propia informal. En la Sección 5 analizamos los posibles mecanismos que sustentan estos resultados.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera: la Sección 2 proporciona una revisión de la literatura sobre la oferta laboral y el empleo informal, prestando atención a la escasa literatura sobre los efectos de los programas de protección social en la informalidad, particularmente en el caso de las

pensiones sociales. La Sección 3 presenta una visión general de Renta Dignidad, destacando los aspectos centrales y características de la antigua reforma de pensiones en términos de edad de elegibilidad y tamaño de la transferencia, mientras que la Sección 4 analiza los datos y las estrategias de identificación y estimación adoptadas en el estudio. La Sección 5 presenta los resultados con respecto al impacto de Renta Dignidad en la oferta laboral en términos de (1) beneficiarios directos; (2) otros miembros de la familia, incluidos los niños; y (3) la propensión a dedicarse al empleo informal. La sección 6 concluye con un análisis de las implicaciones de nuestros hallazgos para el diseño de políticas.

Revisión de la literatura

Protección social y oferta laboral

Una creciente literatura ha examinado los efectos de los programas de protección social en la oferta de mano de obra y las opciones laborales en el contexto de los países en desarrollo, aunque una parte de ella más limitada se ha centrado específicamente en la relación causal entre las prestaciones sociales y el empleo informal.

En México, por ejemplo, Behrman y Parker (2013) reportan efectos positivos, pero pequeños, del programa *Progresas/Oportunidades* en la oferta laboral, y las mujeres reportan efectos mayores que los hombres. En Colombia, Barrientos y Villa (2015) encuentran efectos positivos de *Familias en Acción* en la oferta laboral, especialmente entre madres solteras y hombres adultos jóvenes. En la República Dominicana, Canavire Bacarreza y Vásquez Ruiz (2013) encuentran efectos positivos del programa de transferencias monetarias *Solidaridad* en la participación de los adultos en la fuerza laboral. Menos estudios han informado efectos negativos. Por ejemplo, Teixeira (2010) reporta reducciones estadísticamente

significativas en la intensidad laboral como resultado de la *Bolsa Familia* de Brasil.

Si bien la mayoría de los estudios no han abordado explícitamente la preocupación por el empleo informal, se puede inferir por el nivel de ingresos y el tipo de ocupación de la mayoría de los beneficiarios de programas a la pobreza, que cualquiera que sean sus efectos, éstos son restringidos al sector informal. Esto es particularmente cierto para aquellos estudios que informan una significativa reasignación del tiempo de pasar del trabajo asalariado eventual y mal remunerado al autoempleo, como el de Macours, Schady y Vakis (2012) sobre *Atención a la Crisis de Nicaragua*; el estudio de Asfaw, Davis, Dewbre, Handa y Winters (2014) sobre la Transferencia Monetaria para Huérfanos y Niños Vulnerables de Kenia; el análisis de Covarrubias, Davis y Winters (2012) del Programa de Transferencia Social de Efectivo de Malawi; el análisis de Daidone, Davis, Dewbre y Covarrubias (2015) con respecto al programa de Subvenciones para Niños de Lesoto; y el estudio de Cheema *et al.* (2020) sobre el Programa de Apoyo a los Ingresos Benazir de Pakistán.

En otros contextos, sin embargo, los estudios han encontrado un cambio del trabajo por cuenta propia al empleo asalariado como resultado de intervenciones de protección social, como el de Mochiah, Osei y Akoto (2014) sobre el programa de Empoderamiento del Sustento contra la Pobreza (*Livelihood Empowerment Against Poverty -LEAP-*) de Ghana. Si bien el cambio hacia el empleo asalariado podría en algunos contextos representar un resultado positivo, no está claro si esa medida conduce a una transición del empleo informal al formal.

Protección social y empleo informal

Una corriente de la literatura examina la relación causal entre los beneficios de protección social y el empleo informal, principalmente en el contexto de América Latina.⁴ Por su parte, de Holanda Barbosa y Corseuil (2014) analizaron el caso *Bolsa Familia* de Brasil y encontraron efectos negativos pero insignificantes. En Argentina, Garganta y Gasparini (2015) examinan el impacto de la *Asignación Universal por Hijo*, un programa de subsidio infantil sobre la informalidad, y encontraron un grande y significativo efecto de desincentivo a la formalización, aunque esto se limitó a los beneficiarios del programa que ya estaban activos en el mercado laboral informal. Los autores no encuentran evidencia de un cambio de opciones del empleo formal al informal. En Uruguay, Cruces y Bérangolo (2013) estudian la expansión del seguro de salud y sus efectos sobre las personas dependientes de los trabajadores formales encontrando impactos significativos en el empleo formal. En Colombia, Camacho *et al.* (2013) analizó el régimen subsidiado del seguro público de salud y encontraron evidencia sólida de un aumento en el empleo informal de aproximadamente 4 puntos porcentuales.

Varios estudios se han centrado en el *Seguro Popular* de México, un esquema de seguridad social de salud de tipo no contributivo, que se introdujo en

2003 para ampliar el acceso a los servicios de salud a la población en condición de pobreza y vulnerabilidad, que habían sido excluidos de los regímenes de seguridad social contributivos. Si bien estos estudios adoptan estrategias de identificación similares, encuentran resultados contrastantes.⁵ Por ejemplo, Aterido, Hallward-Driemeier y Pagés (2011) encontraron que el *Seguro Popular* impactó negativamente la propensión al empleo formal, con una reducción de 3.1 puntos porcentuales en la entrada de trabajadores a la economía formal. El impacto fue mayor para aquellos con menor nivel educativo y para cuyos miembros del hogar tenían cobertura de seguridad social. De manera similar, Bosch y Campos-Vázquez (2014) encuentran que el *Seguro Popular* tuvo un efecto negativo en el empleo formal entre las pequeñas y medianas empresas.

Por el contrario, utilizando una estrategia de identificación similar, Azuara y Marinescu (2013) encontraron que el *Seguro Popular* tuvo efectos insignificantes sobre la informalidad en la población en general, aunque encontraron un pequeño aumento en el empleo informal de alrededor del 1.7 por ciento para los trabajadores con menor nivel educativo. Bosch y Campos-Vázquez (2014) restringieron el análisis a ciudades grandes y prósperas, y no encontraron evidencia de una relación causal entre el *Seguro Popular* y la propensión al empleo formal o informal. Por lo tanto, la escasa evidencia parece sugerir la presencia de un mercado laboral informal segmentado con su propia dualidad interna, según la cual los trabajadores más pobres y con menor educación probablemente sean más receptivos a los beneficios del seguro social de salud.

Pensiones no contributivas y empleo informal

En el caso específico de las pensiones no contributivas de vejez (o sociales), ha habido una expansión

⁴ Para una revisión anterior sobre el tema, véase Bosch y Manacorda (2012).

⁵ Para discusiones técnicas y políticas sobre las implicaciones del Seguro Popular para el empleo informal, véase Antón *et al.* (2012), Levy (2010) y Levy (2018).

muy considerable de estos programas en el mundo en desarrollo, de sólo 31 pensiones sociales operando en el año 2000, hasta más de 50 programas en 2018, con una cobertura de aproximadamente 200 millones de beneficiarios directos (Niño-Zarazúa, 2019).

Si bien la evidencia sugiere que las pensiones sociales han sido efectivas para reducir la pobreza y la vulnerabilidad en la vejez (Azeem, Mugerá y Schilizzi, 2019; Barrientos, 2015; Kakwani y Subbarao, 2007; Zhang, Luo y Robinson, 2020), existen preocupaciones sobre los efectos adversos que podrían generar en la oferta laboral y las opciones de trabajo (Antón *et al.*, 2012; Bosch y Manacorda, 2012). Al garantizar una fuente de ingresos en la vejez independientemente de las aportaciones de los trabajadores a un fondo de pensiones, las pensiones sociales podrían influir de facto en las expectativas de los trabajadores y opciones ocupacionales que en última instancia afectan el empleo informal, con implicaciones importantes para la eficiencia económica (Levy, 2009).

La literatura que se centra en los efectos de las pensiones no contributivas en el empleo informal sugiere que estos esquemas pueden efectivamente aumentar el empleo informal, aunque sus efectos son heterogéneos entre contextos y subgrupos de población. En Argentina, Bosch y Guajardo (2012) examinan el efecto de la Moratoria, un plan que proporciona ingresos por pensiones a los trabajadores independientemente de si han completado sus contribuciones a la seguridad social a través de un empleo formal. Los autores encuentran que el programa condujo a una disminución de 2.5 puntos porcentuales en el empleo formal entre las mujeres de 60 a 64 años, y un gran aumento en la proporción de trabajadores del sector informal que reciben una pensión. En Colombia, Calderón-Mejía y Marinescu (2012) estudian el impacto de una serie de reformas que consiste en unificar el pago de los sistemas de seguros de salud y pensiones. Utilizando el despliegue progresivo del sistema de pagos como estrategia de identificación, los autores encontraron que la agrupación de ambos beneficios aumentó tanto la formalidad como la informalidad en pequeños márgenes de alrededor de 1 punto porcentual. El aumento de la formalidad se concentró entre los trabajadores asalariados, mientras que el aumento de la informalidad se concentró

entre los trabajadores por cuenta propia.

En México, Galiani *et al.* (2016) estudiaron el caso de *Adultos Mayores*, un plan de pensiones no contributivo dirigido a la pobreza que cubría a adultos mayores de 70 años. Encuentran que los beneficiarios redujeron la participación en el empleo formal en aproximadamente un 5 por ciento a cambio de un aumento del 6 por ciento en el trabajo informal no remunerado dentro del hogar. En Chile, Attanasio *et al.* (2011) examinan el impacto de la reforma previsional chilena de 2008 que se introdujo para garantizar un nivel mínimo de consumo al momento de la jubilación, especialmente entre aquellos que habían estado empleados en el sector informal. Descubrieron que la reforma redujo la participación en el mercado laboral formal en un 4.1 por ciento entre los trabajadores mayores de 40 años.

En el contexto específico de Bolivia, el estudio de Hernani-Limarino y Mena (2015) es, hasta donde sabemos, el único análisis de impacto de Renta Dignidad que se centra en la oferta laboral y el empleo informal. Utilizando diferencia en diferencias (DD) y cambios en cambios (CIC) para estimar los efectos promedio del tratamiento (ATE), encontraron que Renta Dignidad redujo la participación en el mercado laboral en 4 puntos porcentuales, lo que se explicó en gran medida por una disminución en la participación de las mujeres tanto en el sector formal como en el informal. También encontraron un aumento de 6 puntos porcentuales en el empleo informal no asalariado entre los hombres beneficiarios de pensiones sociales. Nuestro estudio complementa el análisis de Hernani-Limarino y Mena al calcular los estimadores conforme al análisis por intención de tratar (AIT) basadas en DD y comparar DD para el empleo informal y los resultados del mercado laboral en zonas rurales y urbanas. Los estimadores AIT preservan el balance de pronóstico generado por la reforma de las pensiones, que es particularmente informativo para la política.

En las siguientes secciones, describimos *Renta Dignidad* (el plan de pensiones no contributivo de Bolivia), y la estrategia de identificación implementada para evaluar su efecto sobre la oferta laboral e informalidad.

Antecedentes de Renta Dignidad

Bolivia es el país con la mayor proporción de empleo informal en el empleo total de América Latina. En 2007, alrededor del 85 por ciento de la población en edad de trabajar estaba empleada en la economía informal (OIT, 2021) y, como consecuencia, apenas alrededor del 10 por ciento de todas las personas de edad avanzada recibían una pensión contributiva. Para mitigar el nivel de vulnerabilidad en la vejez, el 28 de noviembre de 2007, la Asamblea Legislativa de Bolivia aprobó la Ley 3791, que estableció que todos los ciudadanos bolivianos de 60 años y más recibieran una pensión no contributiva, independientemente de sus ingresos o si ya recibían una pensión contributiva, tuvieran derecho a recibir la pensión universal (no contributiva) “Rental Universal de Vejez—Renta Dignidad”. Renta Dignidad inició operaciones en febrero de 2008 para distribuir beneficios en dos esquemas. El primer plan distribuyó beneficios de pensión a individuos que no eran beneficiarios de pensiones contributivas (llamados no rentistas). Este grupo de no rentistas representaba el 83.6 por ciento de la población elegible y tenía derecho a recibir una pensión mensual de Bs. 200 (equivalente a US\$ 2.1 PPA por día). El segundo esquema distribuyó beneficios más bajos, alrededor de Bs.150 por mes (aproximadamente US\$1.58 PPA por día), a quienes ya se beneficiaban de una pensión de jubilación (rentistas), que era aproximadamente el 16.4 por ciento de la población elegible (Arauco, Molina, Aguilar y Pozo, 2013). La pensión se paga mensualmente, aunque los pensionados pueden elegir la frecuencia de los pagos.⁶

Renta Dignidad reemplazó al *Bono Solidario* (más comúnmente conocido como *BonoSol*), una pensión universal no contributiva que se introdujo en 1997 para cubrir a las personas de 65 años o más. Por lo tanto, el principal cambio de política que examinamos en este estudio es la reducción de la edad de elegibilidad de 65 a 60 años. En el momento de su introducción en 2008, Renta Dignidad cubría a 753.704 beneficiarios o aproximadamente el 67 por ciento de la población elegible, y en 2011 (el final del período cubierto en este análisis) la pensión ya había llegado a 823.602 beneficiarios, o aproximadamente el 81 por ciento de los adultos mayores en Bolivia.

La introducción de Renta Dignidad fue parte de una reforma estructural más amplia que incluyó la nacionalización de las industrias extractivas en 2006, que desde entonces ha financiado en gran medida las pensiones a través de un impuesto a los hidrocarburos (Barrientos y Niño-Zarazúa, 2011).⁷ La pensión representaba alrededor del 1.4 por ciento del PIB en 2008 y esa proporción disminuyó al 1.1 por ciento a finales de 2011. El enfoque universal de Renta Dignidad convirtió a Bolivia en el único país de América Latina (aparte de Guyana y Surinam) en tener un esquema universal de pensiones no contributivas, en lugar de ser focalizadas como medida reductora de pobreza (Escobar Loza, Martínez Wilde, y Mendizábal Córdova, 2013).

6 El 60% de los pensionados reciben pagos mensuales, y casi el 90% elige que se les pague mensual, bimestral o trimestralmente.

7 En 2008, los impuestos a los hidrocarburos aportaron el 63 por ciento de los costos de la Renta Dignidad, y en 2011 esta participación había aumentado al 77.5 por ciento.

Datos y estrategia empírica

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta Nacional de Condiciones de Vida de Bolivia MECOVI para el período 2005-2011, que fue realizada por el Instituto Nacional de Estadística Bolivia. El MECOVI es una encuesta de hogares representativa a nivel nacional de la población boliviana. La encuesta recopila información detallada sobre la demografía de los hogares, la salud, la educación, las ocupaciones y la participación en la fuerza laboral, la vivienda y la propiedad de activos, los gastos domésticos en alimentos y no alimentos y los ingresos, incluidas las contribuciones de asistencia social. También recopila información sobre si el individuo ha participado en actividades de mercado remuneradas o no remuneradas para una empresa privada y/o familiar y el número de horas trabajadas. Desafortunadamente no recoge información sobre las tareas domésticas y el tiempo libre.

Es de nuestro interés el efecto de la Renta Dignidad en el mercado laboral. De 2007 a 2011 hay un promedio de 19 mil individuos por año en las encuestas del MECOVI. Dado que nos centramos en los miembros del hogar que viven con una persona mayor elegible o que pronto podría ser elegible cuya edad es cercana a los 60 años, restringimos la muestra a los hogares en cuyo miembro de mayor edad tiene entre 55 y 65 años. Centramos el análisis en este grupo de edad, ya que es el grupo directamente afectado por la reforma.

Estrategia de identificación

Como se señaló anteriormente, Renta Dignidad está dirigida a todos los bolivianos mayores de 60 años. Aprovechamos la discontinuidad en la cobertura

legal, es decir, la proporción de la población que, según la ley 3791, son elegibles para recibir la pensión, para compararlos con aquellos hogares que estuvieron justo por debajo del umbral de elegibilidad en diferentes momentos del tiempo y, por lo tanto, no se beneficiaron del programa durante todo el período cubierto por el análisis. Una segunda fuente de variación proviene del tiempo transcurrido antes y después del anuncio e implementación de la reforma de las pensiones, es decir, antes y después de 2008. Explotamos esta variación exógena para estimar las diferencias en los resultados entre los individuos elegibles para recibir la pensión y aquellos por debajo de ese umbral, antes y después de la implementación del programa para obtener estimadores por intención de tratar (AIT) bajo el enfoque de diferencia en diferencias (DD).

Si bien en 2008 todas las personas de 60 años o más pasaron a ser elegibles para recibir Renta Dignidad, en la práctica la cobertura efectiva del programa, que mide el grado en que los derechos legales se distribuyen realmente entre las poblaciones elegibles, fue del orden de 67 %. Incluso cuando la cobertura aumentó al 81% en 2011 (nuestro período final de análisis), todavía una quinta parte de la población elegible seguía sin recibir tratamiento. Dado que el registro es un requisito para recibir la pensión, es probable que la cobertura esté contaminada por un sesgo de selección. En este caso, los efectos promedio del tratamiento sobre los tratados (ATET) producirían estimaciones sesgadas (Angrist, Imbens y Rubin, 1996). Nuestras estimaciones AIT minimizan el riesgo de sesgo y preservan el equilibrio de pronóstico generado por la reforma de las pensiones, que es más informativo para las políticas.⁸ En la siguiente sección, presentamos nuestra estrategia de DD.

8 En un mundo ideal, una variable instrumental habría resuelto el problema de la endogeneidad mediante la implementación del procedimiento de Bloom (Bloom, 1984). Intentamos implementar un método de Variables Instrumentales (IV), pero lamentablemente no pudimos encontrar instrumentos válidos que cumplieran con la restricción de exclusión.

Estrategia de estimación

Nuestra estrategia empírica se basa en la siguiente ecuación DD:

$$Y_{igt} = \beta_0 + \beta_1 T_{ig} + \gamma T_{ig} * P_{it} + \sum_{j=1}^J X_{ij} \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{igt} \quad (1)$$

donde i representa al individuo, g al grupo y t al tiempo. Y es el resultado de interés, es decir, la participación en la fuerza laboral y las horas trabajadas. T es una variable *dummy* que asume el valor de 1 para personas elegibles (hogares con al menos una persona de 60 años o más) y 0 de lo contrario; P es una variable *dummy* igual a 1 para los años en que se pagó la transferencia (2008-2011), y γ es el parámetro de interés que genera las estimaciones del AIT. X_i es un vector de características sociodemográficas, incluido el género, la etnia, la estructura del hogar y los años de educación. También, en X_i incluimos controles para hogares rurales y variables *dummy* para los nueve departamentos de Bolivia, mientras que δ_t controla los posibles efectos variables en el tiempo de cada ronda de datos de la encuesta. La especificación incluye errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar.

Las estimaciones de DD proporcionan estimadores AIT insesgados bajo el supuesto de “tendencias paralelas”; es decir, en ausencia del tratamiento, los resultados de los dos grupos habrían seguido tendencias similares. Si bien esta suposición no puede comprobarse formalmente, se puede comparar las tendencias en los resultados entre los grupos de control y tratamiento antes de que iniciara el programa. Si son similares, es probable que hubieran sido los mismos en el período posterior al tratamiento en ausencia del programa (Attanasio *et al.*, 2010). Comprobamos esta suposición reestimando el modelo utilizando datos de 2005–2007 (el período previo al tratamiento) y presentando los resultados en los cuadros A7–A13 en el Apéndice. Con base en estos resultados no podemos rechazar la hipótesis de que las

variables *dummy* del año previo al programa (y por lo tanto las tendencias temporales) son las mismas para tratamiento y controles con un nivel de significancia estadística del 5%.⁹

También es posible que una distribución desbalanceada de las características observadas entre los grupos de tratamiento ($Z_i=1$) y control ($Z_i=0$) afecte los resultados de interés Y_{it} y, por lo tanto, sesgue los resultados. Para abordar este problema, primero emparejamos las observaciones de tratamiento y control utilizando puntajes de propensión provenientes del emparejamiento kernel, imponemos un soporte común, y luego calculamos el estimador de emparejamiento DD (DDM) propuesto por Blundell y Dias (2009) de la siguiente manera:¹⁰

$$DDM = \{E(Y_{it=1}|D_{it=1}=1, Z_i=1) - w_{it=1}^c * E(Y_{it=1}|D_{it=1}=0, Z_i=0)\} \quad (2)$$

$$- w_{it=0}^t * \{E(Y_{it=0}|D_{it=0}=0, Z_i=1) - w_{it=0}^c * E(Y_{it=0}|D_{it=0}=0, Z_i=0)\}$$

donde D_{it} es el indicador de tratamiento, igual a 1 para el grupo de tratamiento en el período de seguimiento y 0 en caso contrario; $w_{it=0}^c$, $w_{it=1}^c$ y $w_{it=0}^t$ son los pesos en el kernel para los grupos de control y tratamiento en el período base ($t=0$) y de seguimiento ($t=1$), respectivamente. El soporte común está conformado por integrantes del grupo de tratamiento para quienes se encuentra un contrafactual en cada muestra de control.¹¹ Los cuadros A2 a A6 en el Apéndice muestran las características de las muestras emparejadas y los valores p de las diferencias de medias para cada una de las características observadas que estamos controlando. Como se presenta en los cuadros, podemos eliminar cualquier fuente de heterogeneidad observada a través de la estrategia de emparejamiento. En la siguiente sección se muestran los resultados AIT basados en estimadores DDM. En el Apéndice se indican los resultados AIT basados en los estimadores DD.

9 Para artículos que usan el mismo método, véase Attanasio et al. (2010); Canelas y Niño-Zarazúa (2019).

10 Este método también fue utilizado por Canelas y Niño-Zarazúa (2019) para un contexto similar.

11 Véase Blundell y Dias (2009) para obtener más detalles sobre la estimación, y a Villa (2016) para una implementación en software.

Resultados

En esta sección, se muestran los efectos de la transferencia en el mercado laboral, con respecto a los beneficiarios directos, así como sobre otros miembros del hogar. Primero se presentan los resultados para la muestra completa y luego para diferentes subgrupos de población. La primera columna de los cuadros indica las estimaciones de DDM para la muestra completa. Las columnas 2 y 3 presentan los resultados de las estimaciones del DDM por zona de residencia, y las dos últimas columnas muestran los resultados por género.

perversos que pueden generar en el mercado laboral. En esta sección, analizamos primero los efectos de Renta Dignidad en la oferta laboral. Los cuadros 1 al 3 presentan los resultados de la participación en la fuerza laboral. En general, los estimadores del AIT indican que Renta Dignidad no tiene un impacto significativo en la participación laboral. La pensión es universal y el único criterio de elegibilidad es la edad; por lo tanto, es importante analizar otros mecanismos a través de los cuales el esquema pudo haber afectado la situación laboral. Los cuadros 4 al 6 informan los efectos de Renta Dignidad en el margen intensivo, capturados por el total de horas trabajadas.

Efectos en el mercado laboral

Una de las principales preocupaciones sobre las pensiones no contributivas son los potenciales incentivos

Cuadro 1.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre la participación en la fuerza laboral (edad 55-65 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	-0.016 (0.023)	-0.032 (0.029)	-0.016 (0.029)	0.006 (0.024)	-0.050 (0.036)
Observaciones	6,547	2,652	3,875	3,376	3,159

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Cuadro 2.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre la participación
en la fuerza laboral (edad 19-54 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	-0.032 (0.028)	-0.015 (0.045)	-0.031 (0.033)	-0.018 (0.039)	-0.043 (0.037)
Observaciones	6,568	1,756	4,753	2,953	3,613

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Cuadro 3.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre la participación
en la fuerza laboral (edad 12-18 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	-0.009 (0.046)	-0.066 (0.077)	0.059 (0.046)	0.007 (0.062)	-0.005 (0.062)
Observaciones	2,687	1,078	1,582	1,371	1,294

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Cuadro 4.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre horas trabajadas (edad 55-65 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	0.056 (0.170)	0.045 (0.217)	0.142 (0.307)	0.083 (0.197)	0.055 (0.256)
Observaciones	5,091	2,406	2,666	2,960	2,121

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Cuadro 5.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre horas trabajadas (edad 19-54 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	0.036 (0.189)	-0.007 (0.297)	0.042 (0.247)	-0.232 (0.255)	0.327 (0.266)
Observaciones	4,558	1,492	3,037	2,252	2,300

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Cuadro 6.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre horas trabajadas (edad 12-18 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	-0.673 (0.470)	0.032 (0.537)	-1.566* (0.927)	-0.178 (0.554)	-2.095*** (0.698)
Observaciones	1,017	668	298	553	441

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Nuestros resultados indican que la pensión no ha afectado la participación en la fuerza laboral ni el número de horas trabajadas para los miembros adultos del hogar. Sin embargo, ha tenido un efecto positivo en el margen intensivo para las niñas de entre 12 y 18 años que viven con un miembro elegible. La reducción es alrededor de dos horas de trabajo por semana.¹² También encontramos una reducción de

las horas trabajadas en las zonas urbanas. Estos resultados están en línea con los reportados por Alzúa, Cruces y Ripani (2013) para México, Nicaragua y Honduras.

12 Las encuestas no tienen datos con respecto al tiempo dedicado en la escuela, las actividades domésticas y el ocio; por lo que no fue posible tener en cuenta los efectos de sustitución entre diferentes actividades. Sin embargo, sí se verificó si hubo algún aumento en la matrícula escolar para este grupo de población, pero no encontramos efectos significativos.

Cuadro 7.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre empleo informal (edad 19-54 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	-0.009 (0.036)	0.077** (0.031)	-0.027 (0.044)	-0.009 (0.049)	-0.017 (0.047)
Observaciones	4,558	1,492	3,037	2,252	2,300

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Efectos sobre el empleo informal

En esta sección, analizamos si la Renta Dignidad ha impactado en el empleo informal. Un método convencional para medir el empleo informal se basa en la proporción de trabajadores empleados sin acuerdos contractuales formales o no sujetos a prestaciones de seguridad social (Galli y Kucera, 2004; La Porta y Shleifer, 2014; Williams y Lansky, 2013). Desafortunadamente, debido a la ausencia de datos sobre las contribuciones a la seguridad social en algunas rondas de las encuestas MECOVI, no pudimos adoptar este método. Por lo tanto, se utiliza un enfoque alternativo, que consiste en medir el empleo informal como la proporción del empleo por cuenta propia en el empleo total, siguiendo estudios previos que incluyen *inter alia* Bennett y Rablen (2015), Bargain y Kwenda (2011), Canelas (2019) y Yamada (1996).

En 2008, el 66,7% de los trabajadores por cuenta propia trabajaban en la economía informal en Bolivia, y esa proporción aumentó a aproximadamente el 85% en las zonas rurales (OIT, 2021). Esto significa que nuestros resultados deben ser tratados como límites superiores y lo más aproximado a los efectos reales de la pensión sobre el empleo informal. En el cuadro 7 mostramos los efectos de Renta Dignidad sobre el empleo informal entre personas de 19 a 54 años. Nos centramos en este grupo de trabajadores porque las

tasas de empleo formal son particularmente bajas para los individuos jóvenes y mayores.

Nuestros resultados indican que Renta Dignidad ha tenido un efecto considerable en la probabilidad de empleo informal en las zonas rurales. Los trabajadores rurales que tienen acceso indirecto a Renta Dignidad, al vivir con un pensionado en la misma vivienda, presentan alrededor de 8 puntos porcentuales de mayor probabilidad de trabajar en la economía informal. Los resultados indican que el shock positivo de ingresos que la pensión generaba en los presupuestos de los hogares, junto con otros factores asociados a la estructura y el funcionamiento de los mercados laborales en las zonas rurales de Bolivia, parecen haber influido en el trabajo hacia el empleo informal.

En 2007, antes de la reforma de las pensiones, Bolivia tenía una esperanza de vida al nacer de 64 años para los hombres y 69 años para las mujeres (PNUD 2021), por lo que era poco probable que el boliviano promedio se beneficiara de la pensión social. Los resultados sugieren que una reducción en la edad de elegibilidad de 65 a 60 años influyó en las expectativas de un segmento de la población rural en edad de trabajar, lo que llevó a un cambio del empleo formal al informal. En 2008, el ingreso mensual per cápita laboral y no laboral fue de aproximadamente 745

pesos bolivianos en las zonas rurales, lo que significa que para un hogar promedio con dos adultos trabajadores que viven con uno (o dos) beneficiarios de Renta Dignidad, la pensión aportaba regularmente aproximadamente 13 % (o 27%) de los ingresos del hogar durante al menos de 5 a 10 años, lo cual no es despreciable. Debemos tener en cuenta que Bolivia es uno de los países más pobres de América Latina, con una tasa de pobreza del 45.1% en 2011. La incidencia de la pobreza es más aguda en las zonas rurales, casi el 62 por ciento en comparación con el 37 por ciento en las zonas urbanas en 2011. Las tasas de pobreza son más altas entre los trabajadores agrícolas, para quienes la agricultura es principalmente una actividad de subsistencia. En este contexto, los trabajadores rurales tienen fuertes incentivos para buscar oportunidades laborales fuera de la agricultura de subsistencia.

Más del 80 por ciento de quienes tienen empleos asalariados (alrededor del 17 por ciento de la población en edad de trabajar en las zonas rurales) están empleados como trabajadores agrícolas, forestales y pesqueros, o como operadores de maquinaria y ensambladores en las industrias mineras, que a menudo se caracterizan por su carácter explotador y de condiciones precarias (Francescone, 2015; Prentice y Trueba, 2018). Por lo tanto, es plausible esperar que la repentina reducción de las restricciones presupuestarias de los hogares debido a la presencia de la pensión, desencadenó el pequeño cambio del trabajo asalariado al autoempleo. El hecho de que nuestros resultados apuntan a una reasignación del trabajo en lugar de una reducción de la participación en la fuerza laboral entre los trabajadores rurales respalda este argumento, que también está en línea con los hallazgos reportados por Galiani *et al.* (2016) en el contexto de México. Además, el hecho de que a nivel nacional la contribución de la pensión en los ingresos de los hogares sea más modesta, entre el 6% y el 12%, y que más de la mitad de la población en edad de trabajar sean empleados en un espectro más amplio de ocupaciones y condiciones de trabajo, ayudan a explicar el efecto insignificante de Renta Dignidad en el empleo informal cuando se analiza la muestra a nivel nacional. Nuestros resultados están en línea con hallazgos previos de Brauw, Gilligan, Hoddinott y Roy (2015) en el contexto de Brasil, Bosch y Schady

(2019) en Ecuador, Galiani *et al.* (2016) en México, y Bergolo y Cruces (2021) en Uruguay.

Efectos de anticipación

Una última preocupación acerca de los planes de pensiones no contributivos es la posibilidad de que puedan inducir cambios en la oferta laboral de los posibles beneficiarios, o un cambio hacia un trabajo o un ocio no remunerado antes de recibir una pensión (Galiani *et al.*, 2016). Estos efectos de anticipación podrían observarse en contextos en los que los posibles pensionados tienen acceso a ahorros o crédito para financiar el gasto actual, con la expectativa de que la pensión cubra las necesidades futuras de liquidez. Probamos esta hipótesis estimando las ecuaciones 1 y 2 con posibles beneficiarios, es decir, individuos de 55 a 59 años como nuestro grupo de tratamiento y aquellos de 50 a 54 años como nuestro grupo de control.

Curiosamente, y de manera contraria a la expectativa convencional, las estimaciones AIT presentadas en los cuadros 8 a 10 muestran efectos positivos y estadísticamente significativos de la pensión sobre la oferta laboral al nivel del 5% para toda la muestra, así como para las muestras urbanas y masculinas. Los efectos sobre la muestra femenina son significativos al nivel del 10%. Hay al menos dos posibles mecanismos que sustentan estos resultados.

En primer lugar, en el contexto boliviano, donde el índice nacional de pobreza era del orden del 57 por ciento en 2008 (y hasta el 74 por ciento en las zonas rurales), es poco probable que muchos posibles beneficiarios tengan ahorros líquidos. Así, a manera de previsión de una caída drástica de sus ingresos futuros al alcanzar la edad de jubilación, podrían decidir aumentar la oferta laboral en el tiempo t para acumular ahorros y financiar en parte el consumo futuro en el tiempo $t+1$. Si bien Renta Dignidad sí proporciona una fracción del ingreso laboral de los pensionados, no encontramos evidencia de una reducción en la oferta laboral como resultado de la pensión.

Cuadro 8.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre la participación en la fuerza laboral (edad 50-59 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	0.048** (0.019)	0.022 (0.023)	0.065** (0.026)	0.034** (0.016)	0.062* (0.033)
Observaciones	6,878	2,502	4,356	3,610	3,231

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Cuadro 9.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre horas trabajadas (edad 50-59 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	-0.367** (0.156)	-0.372* (0.21-a)	-0.387* (0.222)	-0.330* (0.182)	-0.358 (0.249)
Observaciones	5,841	2,318	3,501	3,426	2,387

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Cuadro 10.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad sobre empleo informal (edad 50-59 años)

	Muestra Nacional	Rural	Urbana	Hombre	Mujer
Efecto	0.009 (0.023)	0.023 (0.021)	0.003 (0.035)	0.017 (0.030)	-0.001 (0.031)
Observaciones	5,843	2,318	3,502	3,426	2,387

Notas: los coeficientes se estiman utilizando el emparejamiento del puntaje de propensión del kernel con el enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y efectos fijos en el tiempo y en el departamento. Los errores estándar robustos se agrupan a nivel de hogar entre paréntesis. Nivel de significancia en *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Fuente: Estimaciones de los autores.

Un segundo mecanismo, y que en nuestra opinión es más probable, sustenta que los efectos de anticipación positivos se relacionan con las decisiones de inversión. En contextos de severas restricciones de liquidez, la expectativa de contar con un ingreso exógeno propio de recibir la pensión relajaría las futuras restricciones presupuestarias y daría incentivos a los posibles pensionados para endeudarse e invertir en actividades generadoras de ingresos. Este mecanismo es consistente con el incremento de actividades de trabajo por cuenta propia que encontramos en las zonas rurales, y también con las diferencias que observamos en los ingresos promedio del trabajo por cuenta propia entre las personas de 55 a 59 años en 2007 (aproximadamente 13.051 pesos bolivianos a precios constantes) y las personas de 55 a 59 años en 2009 (18.894 pesos bolivianos). Así, la evidencia sugiere que Renta Dignidad generó efectos de anticipación positivos en la oferta laboral entre los posibles beneficiarios a través de decisiones de inversión, que se materializan principalmente en la forma de autoempleo informal.

Comprobaciones de robustez

DD Estándar. Nos basamos en datos transversales repetidos y un procedimiento DDM como nuestra estrategia empírica preferida. Adoptamos un enfoque de emparejamiento para mitigar la heterogeneidad observada y lograr un equilibrio de covariables entre los grupos de tratamiento y control, tanto antes como después del cambio de la política. Para verificar la validez de los resultados, estimamos la ecuación 1 con base en una estrategia estándar de DD. Las estimaciones, presentadas en los cuadros A17 a A23 del Apéndice, confirman los resultados de los estimadores DDM.

Efectos de la edad. Dado que el perfil de edad de nuestros grupos de control y de tratamiento difiere, es posible que los resultados estén impulsados por un efecto de edad y, por lo tanto, no reflejen el impacto real de Renta Dignidad en las áreas de interés. Para probar los posibles efectos de la edad, reestimamos las ecuaciones 1 y 2 utilizando datos previos al tratamiento. Los resultados, que se presentan en los cuadros A7 a A13 del Apéndice, rechazan la presencia de efectos de la edad, validando así los hallazgos principales.

Conclusiones

Una cuestión importante relacionada con el funcionamiento de los mercados laborales es la naturaleza del empleo informal y los mecanismos que impulsan su expansión. Esta cuestión es aún más apremiante en los países de ingresos bajos y medios, donde la informalidad está generalizada y se caracteriza por bajas remuneraciones, condiciones precarias y acceso limitado a formas institucionalizadas de protección social.

En este artículo, hemos analizado los efectos de la Renta Dignidad de Bolivia, un sistema universal de pensión contributiva de vejez, sobre el empleo informal y los resultados producidos en el mercado laboral. Una de las principales preocupaciones sobre las pensiones no contributivas es que pueden generar incentivos perversos en los mercados laborales y conducir a reducciones en la oferta laboral y aumentos del empleo informal. Sin embargo, los resultados de nuestro análisis apuntan a un panorama mixto. En general, encontramos que: (1) Renta Dignidad no tiene efectos perjudiciales sobre la participación en la fuerza laboral entre los miembros adultos de los hogares beneficiarios; (2) la pensión no tiene efectos adversos sobre la intensidad del trabajo, medida por el número de horas trabajadas por semana, para ningún miembro adulto del hogar. Más bien, la pensión muestra una reducción significativa en el margen intensivo para las niñas de 12 a 18 años que viven con un miembro elegible, lo que la pensión revela efectos positivos dentro del hogar. (3) En términos de opciones laborales, las pensiones han aumentado la probabilidad de empleo informal en las zonas rurales

en aproximadamente 8 puntos porcentuales, lo que refleja una reasignación del trabajo de la economía formal a la informal, en lugar de una reducción de la oferta laboral.

Si bien las estimaciones AIT minimizan el riesgo de sesgo y preservan el equilibrio de pronóstico generado por la reforma de las pensiones, deben tratarse con cautela y considerarse como un piso en las estimaciones de los efectos reales de la pensión. Con lo anterior, nuestros resultados muestran que el efecto de la pensión sobre el empleo informal es pequeño y esto debe ponderarse a la luz de la protección que la pensión brinda a la población de edad avanzada. El hecho de que encontremos efectos de anticipación positivos sobre la oferta laboral entre los posibles beneficiarios a través de decisiones de inversión y que no encontremos una reducción en la oferta laboral entre los pensionados, indica que, en primer lugar, la pensión está contribuyendo a financiar actividades productivas, que podrían fortalecerse con políticas de crédito y de ahorro, y segundo, que el tamaño de la pensión es insuficiente para satisfacer las necesidades básicas de la población de edad avanzada. La cuestión de cómo facilitar la transición del empleo informal al formal y al mismo tiempo ampliar la protección a las personas mayores y a la población en edad de trabajar es clave para futuras investigaciones y análisis de políticas.

Referencias

- Alzúa, M., Cruces, G., y Ripani, L. (2013). Welfare programs and labor supply in developing countries: experimental evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 26(4):1255–1284. doi:10.1007/s00148-012-0458-0
- Angrist, J. D., Imbens, G. W., y Rubin, D. B. (1996). Cash transfer programme, productive activities and labour supply: Evidence from randomized experiment in Kenya. *Journal of the American Statistical Association*, 91(434): 444–455. doi:10.1080/01621459.1996.10476902
- Antón, A., Trillo, F. H., y Levy, S. (2012). *The end of informality in México?: fiscal reform for universal social insurance*, volume 1300. Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- Arauco, V. P., Molina, G. G., Aguilar, E. Y., y Pozo, W. J. (2013). Explaining low redistributive impact in Bolivia. *Public Finance Review*, 42(3):326–345. doi:10.1177/1091142113496133
- Asfaw, S., Davis, B., Dewbre, J., Handa, S., y Winters, P. (2014). Cash transfer programme, productive activities and labour supply: evidence from a randomised experiment in Kenya. *The Journal of Development Studies*, 50(8): 1172–1196. doi:10.1080/00220388.2014.919383
- Aterido, R., Hallward-Driemeier, M., y Pagés, C. (2011). *Does Expanding Health Insurance Beyond Formal-Sector Workers Encourage Informality?: Measuring the Impact of Mexico's Seguro Popular*. Washington DC: The World Bank.
- Attanasio, O., Fitzsimons, E., Gomez, A., Gutiérrez, M. I., Meghir, C., y Mesnard, A. (2010). Children's Schooling and Work in the Presence of a Conditional Cash Transfer Program in Rural Colombia. *Economic Development and Cultural Change*, 58(2):181–210. doi:10.1086/648188
- Attanasio, O., Meghir, C., y Otero, A. (2011). *Pensions, work, and informality: The impact of the 2008 Chilean pension reform*. Unpublished paper, University College London.
- Azeem, M. M., Muger, A. W., y Schilizzi, S. (2019). Do social protection transfers reduce poverty and vulnerability to poverty in Pakistan? household level evidence from Punjab. *The Journal of Development Studies*, 55(8): 1757–1783. doi:10.1080/00220388.2018.1448068
- Azuara, O. y Marinescu, I. (2013). Informality and the expansion of social protection programs: Evidence from Mexico. *Journal of Health Economics*, 32(5):938–950. doi:10.1016/j.jhealeco.2013.07.004
- Bargain, O. y Kwenda, P. (2011). Earnings structures, informal employment, and self-employment: New evidence from Brazil, Mexico, and South Africa. *Review of Income and Wealth*, 57:S100–S122.
- Barrientos, A. (2015). Is there a role for social pensions in Asia? *Asia & the Pacific Policy Studies*, 2(1):8–20.
- Barrientos, A. y Niño-Zarazúa, M. (2010). *Effects of non-contributory social transfers in developing countries: A compendium*. Geneva: International Labour Organisation.

- Barrientos, A. y Niño-Zarazúa, M. (2011). Financing social protection for children through crises. *Development Policy Review*, 29(5):601–618. doi:10.1111/j.1467-7679.2011.00549.x
- Barrientos, A. y Villa, J. M. (2015). Antipoverty transfers and labour market outcomes: Regression discontinuity design findings. *The Journal of Development Studies*, 51(9):1224–1240. doi:10.1080/00220388.2015.1010157
- Bastagli, F., Hagen-Zanker, J., Harman, L., Barca, V., Sturge, G., y Schmidt, T. (2019). The impact of cash transfers: A review of the evidence from low- and middle-income countries. *Journal of Social Policy*, 48(3):569–594. doi:10.1017/S0047279418000715
- Behrman, J. & Parker, S. (2013). Is health of the aging improved by conditional cash transfer programs? evidence from Mexico. *Demography*, 50(4):1363–1386. doi:10.1007/s13524-013-0199-z
- Bennett, J. & Rablen, M. (2015). Self-employment, wage employment, and informality in a developing economy. *Oxford Economic Papers*, 67(2):227–244. doi:10.1093/oep/gpu047
- Bergolo, M. & Cruces, G. (2021). The anatomy of behavioral responses to social assistance when informal employment is high. *Journal of Public Economics*, 193:104313.
- Bloom, H. S. (1984). Estimating the effect of job-training programs, using longitudinal data: Ashenfelter's findings reconsidered. *The Journal of Human Resources*, 19(4):544–556. doi:10.2307/145947
- Blundell, R. y Dias, M. C. (2009). Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. *Journal of Human Resources*, 44(3):565–640. doi:10.1353/jhr.2009.0009
- Bobba, M., Flabbi, L., Levy, S., y Tejada, M. (2021). Labor market search, informality, and on-the-job human capital accumulation. *Journal of Econometrics*, 223(2):433–453. Annals issue: Implementation of Structural Dynamic Models. doi:10.1016/j.jeconom.2019.05.026
- Bosch, M. y Campos-Vazquez, R. M. (2014). The trade-offs of welfare policies in labor markets with informal jobs: The case of the “Seguro popular” program in Mexico. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4):71–99. doi:10.1257/pol.6.4.71
- Bosch, M. y Guajardo, J. (2012). *Labor market impacts of non-contributory pensions: The case of Argentina's moratorium*. Working paper series, IDB, Washington DC.
- Bosch, M. y Manacorda, M. (2012). *Social Policies and Labor Market Outcomes in Latin America and the Caribbean: A Review of the Existing Evidence*. CEP Occasional Papers 32, Centre for Economic Performance, LSE.
- Bosch, M. y Schady, N. (2019). The effect of welfare payments on work: Regression discontinuity evidence from Ecuador. *Journal of Development Economics*, 139:17–27.
- Calderón-Mejía, V. y Marinescu, I. E. (2012). *The Impact of Colombia's Pension and Health Insurance Systems on Informality*. IZA Discussion Papers 6439, Institute of Labor Economics (IZA).

- Camacho, A., Conover, E., y Hoyos, A. (2013). Effects of colombia's social protection system on workers' choice between formal and informal employment. *The World Bank Economic Review*, 28(3):446–466. doi:10.1093/wber/ lht028
- Campos-Vázquez, R. M. y Knox, M. A. (2013). Social protection programs and employment: The case of Mexico's seguro popular program. *Economía Mexicana*. Nueva época, 22:403–448.
- Canavire Bacarreza, G. & Vasquez Ruiz, H. (2013). *Labour Supply Effects of Conditional Transfers: Analyzing the Dominican Republic's Solidarity*. Documentos de Trabajo CIEF 010732, Universidad EAFIT.
- Canelas, C. (2019). Informality and poverty in Ecuador. *Small Business Economics*, 53:1097–1115.
- Canelas, C. & Niño Zarazúa, M. (2019). Schooling and labour market impacts of Bolivia's Bono Juancito Pinto. *Population and Development Review*, 45:155–179.
- Cheema, I., Farhat, M., Hunt, S., Javeed, S., Pellerano, L., y O'Leary, S. (2020). *Benazir income support programme*. Oxford: Oxford Policy Management Limited.
- Chen, M., Vanek, J., y Heintz, J. (2006). Informality, gender and poverty: A global picture. *Economic and Political Weekly*, 41(21):2131–2139.
- Covarrubias, K., Davis, B., y Winters, P. (2012). From protection to production: productive impacts of the Malawi social cash transfer scheme. *Journal of Development Effectiveness*, 4(1):50–77. doi:10.1080/19439342.2011.641995
- Cruces, G. y Bérigolo, M. (2013). Informality and contributory and non-contributory programmes. Recent reforms of the social-protection system in Uruguay. *Development Policy Review*, 31(5):531–551. doi:10.1111/dpr.12024
- Cunningham, W. y Maloney, W. (2001). Heterogeneity among Mexican Microenterprise Sector: An Application of Factor and Cluster Analysis. *Economic Development and Cultural Change*, 50(1):131–156. doi:10.1086/340012
- Dabla-Norris, E., Gradstein, M., y Inchauste, G. (2008). What causes firms to hide output? the determinants of informality. *Journal of development economics*, 85(1-2):1–27. doi:10.1016/j.jdeveco.2006.05.007
- Daidone, S., Davis, B., Dewbre, J., & Covarrubias, K. (2015). The Impacts of the Child Grants Programme in Lesotho. One Pager 281, International Policy Centre for Inclusive Growth.
- de Brauw, A., Gilligan, D. O., Hoddinott, J., y Roy, S. (2015). Bolsa Familia and Household Labor Supply. *Economic Development and Cultural Change*, 63(3):423–457. doi:10.1086/680092
- de Holanda Barbosa, A. L. N. y Corseuil, C. H. L. (2014). Conditional cash transfer and informality in Brazil. *IZA Journal of Labor & Development*, 3(1):1–18.
- Escobar Loza, F., Martínez Wilde, S., y Mendizábal Córdova, J. (2013). EL IMPACTO DE LA RENTA DIGNIDAD: Política de Redistribución del Ingreso, Consumo y Reducción de la Pobreza en Hogares con Personas Adultas Mayores. La Paz: Publicaciones UDAPE.

- Fields, G. (1990). *The Informal Sector Revisited, chapter Labour Market Modelling and the Urban Informal Sector: Theory and Evidence*, pages 49–69. Organisation for Economic Cooperation and Development.
- Fields, G. S. (1975). Rural-urban migration, urban unemployment and underemployment, and job-search activity in LDCs. *Journal of Development Economics*, 2(2):165 – 187. doi:10.1016/0304-3878(75)90014-0
- Francescone, K. (2015). Cooperative miners and the politics of abandonment in Bolivia. *The Extractive Industries and Society*, 2(4):746–755. doi:10.1016/j.exis.2015.10.004
- Galiani, S., Gertler, P., y Bando, R. (2016). Non-contributory pensions. *Labour Economics*, 38(C):47–58.
- Galli, R. & Kucera, D. (2004). Labor standards and informal employment in Latin America. *World Development*, 32(5):809–828. doi:10.1016/j.worlddev.2003.11.005
- Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). The impact of a social program on labor informality: The case of auh in Argentina. *Journal of Development Economics*, 115:99–110.
- Gindling, T. H. (1991). Labor market segmentation and the determination of wages in the public, private-formal, and informal sectors in San Jose, Costa Rica. *Economic Development and Cultural Change*, 39(3):585–605. doi:10.1086/451892
- Gulyani, S. y Talukdar, D. (2010). Inside informality: The links between poverty, microenterprises, and living conditions in Nairobi’s slums. *World Development*, 38(12):1710–1726. doi:10.1016/j.worlddev.2010.06.013
- Günther, I. y Launov, A. (2012). Informal employment in developing countries: opportunity or last resort. *Journal of Development Economics*, 97(1):88–98. doi:10.1016/j.jdeveco.2011.01.001
- Heckman, J. J. y Hotz, V. J. (1986). An investigation of the labor market earnings of panamanian males evaluating the sources of inequality. *Journal of Human Resources*, 21(4):507–542. doi:10.2307/145765
- Hernani-Limarino, W. y Mena, G. (2015). *Intended and Unintended Effects of Unconditional Cash Transfers: The Case of Bolivia’s Renta Dignidad*. Working paper series, IDB, Washington DC.
- Hoseini, M. (2020). Value-added tax, input–output linkages and informality. *Economica*, 87(347):813–843. doi:10.1111/ecca.12310
- Hoynes, H. W. (1997). Does welfare play any role in female headship decisions? *Journal of Public Economics*, 65(2):89–117.
- ILO (2004). *Social Protection Matters*.
- ILO (2019). *World Employment and Social Outlook: Trends*.
- ILO (2021). *ILOSTAT*.
- Kakwani, N. y Subbarao, K. (2007). Poverty among the elderly in Sub-Saharan Africa and the role of social pensions. *The Journal of Development Studies*, 43(6):987–1008. doi:10.1080/00220380701466476

- Kanbur, R. (2017). Informality: Causes, consequences and policy responses. *Review of Development Economics*, 21(4):939–961. doi:10.1111/rode.12321
- La Porta, R. y Shleifer, A. (2014). Informality and development. *Journal of Economic Perspectives*, 28(3):109–26. doi:10.1257/jep.28.3.109
- Levy, S. (2009). *Can social programs reduce productivity and growth? A hypothesis for Mexico*. New York: Routledge. p. 18.
- Levy, S. (2010). *Good intentions, bad outcomes: Social policy, informality, and economic growth in Mexico*. Washington DC: Brookings Institution Press.
- Levy, S. (2018). *Under-rewarded efforts: The elusive quest for prosperity in Mexico*. Washington DC: Inter-American Development Bank.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The manchester school*, 22(2):139–191. doi:10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x
- Macours, K., Schady, N., y Vakis, R. (2012). Cash transfers, behavioral changes, and cognitive development in early childhood: Evidence from a randomized experiment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(2):247–73. doi:10.1257/app.4.2.247
- Magnac, T. (1991). Segmented or competitive labor markets. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(1):165–187.
- Maloney, W. F. (2004). Informality revisited. *World development*, 32(7):1159–1178. doi:10.1016/j.worlddev.2004.01.008
- Marcouiller, D., de Castilla, V. R., y Woodruff, C. (1997). Formal measures of the informal-sector wage gap in Mexico, El Salvador, and Peru. *Economic development and cultural change*, 45(2):367–392. doi:10.1086/452278
- Masatlioglu, Y. y Rigolini, J. (2008). Informality traps. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 8(1).
- Mochiah, E. E.-A., Osei, R. D., y Akoto, I. O. (2014). *The impact of conditional cash transfer programmes on household work decisions in Ghana*. WIDER Working Paper Series.
- Moffitt, R. A. (2002). Welfare programs and labor supply. *Handbook of Public Economics*, 4:2393–2430.
- Niño-Zarazúa, M. (2019). Welfare and redistributive effects of social assistance in the global south. *Population and Development Review*, 45(S1):3–22.
- Pratap, S. y Quintin, E. (2006). Are labor markets segmented in developing countries? A semiparametric approach. *European Economic Review*, 50(7):1817–1841.
- Prentice, R. y Trueba, M. (2018). Precarious bodies: occupational risk assemblages in Bolivia and Trinidad. *Global Labour Journal*, 9(1). doi:10.15173/glj.v9i1.3152

- Rosenzweig, M. R. (1988). Labor markets in low-income countries. *Handbook of development economics*, 1:713–762.
- Stiglitz, J. E. (1976). The efficiency wage hypothesis, surplus labour, and the distribution of income in l.d.c.s. *Oxford Economic Papers*, 28(2):185–207. doi:10.1093/oxfordjournals.oep.a041340
- Straub, S. (2005). Informal sector: The credit market channel. *Journal of Development Economics*, 78(2):299–321. doi:10.1016/j.jdeveco.2004.09.005
- Teixeira, C. G. (2010). *A heterogeneity analysis of the bolsa familia programme effect on men and women's work supply*. Working Paper 61, International Policy Centre for Inclusive Growth (IPC-IG), Brasilia.
- UNPD (2021). *World population prospects: 2019 revision*.
- Villa, J. M. (2016). diff: simplifying the estimation of difference-in-differences treatment effects. *Stata Journal*, 16(1):52–71. doi:10.1177/1536867X1601600108
- Wellalage, N. H. y Locke, S. (2016). Informality and credit constraints: evidence from sub-Saharan African mses. *Applied Economics*, 48(29):2756–2770. doi:10.1080/00036846.2015.1128081
- Williams, C. y Lansky, M. (2013). Informal employment in developed and developing economies: Perspectives and policy responses. *International Labour Review*, 15(3–4):152. doi:10.1111/j.1564-913X.2013.00196.x
- World Bank. (2019). *World Development Indicators 2019*.
- Yamada, G. (1996). Urban informal employment and self-employment in developing countries: Theory and evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 44(2):289–314. doi:10.1086/452214
- Zhang, Z., Luo, Y., y Robinson, D. (2020). Do social pensions help people living on the edge? assessing determinants of vulnerability to food poverty among the rural elderly. *The European Journal of Development Research*, 32(1):198–219. doi:10.1057/s41287-019-00226-2

Apéndice

Cuadros extras

En esta sección se presentan estadísticas descriptivas y los efectos de la edad, junto con comprobaciones seguidas de los resultados de las tendencias paralelas de robustez.

Estadísticas descriptivas

Cuadro A1.
Porcentaje de trabajadores asalariados por grupo de edad

Año	Todos	55-65	19-54	12-18
2005	19.79%	13.91%	25.49%	8.38%
2006	23.47%	14.06%	29.98%	13.25%
2007	22.11%	14.33%	29.02%	8.91%
2008	25.12%	13.80%	32.04%	13.58%
2009	27.11%	16.63%	33.62%	13.45%
2011	24.28%	17.47%	30.42%	11.12%

Notas: trabajadores formales asalariados. Los trabajadores por cuenta propia y sin pago son considerados informales

Fuente: Cálculos de autores.

Características de las muestras emparejadas y no emparejadas

Cuadro A2.
Características de las muestras emparejadas y no emparejadas, grupo 1

Variables ponderadas	Muestra emparejada			t	p>t
	Media de control	Media de tratamiento	Diferencia		
Hombres	0.473	0.471	-0.002	0.150	0.881
Rural	0.423	0.431	0.008	0.560	0.575
Indígena	0.624	0.630	0.007	0.530	0.599
Años de educación	4.753	4.521	-0.232	1.800	0.0720*
Chuquisa	0.085	0.083	-0.002	0.220	0.828
Cochabamba	0.168	0.167	-0.001	0.100	0.922
Oruro	0.115	0.115	0.001	0.110	0.911
Potosi	0.117	0.118	0.001	0.130	0.897
Tarija	0.075	0.074	-0.001	0.200	0.843
Santa Cruz	0.130	0.129	-0.001	0.170	0.862
Beni	0.053	0.055	0.002	0.240	0.807
Pando	0.022	0.022	0.000	0.020	0.984

Notas: grupo 1 se refiere a la muestra a nivel nacional. Nivel de significancia *p<0.10.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A3.
Características de las muestras emparejadas y no emparejadas, grupo 2

Variables ponderadas	Muestra emparejada			t	p>t
	Media de control	Media de tratamiento	Diferencia		
Hombres	0.457	0.458	0.001	0.030	0.973
Indígena	0.740	0.744	0.004	0.200	0.840
Años de educación	2.450	2.317	-0.133	1.010	0.311
Chuquisa	0.093	0.089	-0.003	0.250	0.802
Cochabamba	0.142	0.140	-0.002	0.120	0.905
Oruro	0.139	0.142	0.004	0.230	0.819
Potosi	0.195	0.197	0.003	0.140	0.885
Tarija	0.077	0.078	0.001	0.040	0.967
Santa Cruz	0.090	0.088	-0.002	0.140	0.885
Beni	0.037	0.036	0.000	0.040	0.967
Pando	0.019	0.017	-0.002	0.290	0.773

Notas: grupo 2 se refiere a la muestra a nivel rural. Nivel de significancia *p<0.10.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A4.
Características de las muestras emparejadas y no emparejadas, grupo 3

Variables ponderadas	Muestra emparejada			t	p>t
	Media de control	Media de tratamiento	Diferencia		
Hombres	0.486	0.492	0.006	0.340	0.735
Indígena	0.538	0.543	0.005	0.270	0.787
Años de educación	6.371	6.202	-0.169	0.980	0.325
Chuquisa	0.068	0.070	0.002	0.250	0.804
Cochabamba	0.180	0.181	0.001	0.090	0.928
Oruro	0.108	0.109	0.000	0.030	0.979
Potosí	0.061	0.062	0.001	0.170	0.863
Tarija	0.077	0.073	-0.004	0.420	0.674
Santa Cruz	0.163	0.162	-0.001	0.080	0.940
Beni	0.069	0.071	0.002	0.240	0.811
Pando	0.023	0.023	0.000	0.050	0.962

Notas: grupo 3 se refiere a la muestra a nivel urbano. Nivel de significancia *p<0.10.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A5.
Características de las muestras emparejadas y no emparejadas, grupo 4

Variables ponderadas	Muestra emparejada			t	p>t
	Media de control	Media de tratamiento	Diferencia		
Indígena	0.614	0.625	0.011	0.570	0.569
Rural	0.403	0.412	0.009	0.460	0.644
Años de educación	5.982	5.803	-0.179	0.990	0.324
Chuquisa	0.071	0.067	-0.004	0.380	0.705
Cochabamba	0.161	0.162	0.001	0.040	0.967
Oruro	0.110	0.114	0.004	0.310	0.754
Potosí	0.109	0.110	0.001	0.090	0.931
Tarija	0.082	0.080	-0.002	0.170	0.869
Santa Cruz	0.150	0.145	-0.005	0.320	0.747
Beni	0.062	0.062	0.001	0.060	0.954
Pando	0.028	0.030	0.001	0.180	0.854

Notas: grupo 4 se refiere a la muestra de hombres. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A6.
Características de las muestras emparejadas y no emparejadas, grupo 5

Variables ponderadas	Muestra emparejada			t	p>t
	Media de control	Media de tratamiento	Diferencia		
Indígena	0.641	0.647	0.007	0.350	0.727
Rural	0.436	0.442	0.006	0.310	0.760
Años de educación	3.567	3.354	-0.213	1.260	0.206
Chuquisa	0.086	0.085	-0.001	0.080	0.934
Cochabamba	0.175	0.173	-0.002	0.130	0.897
Oruro	0.122	0.125	0.003	0.200	0.840
Potosí	0.126	0.126	0.000	0.020	0.986
Tarija	0.071	0.069	-0.001	0.140	0.885
Santa Cruz	0.113	0.111	-0.002	0.190	0.850
Beni	0.047	0.048	0.001	0.090	0.926
Pando	0.016	0.016	0.000	0.000	1.000

Notas: grupo 5 se refiere a la muestra de mujeres. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Tendencias paralelas y los efectos de la edad

Cuadro A7.
Tendencias temporales en trabajo antes de transferencias, y trabajo informal (edad 55-65 - total)

	Pobreza	Participación laboral	Horas trabajadas	Trabajo informal
Grupo de tratamiento * 2007	-0.028 (0.049)	0.024 (0.039)	-0.082 (0.283)	0.001 (0.034)
Observaciones	1973	2,577	1,930	1,930

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A8.
Tendencias temporales en trabajo antes de transferencias, y trabajo informal (55-65 - rural)

	Pobreza	Participación laboral	Horas trabajadas	Trabajo informal
Grupo de tratamiento * 2007	0.054 (0.460)	0.022 (0.048)	-0.174 (0.384)	-0.035 (0.020)
Observaciones	760	975	892	892

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A9.
Tendencias temporales en trabajo antes de transferencias, y trabajo informal (55-65 - urbano)

	Pobreza	Participación laboral	Horas trabajadas	Trabajo informal
Grupo de tratamiento * 2007	-0.117* (0.062)	0.035 (0.053)	0.341 (0.466)	-0.015 (0.020)
Observaciones	1208	1558	995	995

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A10.
Tendencias temporales en trabajo antes de transferencias, y trabajo informal (55-65 - hombres)

	Pobreza	Participación laboral	Horas trabajadas	Trabajo informal
Grupo de tratamiento * 2007	-0.083 (0.066)	0.068 (0.043)	0.080 (0.323)	0.024 (0.047)
Observaciones	1132	1307	1104	1104

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A11.

Tendencias temporales en trabajo antes de transferencias, y trabajo informal (55-65 - mujeres)

	Pobreza	Participación laboral	Horas trabajadas	Trabajo informal
Grupo de tratamiento * 2007	0.013 (0.077)	-0.015 (0.061)	-0.351 (0.436)	-0.047 (0.041)
Observaciones	838	1265	818	818

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A12.

Tendencias temporales en trabajo antes de transferencias, y trabajo informal (19-54 - rural)

	Participación laboral	Horas trabajadas	Trabajo informal
Grupo de tratamiento * 2007	-0.084 (0.203)	-0.170 (0.528)	-0.070 (0.042)
Observaciones	690	578	578

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A13.

Tendencias temporales en trabajo antes de transferencias, y trabajo informal (12-18 - mujeres)

	Participación laboral	Horas trabajadas	Trabajo informal
Grupo de tratamiento * 2007	0.035 (0.116)	-2.055 (1.285)	0.168 (0.179)
Observaciones	541	149	149

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Efectos de anticipación

Cuadro A14.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en la participación laboral (edad 50-59) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	0.043** (0.017)	0.013 (0.020)	0.059** (0.016)	0.031** (0.024)	0.057* (0.030)
Observaciones	6,883	2,519	4,364	3,633	3,250

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A15.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en horas laboradas (edad 50-59) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	-0.336** (0.148)	-0.228 (0.191)	-0.394* (0.212)	-0.315* (0.177)	-0.355 (0.236)
Observaciones	5,847	2,337	3,510	3,448	2,399

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A16.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en empleo informal (edad 50-59) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	0.003 (0.019)	0.008 (0.019)	0.001 (0.030)	0.009 (0.026)	-0.009 (0.026)
Observaciones	5,848	2,337	3,511	3,449	2,399

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Comprobaciones de robustez / Diferencia en Diferencias Estándar

Cuadro A17.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en participación laboral (edad 55-65) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	-0.020 (0.020)	-0.017 (0.022)	-0.017 (0.030)	0.012 (0.023)	-0.051 (0.032)
Observaciones	6,552	2,662	3,890	3,390	3,162

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A18.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en participación laboral (edad 19-54) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	-0.022 (0.025)	-0.012 (0.034)	-0.028 (0.031)	-0.009 (0.033)	-0.035 (0.034)
Observaciones	6,579	1,804	4,775	2,957	3,622

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A19.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en participación laboral (edad 12-18) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	0.006 (0.039)	-0.078 (0.067)	0.053 (0.045)	-0.001 (0.053)	0.005 (0.050)
Observaciones	2,696	1,096	1,600	1,396	1,300

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A20.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en horas laboradas (edad 55-65) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	0.032 (0.160)	0.03 (0.194)	-0.018 (0.253)	0.064 (0.190)	0.024 (0.249)
Observaciones	5,095	2,423	2,672	2,974	2,121

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A21.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en horas laboradas (edad 19-54) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	0.081 (0.179)	-0.044 (0.281)	0.125 (0.230)	-0.198 (0.234)	0.339 (0.253)
Observaciones	4,567	1,522	3,045	2,262	2,305

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A22.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en horas laboradas (edad 12-18) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	-0.566 (0.420)	0.122 (0.491)	-1.772* (0.815)	0.371 (0.508)	-1.585** (0.628)
Observaciones	1,020	682	338	578	442

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
Fuente: Cálculos de autores.

Cuadro A23.
Estimaciones AIT de Renta Dignidad en empleo informal (edad 19-54) DD Estándar

	Muestra nacional	Rural	Urbano	Hombres	Mujeres
Efecto	-0.006 (0.028)	0.046* (0.028)	-0.036 (0.038)	-0.007 (0.039)	-0.001 (0.035)
Observaciones	4,567	1,522	3,045	2,262	2,305

Notas: los coeficientes son estimados usando un emparejamiento de puntaje con propensión kernel empleando un enfoque DD. En todas las especificaciones se emplean variables de control y tiempo y efectos fijos -por departamento-. Errores estándar robustos agrupados a nivel de hogar. Nivel de significancia *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
 Fuente: Cálculos de autores.