

IMPACTO DE UN PROGRAMA DE PENSIONES NO CONTRIBUTIVAS EN LA OFERTA LABORAL DEL HOGAR. EL CASO DE *PREVIÊNCIA RURAL* EN BRASIL

Claudia Vázquez (Universidad de San Andrés)

Primera versión: Marzo 2022
Esta versión: Marzo 2022

Documento de Trabajo Nº 162
Departamento de Economía
Universidad de San Andrés

*Vito Dumas 284, B1644BID, Victoria, San Fernando,
Buenos Aires, Argentina
Teléfono 4725-7020
Email: economia@udesa.edu.ar*

Impacto de un programa de pensiones no contributivas en la oferta laboral del hogar. El caso de *Previdência Rural* en Brasil

Claudia Vazquez[±]
Marzo, 2022

Resumen

Utilizamos datos provenientes de una muestra aleatoria del Censo Demográfico de 2010 en Brasil para evaluar Previdencia Rural (RP), un programa de pensiones no contributivas para los trabajadores rurales. Explotando la discontinuidad en la estructura de beneficios de PR implementamos un diseño de Regresión Discontinua (RD) para identificar el efecto causal del programa en la oferta laboral de los beneficios y de otros miembros del hogar. Los resultados indican que el impacto local del programa es una reducción de 11 puntos porcentuales (-27%) en la probabilidad de estar ocupado para los beneficiarios directos y una reducción estadísticamente significativa, pero de menor magnitud (3,3 pp. en promedio), para los jóvenes de entre 18 y 24 años que conviven en el hogar. No se detectan efectos significativos en la oferta laboral de otros adultos mayores de 24 años que viven en el hogar.

Abstract

We use data from a random sample of the 2010 Demographic Census in Brazil to evaluate *Previdência Rural* (RP), a non-contributory pension program for rural workers. Exploiting the discontinuity in the PR benefit structure, we implemented a Regression Discontinuity (RD) design to identify the causal effect of the program on the labor supply of benefits and other household members. The results indicate that the local impact of the program is a reduction of 11 percentage points (-27%) in the probability of being employed for direct beneficiaries and a statistically significant reduction, but of lesser magnitude (3.3 percentage points), for youth from 18 to 24 years. No significant effects are detected in the labor supply of other adults who live in the household.

[±] Este trabajo se benefició de los comentarios de los participantes del Seminario de Doctorado de la Universidad de San Andrés en diciembre de 2021. Los errores y omisiones son responsabilidad exclusiva de la autora.

Introducción

En las últimas décadas, los programas de pensiones no contributivas se han consolidado en América Latina como una herramienta para permitir que las personas que no cumplen con los requisitos de acceso de los sistemas previsionales puedan retirarse del mercado laboral con un flujo seguro de ingresos al alcanzar cierta edad de retiro. La importancia de estos programas para la región radica en la cobertura relativamente baja de los esquemas contributivos. De acuerdo con información de las encuestas de hogares armonizadas en el Sistema de Información de Mercados Laborales y Seguridad Social (Banco Interamericano de Desarrollo, 2019), en promedio para los países de la región, solo el 36% de las personas mayores de 65 años declara recibir una pensión contributiva y el 41% de los ocupados contribuye a la seguridad social.

La cobertura de los esquemas contributivos es particularmente baja en las áreas rurales, donde los niveles de informalidad son más altos. En el caso de Brasil, si bien las pensiones rurales no contributivas tienen antecedentes relativamente tempranos (Schwarzer y Querino, 2002), la expansión de su cobertura y beneficios se produce en la década de 1990, después de que la Constitución de 1988 sentara las bases para un sistema de protección social más inclusivo. Las leyes 8212 y 8213, aprobadas en 1991 e implementadas un año después, crearon la categoría de “asegurado especial” para los trabajadores rurales, dando origen a la *Previdência Rural* (PR). Este programa está destinado a todos los trabajadores rurales que alcancen la edad de retiro, que se fijó en 60 años para los hombres y 55 para las mujeres, sin requerir un número mínimo de contribuciones ni pruebas de ingresos. El beneficio se estableció en un salario mínimo mensual, que en julio de 2010 (fecha de referencia del último Censo) era de 510 Reales o 300 dólares. En comparación con otros programas en la región, la pensión rural brasilera es la que puede obtenerse a una edad más temprana, es uno de los únicos programas que no está focalizado, y otorga uno de los beneficios más generosos (ver Tabla A1.).

PR aumentó drásticamente la cobertura entre adultos mayores del sector rural. Según el último dato disponible (2018), el número de beneficiarios supera los 5,8 millones y el gasto total del programa es de US\$21.644 millones (0,9% del PIB). A diferencia de su antecedente FUNRURAL, la unidad beneficiaria de PR no es el jefe de hogar sino cada individuo, lo que incrementó notablemente el acceso a las prestaciones por parte de las mujeres del medio rural. A pesar de su importancia, no existen evaluaciones sobre si el programa contribuye o no al objetivo de que los beneficiarios puedan retirarse del mercado laboral al alcanzar la edad establecida, o de la presencia de impactos

en la oferta laboral de otros miembros del hogar. El objetivo de este trabajo es estimar el impacto de PR en la probabilidad de estar ocupado, tanto de los beneficiarios directos como de otros miembros de sus hogares.

Desde el punto de vista teórico, el modelo neoclásico básico predice una reducción en la oferta laboral del beneficiario directo ante un aumento del ingreso no laboral, siempre que el ocio sea un bien normal. El efecto sobre los otros miembros del hogar depende de cómo se distribuyen los ingresos al interior del mismo: si, por ejemplo, como plantean los modelos “colectivistas”, los ingresos se consolidan, un cambio en el ingreso no laboral de uno de sus miembros puede afectar la oferta de los otros miembros del hogar. En el Anexo 2 se presenta un modelo simple para el efecto que puede existir sobre la oferta laboral del receptor de la transferencia y, en menor medida, sobre otros miembros del hogar. En cuanto a la evidencia empírica, los estudios sobre el impacto de las PNC en la oferta laboral son aún escasos, siendo los casos de Bolivia y México los que han recibido más atención en la literatura. Galiani, Gertler y Bando (2016) evalúan el programa de atención a adultos mayores en zonas rurales de México conocido como “70 y más”. Al momento de la implementación (2007), el programa otorgaba una pensión de aproximadamente 40 dólares por mes a personas mayores de 70 años que vivieran en localidades de menos de 2.500 habitantes.¹ Los autores analizan el impacto sobre un conjunto de variables entre las que se incluye la salud mental del beneficiario, su oferta laboral y los niveles de consumo del hogar. Utilizan una estrategia de diferencias en diferencias con un panel de dos periodos (una línea de base en 2007 y una encuesta de seguimiento en 2008), tomando como grupo de control individuos del mismo grupo etario que vivían en localidades que no fueron incluidas en el programa (localidades con entre 2.501 y 3.300 habitantes). Los hallazgos sugieren que las PNC mejoran significativamente la salud mental de los beneficiarios, medida a través de la Escala de Depresión Geriátrica (GDS, por sus siglas en inglés). Además, encuentran que los beneficiarios reducen su participación (5 puntos porcentuales) y las horas trabajadas (2,6 horas semanales) en empleos remunerados y aumentan la producción dentro del hogar, sin efecto en los niveles de participación y horas totales. Hernani-Limarino y Mena (2015) estudian el impacto del programa de PNC de Bolivia (*Renta Dignidad*) en consumo, educación y

¹ A partir de 2008 el programa se expandió a localidades de hasta 20.000 habitantes y en 2009 se incluyeron localidades de hasta 30.000 habitantes. En 2013, “70 y más” fue reemplazado por el programa “Pensión para Adultos Mayores” que redujo la edad de elegibilidad a 65 años y alcanza también a las localidades de más 30.000 habitantes. La expansión de la cobertura en 2008 pudo haber generado una contaminación en el grupo de control de este estudio si las personas elegibles que residían en las localidades a incorporarse al programa modificaron su comportamiento anticipando la pensión.

empleo, entre otras variables, aplicando una generalización del enfoque de diferencias en diferencias conocido como *changes-in-chages* (CIC) a partir de los microdatos de encuestas de hogares que forman un panel para el periodo 2005-2011. Encuentran que las mujeres beneficiarias de la pensión reducen su oferta laboral (10 puntos porcentuales) pero no encuentran efectos en otros miembros del hogar. Borrella-Mas et al. (2019).

En este trabajo, utilizamos datos provenientes de una muestra aleatoria del Censo de 2010 en Brasil. Aprovechando la discontinuidad en la estructura de beneficios de PR implementamos un diseño de Regresión Discontinua (RD) para identificar el efecto causal del programa en las variables de interés. Los resultados indican que el impacto local del programa es una reducción de 11 puntos porcentuales (-27%) en la probabilidad de estar ocupado/a para los beneficiarios directos y una reducción estadísticamente significativa, pero de menor magnitud (3,3 pp. en promedio), para los jóvenes de entre 18 y 24 años que conviven en el hogar. No se detectan efectos significativos en la oferta laboral de otros adultos mayores de 24 años que viven en el hogar.

Metodología y datos

Métodos

La estrategia de identificación se basa en un diseño de regresión discontinua (RD). En este diseño, todas las unidades tienen un valor observable para una variable X_i (llamada índice o *score*) y la regla de asignación establece que aquellas unidades cuyo valor de X_i está por encima de un umbral definido $\bar{x}$ son asignadas al tratamiento: $T_i = \mathbb{I}\{X_i \geq \bar{x}\}$. Esta regla de asignación genera una discontinuidad en la probabilidad condicional del tratamiento que, si se verifican ciertos supuestos, puede utilizarse para investigar el efecto causal en una variable de interés -o, al menos, el efecto causal en un entorno del umbral. En este contexto, las unidades con un valor del índice apenas por debajo del umbral se toman como grupo de control de las unidades apenas por encima de ese valor.

El análisis de RD se puede conceptualizar de dos maneras distintas: basándose en supuestos de continuidad o en supuestos de aleatorización local. En el primer enfoque, la comparabilidad entre las unidades con un valor cercano al umbral, de uno y otro lado, se formaliza a partir del supuesto de continuidad del valor esperado de los resultados potenciales condicional al índice ($E(Y_i^1|X_i)$ y $E(Y_i^0|X_i)$) para el resultado esperado de la unidad i bajo tratamiento y control,

respectivamente). La metodología más utilizada en las aplicaciones empíricas consiste en estimar regresiones lineales locales a ambos lados, extrapolarlas para conocer el efecto del tratamiento *en* el umbral y aplicar métodos robustos para realizar inferencia válida (Calonico et al., 2014). En el enfoque de aleatorización local, la comparabilidad entre las unidades se basa en que la asignación del tratamiento en las cercanías del umbral se asemeja a una asignación experimental. Esto requiere suponer que, dentro de una ventana $W_0 = [\bar{x} - w, \bar{x} + w]$, el valor del índice no está directamente relacionado con los resultados potenciales, sino solo a través del tratamiento (lo que se conoce como restricción de exclusión). El índice puede estar relacionado con los resultados potenciales más allá de la ventana W_0 y, como en la mayoría de las aplicaciones suele estarlo, el supuesto de exclusión es una aproximación razonable únicamente en un entorno pequeño del umbral. Una de las ventajas del enfoque de aleatorización es que, al asumir la independencia dentro de W_0 , no requiere la aproximación de las funciones de regresión ni la extrapolación para calcular el efecto en el umbral, lo que puede conllevar un error cuando el número de observaciones es bajo, y en cambio se puede hacer inferencia como en experimentales. Sin embargo, el supuesto de que las funciones de regresión de los resultados potenciales son constantes en una ventana alrededor del umbral es más fuerte que el supuesto de continuidad.²

A su vez, los análisis de RD difieren en función de si existen o no unidades que incumplen con la condición de tratamiento asignada: estamos ante lo que se conoce como un diseño de RD exacta cuando todas las unidades con $X_i \geq \bar{x}$ efectivamente reciben el tratamiento y ninguna unidad asignada al control recibe el tratamiento. El tratamiento es una función determinística de la variable índice. Por el contrario, en la RD borrosa existe incumplimiento con la asignación: si bien la probabilidad de recibir el tratamiento salta de manera abrupta en el umbral $\bar{x}$, esta no necesariamente pasa de cero a uno como ocurre en la RD exacta. En este caso, la asignación al tratamiento sigue la regla $T_i = \mathbb{I}\{X_i \geq \bar{x}\}$ pero el acceso efectivo al tratamiento, denotado con la variable dicotómica D_i no coincide con T_i para todas las unidades. En los casos de cumplimiento imperfecto con la asignación, se utiliza a T_i como instrumento de D_i y se implementan mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS). El parámetro a estimar es el impacto del tratamiento sobre aquellos

² El supuesto de que las funciones son constantes en la ventana implica la continuidad, pero no a la inversa. Al ser ambos supuestos de identificación, ninguno de los dos puede testarse de manera directa, aunque puede presentarse evidencia de su plausibilidad.

que cumplen con la asignación (referido en la literatura como *local average treatment effect* o LATE):

$$\beta_{IV} = \frac{E(Y_i|T_i = 1) - E(Y_i|T_i = 0)}{E(D_i|T_i = 1) - E(D_i|T_i = 0)} \quad (1)$$

como así también el ITT o forma reducida, expresado en el numerador de la expresión (1), que estima el impacto causal de haber sido asignado al tratamiento.

Datos

En este trabajo aplicamos el enfoque de aleatorización local, dado que nuestra variable índice es discreta y el enfoque basado en la continuidad no es directamente aplicable.³ A su vez, como el cumplimiento con la asignación no es perfecto, utilizamos un diseño de RD borrosa. Los datos corresponden a una muestra del censo demográfico de 2010 en Brasil. En ese operativo se utilizaron dos cuestionarios: un cuestionario básico con 37 ítems fue aplicado en todos los hogares del territorio nacional, excepto los seleccionados para la muestra, y un cuestionario más extenso, que contenía un total de 108 ítems, se aplicó al 10,7% de hogares seleccionados aleatoriamente para la muestra. Nuestra base de datos parte de los 1.317.525 hogares rurales particulares de esa muestra.⁴

La variable índice X_i es la edad en años centrada en el umbral. Las variables de resultado (Y_i) son tres: la ocupación de los beneficiarios directos del programa, la ocupación de otros adultos entre 25 y 50 años en el hogar, y la ocupación de las jóvenes entre 18 y 24. Adicionalmente, nuestra base de datos contiene un conjunto de características observables que utilizamos en el análisis. Estas son variables que consideramos predeterminadas o posiblemente no afectadas por el tratamiento, como el acceso a servicios básicos (energía eléctrica, agua, saneamiento, destino de los residuos), características estructurales del hogar (material predominante en las paredes externas, existencia

³ Los métodos utilizados en el enfoque de continuidad (estimación de regresiones locales y extrapolación) se comportan como si cada uno de los valores distintos que toma una variable discreta fuera una observación (independientemente del número de observaciones en la muestra), por lo que si este número es bajo (en nuestra muestra tenemos 104 valores únicos de edad) las estimaciones bajo este enfoque serían muy poco robustas y el enfoque de aleatorización local es preferible, además de tener la ventaja de que el proceso de selección de la ventana basado en los datos no es estrictamente necesario pues la ventana mínima está bien definida.

⁴ Se eliminaron de la muestra los domicilios colectivos, definidos como establecimientos donde la relación entre las personas que allí se encontraban estaba restringida a reglas de subordinación administrativa, como hoteles, pensiones, penitenciarías, cárceles, centros de detención, cuarteles, puestos militares, residencias de ancianos, orfanatos, conventos, hospitales, alojamiento para estudiantes, etc. Los domicilios colectivos representaban el 1,6% de los hogares en la muestra correspondiente a las zonas rurales de Brasil.

de baño de uso exclusivo, tipo de vivienda, hacinamiento, tipo de unidad familiar), y características de los beneficiarios (condición de ocupación, cantidad de niños en el hogar por rangos de edad, región y provincia de residencia, raza, lugar de nacimiento y cantidad de hijos nacidos vivos) (la Tabla A.2 presenta la definición de las variables utilizadas en el análisis).

La implementación de un diseño de RD requiere seleccionar la ventana W_0 donde se asume la aleatorización local. En nuestro caso, la ventana más pequeña es $W_0 = [-1, 0]$, es decir, aquella que compara individuos a los que les falta un año para ser elegibles con los que son justo elegibles para recibir PR. A diferencia de muchas aplicaciones de RD donde el número de observaciones en la ventana donde el supuesto de aleatorización es plausible es muy bajo, en nuestro caso hay un total de 88.554 observaciones, lo que nos permite realizar inferencia basada en aproximaciones de muestras grandes. La Tabla 1 muestra que, al interior de W_0 , los grupos de tratamiento y control están balanceados en términos de la media de las características observables predeterminadas.

Además del supuesto de que la asignación al tratamiento no está correlacionada con otras características al interior de la ventana considerada, otro aspecto importante para poder dar una interpretación causal al análisis de RD es que los individuos no estén en condiciones de manipular su valor del índice. Para analizar la plausibilidad de este supuesto se analiza la distribución de la variable X_i en las cercanías del umbral buscando discontinuidades en la densidad de la variable que indiquen que los individuos manipulan su valor para acceder al tratamiento (ver Figuras 1.A y 1.B). Frandsen (2017) propone una prueba para evaluar la hipótesis de manipulación que es consistente en los casos en que la variable índice es discreta.⁵ El resultado del *test* no permite rechazar la hipótesis de no manipulación a los niveles de significancia estadística habituales en el caso de las mujeres, pero sí para el caso de los hombres.⁶ Esto se debe a que el umbral para este último grupo es múltiplo de diez (60 años), y la distribución de la edad reportada en el Censo tiene acumulación para todos los múltiplos de diez -no solo en el valor del umbral. Consideramos que esto no representa evidencia de que las personas manipulen el índice para acceder al programa, que

⁵ Los supuestos implícitos en los test como el propuesto en McCrary (2008) de que el número de puntos cercanos al umbral crece a medida que aumenta el tamaño muestral no se verifica en el caso de las variables discretas que toman un número fijo de valores únicos.

⁶ El test se implementa en STATA utilizando el comando `rdtest`, con el valor máximo de k , el parámetro que determina la desviación respecto a la linealidad alrededor del umbral, utilizado en las aplicaciones empíricas del artículo ($k=0.02$).

requiere acreditar la edad con la presentación de documentación, sino de un reporte erróneo de la edad en el Censo.⁷

Resultados

La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación por OLS de la primera etapa del 2SLS (Ecuación 2). La columna (i) presenta la relación entre la asignación al tratamiento dada por la edad de elegibilidad T_i y la probabilidad de tener una pensión D_i sin controles. La columna (ii) incluye controles por estado y la columna (iii), por estado y discapacidad. En todos los modelos la edad, que otorga la elegibilidad, tiene un impacto positivo y estadísticamente significativo en la probabilidad de obtener una pensión dentro de la ventana W_0 . La estimación puntual implica que pasar de 54 a 55 años para las mujeres o de 59 a 60 para los hombres, aumenta en promedio 32,8 puntos porcentuales (pp.) o 173% la probabilidad de recibir una pensión. La Figura 2 muestra gráficamente el salto en la probabilidad condicional de recibir una pensión en el umbral.

$$D_i = \alpha + \beta T_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Las Tablas 3 a 5 presentan, respectivamente, el impacto del programa en la oferta laboral del beneficiario directo de PR, de los jóvenes (de 15 a 24 años) y de otros miembros del hogar (de 25 a 50 años). Las columnas (i) y (ii) muestran los resultados de los estimadores de OLS de la Ecuación 3, que equivale al parámetro ITT, con y sin controles. Los controles son variables a nivel del hogar e incluyen *dummies* por provincia y si algún otro miembro del hogar recibe una pensión.

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Las columnas (iii) y (iv) de las Tablas 3 a 5 presentan los estimadores de 2SLS para la Ecuación (4), donde el coeficiente β equivale al impacto causal del programa en la probabilidad de estar ocupado. En los modelos, la variable D_i se instrumentó con la elegibilidad al programa, dada la posible endogeneidad del tratamiento en un diseño de RD borrosa. La columna (iii) presenta la especificación sin controles mientras que la columna (iv) incluye controles. El supuesto de

⁷ El redondeo en el reporte de la edad al Censo es una variable que la literatura ha utilizado como proxy de las habilidades numéricas para medir la evolución del capital humano en el largo plazo en periodos y lugares donde no existe información sobre escolarización o alfabetización (Manzel et al., 2012).

identificación es que, controlando por otros factores, dentro de la ventana [-1,0] la edad solo afecta la probabilidad de estar ocupado a través del programa y no de manera directa.

Para lidiar con la posible heteroscedasticidad y correlación lineal, seguimos el enfoque estándar de reportar errores robustos. Adicionalmente, considerando que los datos pueden estar agrupados por Estado, aplicamos en todos los modelos el enfoque de Cai et al. (2021), que permite hacer inferencia cuando el número de *clusters* es pequeño (27) y no requiere de supuestos de homogeneidad y reportamos ambos estimadores.

$$Y_i = \alpha + \beta D_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Para los beneficiarios directos del programa (Tabla 3), en las especificaciones con y sin controles el estimador de OLS de la forma reducida es negativo y estadísticamente significativo, indicando que la elegibilidad para PR reduce la probabilidad de estar ocupado aproximadamente en 4 puntos porcentuales (9%). Los modelos para los jóvenes en el hogar (Tabla 4) también arrojan coeficientes negativos y estadísticamente significativos del ITT, que resultan similares en las especificaciones con y sin controles: la elegibilidad a PR reduce aproximadamente en 1,2 pp. (-3,1%) la probabilidad de que los jóvenes entre 18 y 24 años estén ocupados. Finalmente, para los otros adultos del hogar (Tabla 5) el impacto de la elegibilidad en la oferta laboral es menor a 1 pp. y no resulta estadísticamente significativo considerando los agrupamientos por Estado.

Para los estimadores de 2SLS de la Ecuación (4), los resultados sugieren que, como consecuencia del programa, los beneficiarios directos de PR reducen la probabilidad de estar ocupados entre 11 y 12 pp. (cerca del -28%). Los jóvenes que conviven en el hogar con un beneficiario de PR reducen su probabilidad de estar ocupados en aproximadamente 4 pp. (-10%). Para los otros adultos del hogar el efecto es menor y no resulta estadísticamente significativo al 1%.

Finalmente, a modo de falsificación, la Tabla 6 replica la especificación con controles del ITT (columna ii de las Tablas 3 a 5) considerando otras ventanas del mismo ancho pero que no incluyen el umbral (es decir, donde la probabilidad del tratamiento no cambia de manera discontinua). Allí se observa que los coeficientes estimados para las variables dependientes de interés son muy pequeños y en general no resultan estadísticamente significativos a los niveles habituales.

Conclusiones

Las PNC son una herramienta cada vez más utilizada para reducir la pobreza entre los adultos mayores en los países de ALC, donde debido a las altas tasas de informalidad laboral los esquemas contributivos no logran dar cobertura a un porcentaje importante de la población. La evidencia sobre si estos programas logran cumplir con el objetivo de permitir que las personas mayores se puedan retirar del mercado, y si tienen otros efectos, buscados o no, en el comportamiento de las personas y los hogares, es aún escasa.

Nuestro trabajo busca contribuir a esta literatura analizando el impacto un programa de pensiones rurales en Brasil sobre la oferta laboral de las mujeres en el hogar. *Previdência Rural* (PR) permite que las personas que trabajaron en el sector rural accedan a una pensión al alcanzar la edad de retiro, que se fijó en 55 años para las mujeres y 60 años para los hombres, independientemente del nivel de ingreso y del número de contribuciones. El programa otorga un beneficio mensual individual equivalente a 300 dólares y tiene una cobertura que alcanza los 5,8 millones de personas.

Desde el punto de vista teórico, se espera que el aumento del ingreso no laboral reduzca la oferta laboral de la o el beneficiaria/o directo, siempre que el ocio sea un bien normal. La elasticidad ingreso de la oferta puede variar entre grupos poblacionales dependiendo de su estructura de preferencias, siendo la evidencia empírica disponible consistente con una elasticidad mayor para las mujeres. Para el caso de las otras mujeres en el hogar, los modelos “colectivos” de la oferta laboral plantean que cada miembro recibe una fracción del ingreso no laboral del hogar y que, por lo tanto, los cambios en el ingreso (laboral y no laboral) de uno de sus miembros impactan en la oferta laboral de los demás.

Aprovechando la discontinuidad en la estructura de beneficios, aplicamos un diseño de RD borrosa. Al ser la variable de focalización discreta, se implementa el enfoque de aleatorización local, que asume que dentro de una ventana pequeña alrededor del umbral la asignación al tratamiento es similar a una asignación experimental. Nuestros hallazgos sugieren que el programa efectivamente permite que los beneficiarios reduzcan significativamente su oferta laboral, siendo el efecto promedio una reducción cercana a los 11 pp. en la probabilidad de estar ocupado. Respecto de los efectos no buscados sobre la oferta laboral de otros miembros del hogar, el impacto es menor en magnitud y está concentrado en los jóvenes menores de 24 años.

Referencias

- Banco Interamericano de Desarrollo. (2019). Sistema de Información de Mercados Laborales y de Seguridad Social (SIMS). <https://www.iadb.org/en/sector/social-investment/sims/home>
- Borrella-Mas, M. A., Bosch, M., Sartarelli, M., Borrella-Mas, M. A., Bosch, M., & Sartarelli, M. (2019). *Heterogeneous Effect of a Non-contributory Pension. Evidence from Bolivia*.
- Cahuc, P., Carcillo, S., & Zylberberg, A. (2014). *Labor economics*.
<https://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=yf46BAAQBAJ&oi=fnd&pg=PR5&dq=cahuc+labor+economics&ots=ATTaRUJ0dN&sig=OTFSiZXPpzHiXPYvCArJcQqFwjI>
- Cai, Y., Canay, I., Kim, D., & Shaikh, A. (2021). *A User's Guide to Approximate Randomization Tests with a Small Number of Clusters*.
https://www.researchgate.net/publication/349424117_A_User's_Guide_to_Approximate_Randomization_Tests_with_a_Small_Number_of_Clusters
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. *Econometrica*, 82(6), 2295–2326.
<https://doi.org/10.3982/ECTA11757>
- Frandsen, B. R. (2017). Party bias in union representation elections: Testing for manipulation in the regression discontinuity design when the running variable is discrete. *Advances in Econometrics*, 38, 281–315. <https://doi.org/10.1108/S0731-905320170000038012/FULL/HTML>
- Galiani, S., Gertler, P., & Bando, R. (2016). Non-contributory pensions. *Labour Economics*, 38, 47–58. <https://doi.org/10.1016/J.LABECO.2015.11.003>
- Hernani-Limarino, W., & Mena, G. (2015). *Intended and Unintended Effects of Unconditional Cash Transfers: The Case of Bolivia's Renta Dignidad*.
<https://www.econstor.eu/handle/10419/146439>
- Manzel, K., Baten, J., & Stolz, Y. (2012). Convergence and divergence of numeracy: the development of age heaping in Latin America from the seventeenth to the twentieth century1. *The Economic History Review*, 65(3), 932–960. <https://doi.org/10.1111/J.1468-0289.2011.00605.X>
- Schwarzer; Helmut; and Ana Carolina Querino. (2002). *Non-contributory pensions in Brazil: The impact on poverty reduction*. (No. 11; ESS Paper).

Tabla 1: Análisis de aleatorización local para las variables predeterminadas

Variable	Media del Control	Media Tratados	Diff de Medias	p-value	Obs.
<i>Características de la vivienda</i>					
Abastecimiento de agua=1	0.865	0.862	0.003	0.141	88,554
Suministro de agua por canalización=1	0.687	0.684	0.003	0.317	88,554
Baño de uso exclusivo	0.753	0.756	-0.003	0.344	88,554
Sanitarios Existencia	0.450	0.452	-0.002	0.820	21,707
Red	0.027	0.026	0.000	0.834	76,637
Fosa séptica	0.169	0.167	0.002	0.474	76,637
Otro	0.804	0.807	-0.002	0.447	76,637
Basura Destino	0.246	0.248	-0.001	0.650	88,554
Paredes de mampostería=1	0.601	0.603	-0.002	0.537	88,554
Energía eléctrica=1	0.912	0.907	0.005	0.009	88,554
Medidor de energía eléctrica=1	0.851	0.853	-0.002	0.335	80,533
Casa=1	0.998	0.998	0.000	0.738	88,554
Departamento=1	0.000	0.000	-0.000	0.656	88,554
Otro=1	0.002	0.002	-0.000	0.868	88,554
Vivienda propia=1	0.842	0.847	-0.005	0.033	88,554
Valor del alquiler	272.7	259.4	13.3	0.667	1,053
Densidad moradores/dormitorios	0.706	0.707	-0.001	0.798	88,554
Algún miembro falleció	0.019	0.019	-0.000	0.949	88,554
Algún miembro emigró	0.008	0.007	0.000	0.615	88,554
<i>Número de niños menores de</i>					
1 año	0.024	0.026	-0.001	0.288	88,554
2 años	0.049	0.051	-0.002	0.317	88,554
3 años	0.075	0.076	-0.001	0.743	88,554
4 años	0.102	0.103	-0.001	0.657	88,554
5 años	0.131	0.132	-0.000	0.871	88,554
6 años	0.161	0.162	-0.001	0.688	88,554
7 años	0.192	0.192	-0.000	0.921	88,554
8 años	0.223	0.223	0.000	0.922	88,554
9 años	0.257	0.257	0.000	0.916	88,554
10 años	0.295	0.294	0.001	0.779	88,554
11 años	0.340	0.338	0.003	0.625	88,554
<i>Región</i>					
Norte	0.088	0.090	-0.002	0.402	88,554
Nordeste	0.393	0.396	-0.003	0.333	88,554
Sudeste	0.221	0.221	-0.000	0.890	88,554
Sul	0.238	0.233	0.004	0.117	88,554
Centro-oeste	0.060	0.059	0.001	0.659	88,554
<i>Estado</i>					
Rondonia	0.013	0.013	-0.000	0.810	88,554
Acre	0.004	0.004	0.001	0.231	88,554
Amazonas	0.011	0.011	-0.001	0.261	88,554
Roraima	0.003	0.003	-0.000	0.480	88,554
Pará	0.039	0.041	-0.002	0.155	88,554
Amapá	0.001	0.002	-0.000	0.249	88,554
Tocantins	0.017	0.016	0.001	0.139	88,554
Maranhão	0.054	0.056	-0.002	0.126	88,554

Piauí	0.044	0.043	0.001	0.307	88,554
Ceará	0.053	0.052	0.001	0.371	88,554
Rio Grande do Norte	0.024	0.023	0.001	0.225	88,554
Paraíba	0.039	0.038	0.001	0.377	88,554
Pernambuco	0.041	0.043	-0.003	0.063	88,554
Alagoas	0.020	0.022	-0.002	0.021	88,554
Sergipe	0.015	0.014	0.000	0.925	88,554
Bahia	0.104	0.105	-0.001	0.527	88,554
Minas Gerais	0.132	0.132	-0.000	0.953	88,554
Espírito Santo	0.018	0.017	0.001	0.315	88,554
Rio de Janeiro	0.012	0.014	-0.001	0.061	88,554
São Paulo	0.059	0.058	0.000	0.853	88,554
Paraná	0.070	0.071	-0.001	0.643	88,554
Santa Catarina	0.058	0.054	0.004	0.013	88,554
Rio Grande do Sul	0.110	0.109	0.001	0.492	88,554
Mato Grosso do Sul	0.011	0.011	0.000	0.516	88,554
Mato Grosso	0.019	0.019	-0.000	0.699	88,554
Goiás	0.030	0.029	0.001	0.602	88,554
Distrito Federal	0.001	0.001	0.000	0.937	88,554
<i>Características individuales</i>					
Dificultad de Ver	0.002	0.003	-0.000	0.432	88,549
Dificultad de oír	0.002	0.002	-0.000	0.135	88,551
Deficiencia intelectual	0.019	0.020	-0.001	0.293	88,551
Dificultad de caminar	0.003	0.003	-0.000	0.714	88,551
Hijos nacidos vivos	4.445	4.474	-0.029	0.342	44,589
Nació en este municipio=1	0.614	0.619	-0.005	0.134	88,554
<i>Raza</i>					
Blanco	0.450	0.445	0.005	0.131	88,553
Marrón	0.459	0.459	0.000	0.976	88,553

Figura 1.A: Densidad de la edad (centrada en el umbral). Mujeres.

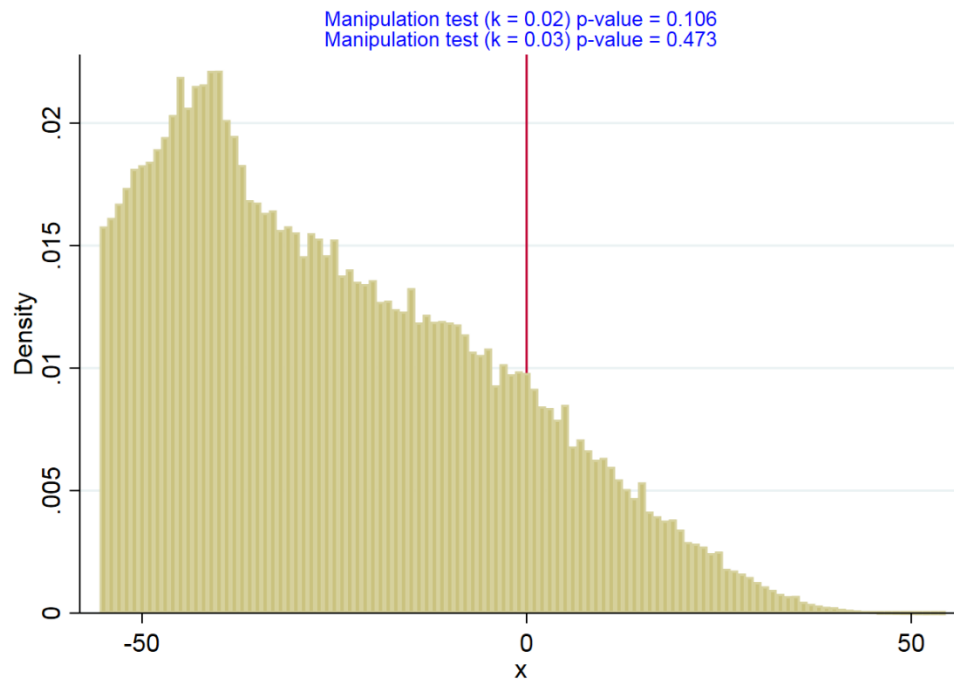


Figura 1.B: Densidad de la edad (centrada en el umbral). Hombres.

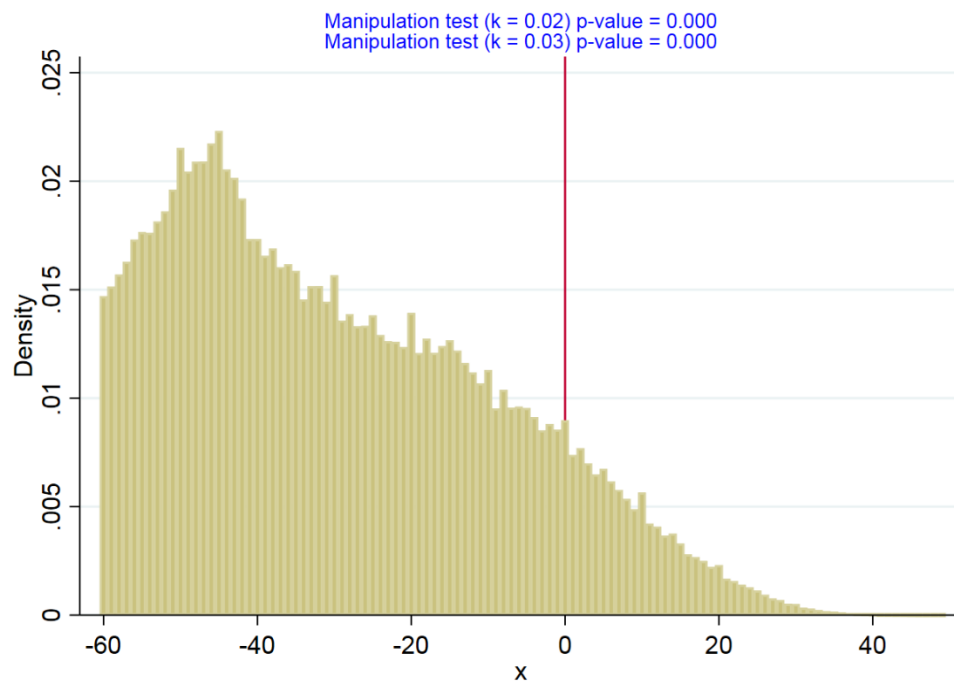


Figura 2: Probabilidad de recibir una pensión según la edad (centrada en el umbral).

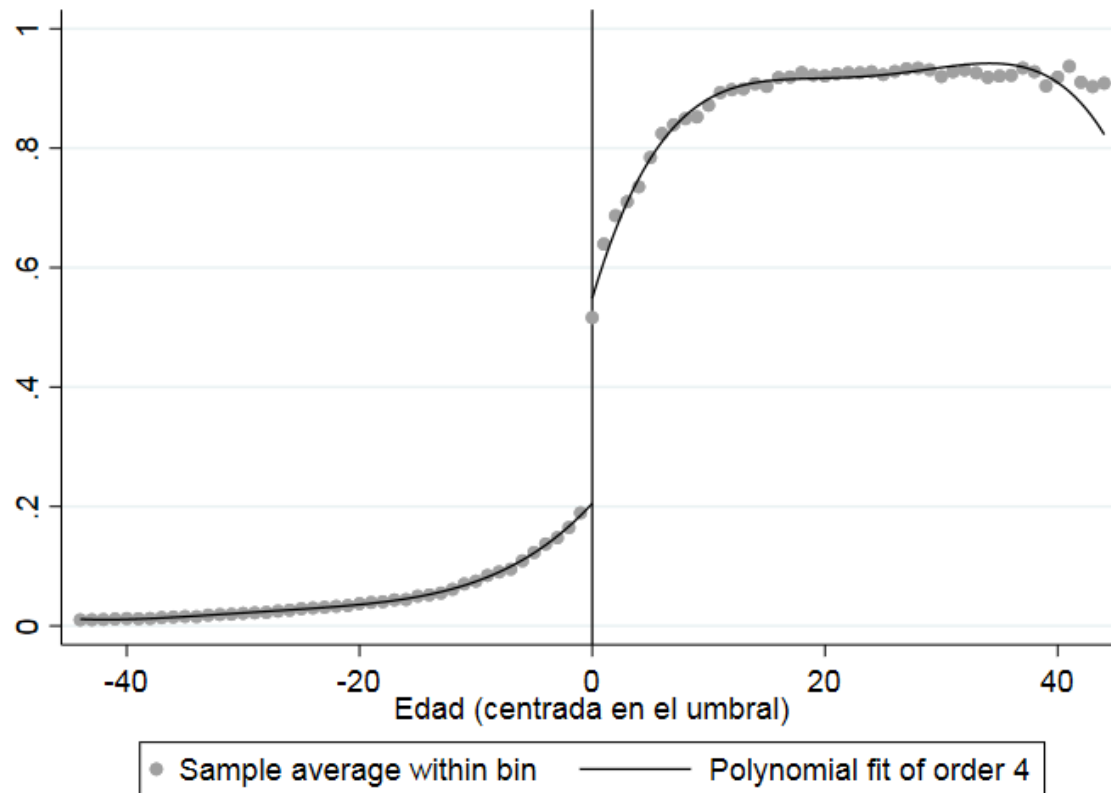


Tabla 2. *First Stage*: elegibilidad y probabilidad de tener una pensión en la ventana [0,1]

	(1)	(2)	(3)
Edad	0.327*** (0.003)	0.328*** (0.003)	0.328*** (0.003)
N	88.482	88.482	88.477
F-statistic	11760,79	564,28	509,64
Método	OLS	OLS	OLS
Controles	No	Estado	Estado + Disc.

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis.

Tabla 3. Impacto de *Previdência Rural* en la ocupación de los beneficiarios directos.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Elegible	-0.042*** (0.003) {0.000}	-0.038*** (0.003) {0.000}		
Beneficiario			-0.127*** (0.010) {0.000}	-0.116*** (0.010) {0.000}
% Change	-9.7	-8.8	-29.7	-27.2
N	88,554	88,482	88,482	88,482
Método	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Controles	No	Estado + dos	No	Estado + dos

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Entre corchetes se agrega el p-value obtenido mediante el método de *Approximate Randomization Tests* sugerido por Cai et al. (2021).

Tabla 4. Impacto de *Previdência Rural* en la ocupación de los jóvenes de 18 a 24 años.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Elegible	-0.016*** (0.005) {0.002}	-0.012*** (0.004) {0.002}		
Beneficiario			-0.046*** (0.013) {0.002}	-0.033*** (0.013) {0.002}
% Change	-4.4	-3.1	-12.5	-9.0
N	36,612	36,562	36,562	36,562
Método	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Controles	No	Estado + dos	No	Estado + dos

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Entre corchetes se agrega el p-value obtenido mediante el método de *Approximate Randomization Tests* sugerido por Cai et al. (2021).

Tabla 5. Impacto de *Previdência Rural* en la ocupación de otros adultos en el hogar.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Elegible	-0.012** (0.005) {0.240}	-0.009* (0.005) {0.264}		
Beneficiario			-0.039** (0.015) {0.240}	-0.028* (0.015) {0.264}
% Change	-2.4	-1.7	-7.7	-5.4
N	37,599	37,574	37,574	37,574
Método	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Controles	No	Estado + dos	No	Estado + dos

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Entre corchetes se agrega el p-value obtenido mediante el método de *Approximate Randomization Tests* sugerido por Cai et al. (2021).

Tabla 6. Prueba de falsificación: Estimadores del ITT para ventanas que incluyen falsos umbrales.

	(1)	(2)
	Ventana [-3,-2]	Ventana [2,3]
Beneficiarios directos	-0.005	-0.016***
	(0.003)	(0.003)
	{0.597}	{0.383}
<i>N</i>	88,556	74,865
Jóvenes de 18 a 24 años	-0.006	0.002
	(0.004)	(0.005)
	{0.075}	{0.646}
<i>N</i>	39,430	27,397
Otros adultos	-0.008*	0.009*
	(0.005)	(0.005)
	{0.710}	{0.172}
<i>N</i>	38,476	31,364
Método	OLS	OLS
Controles	Estado + dos	Estado + dos

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Entre corchetes se agrega el p-value obtenido mediante el método de *Approximate Randomization Tests* sugerido por Cai et al. (2021).

Tabla A.1. Pensiones no contributivas en América Latina

País	Nombre	Nivel del beneficio				Edad	Focalización	Beneficiarios	Cobertura (pobl +60)	Cobertura (pobl elegible)	Costo (%PIB)
		US\$	PPP \$	% PIB per cápita	% línea de pobreza \$1.90						
Argentina	Pensiones Asistenciales	198	447	24.0	773	70	Test de medios	48,394	1	2	0.0%
Bolivia	Renta Dignidad	43	97	15.4	167	60	Universal	986,190	97	97	1.3%
Brasil	Previdencia Rural	300	340	33.3	588	60 (H), 55 (M)	Test de elegibilidad	5,820,780	27	22	1.0%
Brasil (2)	Beneficio de Prestacao Continuada	300	340	33.3	588	65	Test de medios	1,700,000	8	12	0.3%
Chile	Sistema de pensiones solidarias	174	272	13.3	470	65	Test de medios	1,173,593	39	55	0.7%
Colombia	Programa Colombia Mayor	32	45	5.0	78	59 (H), 54 (M)	Test de medios y regional	1,258,000	26	20	0.1%
Costa Rica	Programa Régimen No Contributivo	132	186	14.5	321	65	Test de medios	106,544	17	25	0.5%
Ecuador	Pensión para Adultos Mayores	35	64	7.4	112	65	Test de medios	625,001	43	62	0.3%
El Salvador	Pensión Básica Universal	50	102	15.1	176	70	Test de medios y regional	28,154	4	9	0.1%
Guatemala	Programa de aporte económico o del Adulto Mayor	51	79	18.4	137	65	Test de medios	103,125	11	16	0.1%
México	Pensión para Adultos Mayores	35	71	4.7	124	65	Test de pensiones	5,100,000	42	62	0.2%
Panamá	120 a los 65	120	207	12.2	358	65	Test de pensiones	95,116	22	32	0.2%
Paraguay	Pensión alimentaria para las personas adultas mayores	82	189	26.2	327	65	Test de medios	147,170	25	37	0.5%
Perú	Pensión 65	38	81	8.2	140	65	Test de medios	501,681	16	23	0.1%
Uruguay	Programa de Pensiones No-Contributivas	262	382	21.1	662	70	Test de medios	33,436	5	10	0.2%
Venezuela	Gran Misión Amor Mayor	1169	641	48.4	1110	60 (H), 55 (M)	Test de medios	559,799	20	16	0.9%

Fuente: HelpAge International Pension Watch Database. Versión del 1 de marzo de 2018. Disponible en: www.pension-watch.net

Tabla A.2. Definición de variables

Variable	Definición
Abastecimiento de agua=1	A partir de la información sobre la forma de abastecimiento de agua se crea la variable dicotómica: 1=cuando estaba conectada a una red general de distribución del agua, cuando se atendió al hogar por agua de un pozo ubicado dentro o fuera de la propiedad o cuando fue servida por agua transportada en carro cometa, 0=cuando el hogar estaba servido por agua de lluvia almacenada en cisterna, galones, tanques, o cuando se atendió al hogar por agua de río, presa, lago y arroyo.
Suministro de agua por canalización=1	A partir de la existencia de canalizaciones para distribución de agua en el hogar se crea la variable dicotómica: 1=agua entubada con distribución interna para uno o más habitaciones, 0=cuando llega el agua canalizada al terreno si distribución interna en la vivienda o cuando no hay agua corriente en la propiedad.
Baño de uso exclusivo	Se crea una variable dicotómica: 1=hay uno o más baños de uso exclusivo de los residentes, incluyendo los ubicados en el terreno o propiedad, 0=Ninguno.
Sanitarios Existencia	A partir de la información sobre la existencia de un baño, para uso exclusivo o no de los residentes, en el domicilio particular permanente o en el terreno se crea la variable dicotómica: 1=sí, 0=no.
Red=1	A partir de la información sobre el tipo de alcantarillado, se crea una variable dicotómica: 1=red general de alcantarillado o pluvial si al canalizar el agua servido y los desechos, provenientes del baño o inodoro, se vincula a un sistema de recolección que los condujo a un aliviadero área general, región o municipio, incluso si el sistema no tenía una planta de tratamiento para el material agotado.
Fosa séptica=1	A partir de la información sobre el tipo de alcantarillado, se crea una variable dicotómica: 1=si al realizar la fontanería del baño o inodoro estaba conectado a una fosa séptica, es decir, se agotó la materia a un pozo cercano, donde estaba pasando por un proceso de tratamiento o decantación, se realice o no la parte líquida luego a un aliviadero general del área, región o municipio.
Otro=1	A partir de la información sobre el tipo de alcantarillado, se crea una variable dicotómica: 1=cuando el baño o inodoro estaba conectado a un pozo rústico, conectado directamente a una zanja abierta, abiertos directamente al río, lago o mar.
Basura Destino	A partir de la información sobre el destino de la basura se crea una variable dicotómica: 1=cuando la basura fue recogida directamente por un servicio de empresa pública o privada o cuando fue depositada en un balde, tanque o bodega, afuera del hogar, para ser recogido posteriormente por un servicio de empresa pública o privado, 0=cuando la basura fue quemada o enterrada en la propiedad, arrojada sobre un terreno baldío o vía pública.
Paredes de mampostería=1	A partir de la información sobre el material predominante de las paredes externas se crea una variable dicotómica: 1=paredes de ladrillo con revestimiento (yeso, yeso, hormigón), piedra, hormigón prefabricado o aparente. Considere también esas superposiciones de mármol, metal, vidrio o paneles, 0=paredes de ladrillo sin revestimiento, madera, muros de arcilla o cal y arena con estacas y postes de madera, tabique, estuco o acacia y embadurnamiento con o sin revestimiento, paredes de paja, hojas o corteza vegetal o cualquier otro material.
Energía eléctrica=1	A partir de la información sobre la existencia de energía eléctrica en el hogar se crea la variable dicotómica: 1=cuando el hogar cuenta con electricidad de la empresa distribuidora o se abastece de otras fuentes como viento, solar, generador, 0=cuando el hogar no tiene luz.
Medidor de energía eléctrica=1	A partir de la información sobre la existencia de medidor se crear la variable dicotómica: 1=cuando hay medidor para registrar el consumo eléctrico del hogar, 0=cuando el medidor es de uso común del hogar y uno o más establecimientos o cuando no hay medidor de consumo eléctrico.
Casa=1	A partir de la variable especie de domicilio se crea una variable dicotómica: 1=cuando se encuentra en un edificio de uno o más pisos, siempre que esté totalmente ocupado por una sola casa, con acceso directo a una calle, independientemente de la material utilizado en su construcción, o cuando se encuentra en un edificio que formaba parte de un grupo de viviendas con acceso solo a una calle, o cuando se encuentra en edificio que formaba parte de un conjunto residencial (condominio) compuesto por instalaciones de uso común (como zonas de ocio, plazas cubiertas, pistas deportivas, etc.).
Departamento=1	A partir de la variable especie de domicilio se crea una variable dicotómica: 1=cuando se encuentra en un edificio: de uno o más pisos, con más de una vivienda, servidos por espacios comunes (recibidor, escaleras, pasillos, vestíbulo u otras instalaciones).
Otro=1	A partir de la variable especie de domicilio se crea una variable dicotómica: 1=habitación en pensión (cuando se ubica en una vivienda que se caracteriza por el uso común de instalaciones hidráulicas y sanitarias -baño, cocina, tanque, etc.- con otras viviendas y el uso del mismo

	ambiente para diversas funciones (dormir, cocinar, preparar comidas, trabajar, etc.) o cuando se ubica en viviendas indígenas, ubicadas en tierras indígenas, con características rústicas, las cuales pueden ser: simples y sin muros; pequeños, hechos de ramas de árboles y cubiertos con paja u hojas; o choza grande (choza, choza, choza, choza) hecha de bambú y troncos, cubierta con palmas secas o paja, y utilizada como vivienda por varias familias indígenas.
Vivienda propia=1	A partir de la información sobre la condición de ocupación se crea la variable dicotómica: 1=cuando el hogar era propiedad, total o parcial, de uno o más residentes, estando íntegramente pagado o no, 0=cuando se alquila, fue proporcionado por el empleador, cuando fue transferido gratis por una persona que no era residente o institución.
Valor del alquiler	El monto del alquiler (en reales) pagado o adeudado en el mes de Julio de 2010. Información recopilada solo para hogares privados permanentes arrendados. No se incluyó el impuesto predial ni el condominio.
Moradores/ dormitorios	Número de residentes dividido por el número de habitaciones que sirven como dormitorio en el hogar.
Algún miembro falleció	Se crea una variable dicotómica: 1=si de agosto de 2009 a julio de 2010 murió alguien que vivió con usted (incluidos niños recién nacidos y ancianos), 0=No.
Algún miembro emigro	Se crea una variable dicotómica: 1=si alguna persona que hubiera residido con el (los) residente (s) del hogar particular vivía en otro país en la fecha de referencia, 0=No.
Dificultad de Ver	A partir de la autoevaluación de la capacidad visual se crea la variable dicotómica: 1=la persona se declaró a sí misma totalmente incapaz de ver; 0= la personas se declaró con gran dificultad, alguna dificultad o sin dificultad para ver.
Dificultad de oír	A partir de la autoevaluación de las capacidades auditivas se crea la variable dicotómica: 1=la persona se declaró a sí misma totalmente incapaz de oír; 0= la personas se declaró con gran dificultad, alguna dificultad o sin dificultad para oír.
Dificultad de caminar	A partir de la autoevaluación de las dificultades para caminar o subir escalones se crea la variable dicotómica: 1=la persona se declaró a sí misma incapaz para caminar y/o subir escaleras sin la ayuda de otra persona; 0= la personas se declaró con gran dificultad, alguna dificultad o sin dificultad para caminar y/o subir escaleras sin la ayuda de otra persona.
Deficiencia intelectual	A partir de la definición de deficiencia mental como el retraso en el desarrollo intelectual caracterizado por la dificultad que tiene la persona para comunicarse con otros, cuidarse, hacer las tareas del hogar, aprender, trabajar, jugar, etc., se crea la variable dicotómica: 1= se declaró la existencia de una discapacidad mental/intelectual permanente que dificultaba la realización de las actividades diarias, 0=no se declaró la existencia de discapacidad, incluso cuando la persona tuviera trastornos o enfermedades tales como: autismo, neurosis, esquizofrenia y psicosis.
Hijos nacidos vivos	Total de niños nacidos vivos hasta el 31 de julio de 2010. <i>Missing</i> para hombres y mujeres menores de 10 años en la fecha de referencia del Censo.
Nació en este municipio=1	Se crea la variable dicotómica: 1=persona que nació y siempre ha vivido en el municipio (aunque haya cambiado de nombre, se haya emancipado o se haya incorporado a un nuevo municipio) o persona que nació en el municipio, pero vivió en otro municipio o país extranjero, 0=persona que no nació en el municipio de residencia actual.
Pensión	Se crea una variable dicotómica=1 si el individuo respondió afirmativamente a la pregunta: "en julio de 2010, tenía un ingreso mensual habitual de jubilación o pensión de un instituto oficial de seguridad social (federal, estatal o municipal) que proviene de: fuerzas armadas, jubilaciones, Plan Sindical de Seguridad Social o instituto federal de seguridad social (INSS), instituto de seguridad social estatal o municipal, incluido FUNRUAL".
Dos	Se crea una variable dicotómica=1 si el hogar recibe dos pensiones o más
Ocupado	Se crea la variable dicotómica: 1= Si trabajo por lo menos 1 hora (en la semana del 25 al 31 de julio 2010) de manera remunerada o tenía una trabajo remunerado, aunque estaba temporalmente ausente, 0=si no trabajó en esa semana ni tenía un trabajo del que estaba temporalmente ausente.

Anexo 2: Modelo matemático simple para la participación laboral⁸

Los individuos maximizan una función de utilidad definida sobre ocio y consumo de bienes, $U_i(C_i, L_i)$, en donde suponemos que la función es creciente respecto de cada uno de los argumentos (i.e., las personas prefieren consumir más bienes y ocio). Las combinaciones de ocio y consumo que le reportan al individuo el mismo nivel de utilidad reciben el nombre de curvas de indiferencia. Suponemos que las curvas de indiferencia tienen pendiente negativa y su pendiente en determinado punto es la tasa marginal de sustitución entre ocio y consumo. Además, suponemos que el individuo está dispuesto a resignar cada vez menos consumo por una hora extra de ocio, es decir, las curvas de indiferencia son convexas al origen, lo que implica que la función de utilidad es cuasi-cóncava.

La maximización está sujeta a una restricción presupuestaria dada por:

$$C_i + wL_i \leq wL_0 + R_i \quad (1)$$

donde w es el salario horario, C_i es el consumo de bienes, L_i es el consumo de ocio, L_0 la cantidad total de horas diarias a asignar entre ocio y trabajo, de forma que la oferta laboral del individuo i está dada por $h_i = L_0 - L_i$. R_i es el ingreso no laboral del que dispone el individuo y está conformado por una proporción $\alpha \in (0,1)$ de las transferencias que recibe directamente más la proporción que se distribuye uniformemente entre los miembros del hogar.

$$R_i = \alpha T_i + \frac{(1-\alpha)}{N} \sum_{i=1}^N T_i \quad (2)$$

Si llamamos R_0 al ingreso potencial que el individuo tendría si dedicara todo su tiempo a trabajar, podemos expresar la decisión del consumidor como:

$$\text{Max } U_i(C_i, L_i) \quad \text{s. a.} \quad C_i + wL_i \leq R_0 \quad (3)$$

Cuando el problema de maximización tiene una solución interior, el individuo ofrece una cantidad de horas estrictamente positiva que se sitúa en la tangente entre la restricción presupuestaria y la curva de indiferencia correspondiente al nivel de utilidad obtenido.

$$\frac{U_L(C^*, L^*)}{U_C(C^*, L^*)} = w \quad \text{y} \quad C_i^* + wL_i^* = R_0 \quad (4)$$

⁸ En base a Cahuc, Carcillo, and Zylberberg (2014).

Cuando el salario es menor a la tasa marginal de sustitución evaluada en la dotación (i.e, los niveles de ocio y consumo cuando $L = L_0$), el problema no tiene una solución interior y la oferta es nula. La tasa marginal de sustitución evaluada en el punto $L = L_0$ se conoce como el salario de reserva, que determina si el individuo participa o no del mercado. Dado que L_0 es una cantidad fija, el salario de reserva $\widetilde{w}_i$ depende únicamente de la forma de la función de utilidad y del ingreso no laboral R_i :

$$\widetilde{w}_i = \frac{U_L(R_i, L_0)}{U_C(R_i, L_0)} \quad (5)$$

El signo de la derivada de la condición (5) depende del signo de $U_{CL}U_C - U_{CC}U_L$, que es positivo si el ocio es un bien normal. Entonces, ante un aumento de R_i el modelo predice un incremento en el salario de reserva si el ocio es un bien normal, lo que desincentiva la participación en el mercado de trabajo. Además, dado que $\alpha > 0$, $\frac{\partial R_i}{\partial T_i} > \frac{\partial R_i}{\partial T_j}$ para $i \neq j$. De esta manera, se espera que el efecto de desincentivo sea más intenso para el beneficiario directo de la transferencia.