ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Araújo, María Caridad; Bosch Mossi, Mariano; Schady, Norbert Rüdiger

Working Paper

Pueden las transferencias monetarias ayudar a que los hogares escapen de una trampa intergeneracional de pobreza?

IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-767

Provided in Cooperation with:
Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC

Suggested Citation: Araújo, María Caridad; Bosch Mossi, Mariano; Schady, Norbert Rüdiger (2017) : Pueden las transferencias monetarias ayudar a que los hogares escapen de una trampa intergeneracional de pobreza?, IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-767, Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC, https://doi.org/10.18235/0000618

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/173841

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

DOCUMENTO DE TRABAJO DEL BID Nº 767

Pueden las transferencias monetarias ayudar a que los hogares escapen de una trampa intergeneracional de pobreza?

María Caridad Araújo
Mariano Bosch
Norbert Schady

Banco Interamericano de Desarrollo
Sector Social

Febrero, 2017

Banco Interamericano de Desarrollo

Pueden las transferencias monetarias ayudar a que los hogares escapen de una trampa intergeneracional de pobreza?

María Caridad Araújo
Mariano Bosch
Norbert Schady

Febrero, 2017

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo
Araujo, Maria Caridad.
¿Pueden las transferencias monetarias ayudar a que los hogares escapen de una trampa intergeneracional de pobreza? / Maria Caridad Araujo, Mariano Bosch, Norbert Schady.
p. cm. — (Documento de trabajo del BID ; 767)
Incluye referencias bibliográficas.
1. Transfer payments-Ecuador. 2. Economic assistance, Domestic-Ecuador. 3. Child development-Economic aspects-Ecuador. 4. Poverty-Government policy-Ecuador. I. Bosch, Mariano. II. Schady, Norbert Rüdiger, 1967-. III. Banco Interamericano de Desarrollo. Sector Social. IV. Título. V. Serie.
IDB-WP-767

http://www.iadb.org

Copyright © 2017 Banco Interamericano de Desarrollo. Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas (CC-IGO 3.0 BY-NC-ND) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode) y puede ser reproducida para cualquier uso no-comercial otorgando el reconocimiento respectivo al BID. No se permiten obras derivadas.

Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la CNUDMI (UNCITRAL). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia CC-IGO y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Después de un proceso de revisión por pares, y con el consentimiento previo y por escrito del BID, una versión revisada de esta obra podrá reproducirse en cualquier revista académica, incluyendo aquellas referenciadas por la Asociación Americana de Economía a través de EconLit, siempre y cuando se otorgue el reconocimiento respectivo al BID, y el autor o autores no obtengan ingresos de la publicación. Por lo tanto, la restricción a obtener ingresos de dicha publicación sólo se extenderá al autor o autores de la publicación. Con respecto a dicha restricción, en caso de cualquier inconsistencia entre la licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas y estas declaraciones, prevalecerán estas últimas.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones adicionales de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.

SCL/SCL@iadb.org

http://www.iadb.org/socialprotection

¿Pueden las transferencias monetarias ayudar a que los hogares escapen de una trampa intergeneracional de pobreza?[1]

M. Caridad Araujo
Mariano Bosch
Norbert Schady

Febrero 2017

Resumen

Muchos hogares pobres en los países en desarrollo enfrentan problemas de liquidez. Como resultado, es probable que inviertan menos de lo necesario en el capital humano de sus niños. Utilizando datos de Ecuador, proporcionamos nueva evidencia sobre los efectos de largo plazo (10 años) de las transferencias monetarias. Nuestro análisis se basa en dos fuentes de datos diferentes y en dos estrategias de identificación. Primero, extendemos los resultados de un experimento que asignó aleatoriamente niños menores de 6 años a grupos de tratamiento "temprano" o "tardío". Aunque el grupo de tratamiento temprano recibió el doble de transferencias totales, no enconramos diferencias entre los niños de ambos grupos en términos de su rendimiento en una variedad de pruebas. Segundo, utilizamos un diseño de regresión discontinua aprovechando el uso de un "índice de pobreza" para determinar la elegibilidad para las transferencias. Nos enfocamos en niños que se encontraban justo por encima y justo por debajo del umbral de elegibilidad cuando estaban al final de la infancia y comparamos su rendimiento escolar y su estatus laboral 10 años más tarde. Las transferencias aumentaron la finalización de la escuela secundaria, pero los efectos son pequeños: entre 1 y 2 puntos porcentuales de una tasa contrafactual de finalización escolar del 75 por ciento. Concluimos que cualquier efecto de las transferencias monetarias en la transmisión intergeneracional de la pobreza en Ecuador será apenas modesto.

Código JEL: I38
Palabras clave: Transferencias monetarias condicionadas; pobreza; impactos de largo término; Ecuador; Bono de Desarrollo Humano

[1] Agradecemos por sus comentarios a Jere Behrman, Karen Macours y a los participantes en la conferencia del NBER sobre The Economics of Asset Accumulation and Poverty Traps, celebrada en Washington entre el 28 y 29 de junio de 2016.

1. Introducción

Una proporción sustancial de los hogares en los países en desarrollo son pobres[2]. Estos hogares sufren muchas privaciones: pocos ingresos, mala salud, bajos niveles educativos, condiciones de vivienda precarias, acceso inadecuado a una variedad de servicios como agua potable y saneamiento. Muchos hogares pobres tienen asimismo problemas de liquidez y no podrán conseguir préstamos para invertir en el capital humano de sus hijos, aunque los retornos de esta inversión sean altos[3]. Esto, a su vez, podría resultar en una trampa de pobreza intergeneracional: los niños de los hogares pobres probablemente serán pobres en la edad adulta en parte debido a fallas del mercado crediticio y de otros. Los programas de transferencias monetarias directas a los hogares son un mecanismo que intenta romper el ciclo por el cual la pobreza se transmite de una generación a la siguiente.

Estos programas se han vuelto muy populares en muchos países en desarrollo. En América Latina, los más grandes tienen presupuestos cercanos a medio punto del PIB (Levy y Schady 2013). ¿Reducen la pobreza *actual* las transferencias monetarias? Y ¿disminuyen la probabilidad de que los niños de los hogares actualmente pobres sean pobres en el futuro, ayudando así a que los hogares escapen de una trampa de pobreza intergeneracional?

La posibilidad de que las transferencias monetarias puedan reducir la pobreza *actual* depende primordialmente de su magnitud y de la medida en que los hogares compensen el ingreso de la transferencia trabajando menos. En la práctica, varias evaluaciones y simulaciones sugieren que las transferencias monetarias reducen el ingreso actual o la pobreza por consumo, especialmente cuando la cantidad transferida es considerable (Fiszbein y Schady 2009). Hay evidencia independiente según la cual las transferencias monetarias no reducen el esfuerzo de trabajo en el corto (Banerjee et al. 2016) o en el mediano plazo (Araujo et al. 2016) [4, 5].

[2] El Banco Mundial estima que en 2012 el 12,7 por ciento de la población mundial era pobre extrema (vivía bajo una línea de pobreza de US$ 1,90 per cápita por día), mientras que el 35 por ciento vivía bajo una línea de pobreza de US$ 3,10 (Banco Mundial 2016).

[3] Hay otras razones por las cuales los padres pobres pueden invertir insuficientemente en el capital humano de sus hijos, entre ellas un altruismo incompleto y creencias equivocadas acerca de los retornos a la inversión que se hace en los niños.

[4] Las transferencias monetarias reducen el trabajo infantil, tal como se lo proponen. Véanse Attanasio et al. (2010) para Colombia, Edmonds y Schady (2012) para Ecuador y Maluccio y Flores (2005) para Nicaragua. Sin embargo, las reducciones en el trabajo infantil no son lo suficientemente grandes como para compensar el efecto de la transferencia sobre el ingreso total del hogar.

[5] Cuestión aparte es si el ingreso de la transferencia se gasta del mismo modo que otras fuentes de ingreso. Existe alguna evidencia de que este no es el caso en los países en desarrollo. Por ejemplo, al parecer una proporción desmesurada de la transferencia se destina a la alimentación y a bienes que benefician a los niños (véanse Angelucci y Attanasio 2009 y Attanasio y Lechene 2014 para México, Attanasio et al. 2012 para Colombia, Macours et al. 2012 para Nicaragua y Schady y Rosero 2008 para Ecuador). No está claro si esto obedece al hecho de que

La medida en la que las transferencias monetarias reduzcan la pobreza *futura* depende en gran parte de si los niños de los hogares que recibieron transferencias acumulan más capital humano[6]. Hay evidencia considerable de que las transferencias monetarias aumentan la matrícula escolar[7]. Sin embargo, que los niños hayan sido inscritos en la escuela puede no ser suficiente para mejorar sus oportunidades de vida en la edad adulta si no completan más años de escolaridad o si aprenden poco mientras están en la escuela.

Para evaluar con credibilidad si es que las transferencias monetarias pueden ayudar a que los niños escapen de una trampa de pobreza intergeneracional, se necesita disponer de datos de panel que hagan un seguimiento de los niños desde el periodo en el cual sus padres recibieron las transferencias monetarias hasta su adolescencia o edad adulta. Ese tipo de datos son muy poco frecuentes (Molina-Millán et al. 2016 presentan una revisión).

Barham et al. (2013, 2016) estudian los efectos de largo plazo de las transferencias monetarias en Nicaragua. En una de sus investigaciones (Barham et al. 2013) comparan los resultados de los niños cuyas familias recibieron transferencias monetarias durante la ventana potencialmente crítica de los "primeros 1000 días" (mientras el niño estaba en el útero y en los primeros dos años de vida) con los de los niños de familias que las recibieron algo más tarde. Descubrieron que, diez años después, haber recibido transferencias monetarias temprano en la vida elevaba el desempeño en las pruebas cognitivas de los niños varones en 0,15 desviaciones estándar. Barham et al. (2016) se concentran en las transferencias recibidas al final de la niñez. Encuentran que los varones que se beneficiaron de las transferencias monetarias completan 0,5 años más de escolaridad, obtienen puntuaciones en las pruebas que son 0,2 desviaciones estándar más altas y perciben ingresos no agrícolas mensuales 10-30 por ciento más altos 10 años después.

No obstante, los resultados de otras evaluaciones han sido menos alentadores. En México, Behrman et al. (2009, 2011) concluyen que 3 años de transferencias monetarias (versus no transferencias) resultaron en aproximadamente 0,3 más grados de escolaridad completada, pero no mejoraron el desempeño en las pruebas de lectura, escritura y matemátias. En Camboya, un programa de transferencias a familias de niñas que asisten a la escuela secundaria incrementó la escolaridad en 0,6 años, pero no mejoró las puntuaciones en

---

las transferencias se hacen a las mujeres, que probablemente tienen preferencias diferentes de las de los hombres, o a que las transferencias son frecuentemente o "nominalmente" condicionadas. Contrariamente, no hay evidencia de que las transferencias monetarias se gasten desproporcionadamente en "bienes pecaminosos" como el alcohol y el tabaco (Evans y Popova 2014).

[6] Las transferencias monetarias podrían también reducir la pobreza futura si los hogares las invirtieran en un activo productivo que produjera un flujo de ingresos en el futuro. La evidencia a este respecto es mixta. Véanse Gertler et al. (2012) para México y Maluccio (2010) para Nicaragua.

[7] Baird et al. (2014) y Fiszbein y Schady (2009) han revisado esa evidencia.

las pruebas o los resultados en el mercado laboral (empleo e ingresos) 3 años después de que el programa había concluido (Filmer y Schady 2014).

En este documento se estudian los efectos de largo plazo (10 años) de las transferencias realizadas en el marco del programa que cuando hicimos nuestro análisis era el más grande (en términos proporcionales) en América Latina: el *Bono de Desarrollo Humano* (BDH) en Ecuador. El BDH hacía transferencias generosas, que en 2010 representaron, en promedio, el 20 por ciento del ingreso que percibían los hogares receptores antes de la transferencia. En su punto de mayor cobertura, el Programa atendía al 40 por ciento de los hogares del país y disponía de un presupuesto equivalente al 0,7 por ciento del PIB. A diferencia de los programas mejor conocidos de América Latina (como PROGRESA en México o *Bolsa Familia* en Brasil), las transferencias del BDH no estaban explícitamente condicionadas al cumplimiento de comportamientos especificados de antemano, como la matriculación escolar, si bien se alentaba a los hogares a invertir la transferencia en los niños (Schady y Araujo 2008).

Presentamos resultados provenientes de dos fuentes de datos diferentes, analizados con dos estrategias de identificación, y que corresponden a dos etapas cruciales en la acumulación de capital humano en el ciclo de vida. El primer conjunto de resultados se concentra en los niños que se convirtieron en elegibles para las transferencias durante la primera infancia. Muchos autores, en varias disciplinas, han subrayado la importancia de la salud y el desarrollo en los primeros años de vida[8]. Nuestros resultados se basan en datos de una evaluación que en 2003 asignó a los hogares aleatoriamente a un grupo de tratamiento "temprano" y a otro "tardío". Todos los hogares de la muestra de evaluación tenían al menos un niño menor de 6 años en la línea de base. El grupo de tratamiento temprano comenzó a recibir transferencias del BDH en 2004, mientras que el de tratamiento tardío solo se hizo elegible para las transferencias 3 años más tarde. Utilizamos datos de una encuesta de hogares realizada en 2014 para observar si los niños del grupo de tratamiento temprano habían tenido mejor rendimiento que aquellos del grupo de tratamiento tardío en varias dimensiones. Hacia 2011, el último año en el que tuvimos información administrativa sobre los pagos del BDH, el grupo de tratamiento temprano había recibido cerca del doble de las transferencias totales que las recibidas por el de tratamiento tardío. A pesar de esta gran disimilitud, no se encontró diferencia entre los niños de los dos grupos en lo que concierne al desempeño en pruebas de

[8] Véanse, entre otras referencias importantes, Almond y Currie (2010), Cunha y Heckman (2007) y Shonkoff y Phillips (2010).

lenguaje, matemáticas, atención, memoria de trabajo, fluidez de recuperación y en resultados de comportamiento.

En Ecuador, como en muchos otros países de ingresos medios, las tasas de finalización escolar han alcanzado niveles prácticamente universales. El primer punto de decisión crucial que determina cuánta escolaridad alcanza el niño tiene lugar en la escuela secundaria. Por esta razón, en nuestro segundo conjunto de resultados nos centramos en los niños de los hogares que fueron elegibles para las transferencias cuando estos niños tenían una edad en la que se estaban tomando decisiones acerca de su matriculación y finalización de la escuela secundaria. Hacemos uso del hecho de que el BDH ha utilizado un puntaje de pobreza a fin de determinar la elegibilidad para las transferencias desde 2003. Este puntaje de pobreza crea un corte abrupto alrededor del umbral de eligibilidad. Comparamos el rendimiento escolar y la situación laboral de los adultos jóvenes, de entre 19-25 años en 2013/14, en hogares que se encontraban justo por debajo y justo por encima de ese umbral de elegibilidad para las transferencias monetarias entre 2003 y 2009.

Encontramos que los adultos jóvenes de los hogares justo por encima del umbral de elegibilidad muestran más probabilidades de haber completado la escuela secundaria. Sin embargo, la magnitud del efecto es modesta, de entre 1 y 2 puntos porcentuales (de un nivel de 75 por ciento para el contrafactual). Los impactos del Programa parecen ser algo mayores (y son solo significativos) entre las mujeres que entre los hombres. Por otro lado, no encontramos que las transferencias del BDH hubiesen aumentado el empleo entre los adultos jóvenes. Esto *no* parece deberse a que los receptores de las transferencias estén más dispuestos a continuar hacia la educación superior: no hay efecto de la transferencia en la probabilidad de que un adulto joven se haya inscrito en una institución educativa en 2013/14. Más bien, al parecer las transferencias monetarias evitaron que una pequeña fracción de mujeres abandonara la escuela antes de completar la secundaria, pero no tuvieron un efecto medible en su educación posterior o en sus opciones laborales.

En suma, nuestro análisis demuestra que los niños de los hogares que se beneficiaron de transferencias monetarias considerables en la primera infancia no presentan mejores resultados en la adolescencia que aquellos que recibieron transferencias sustancialmente menores, y asimismo que las transferencias monetarias recibidas al final de la infancia tuvieron efectos de pequeña magnitud en el rendimiento escolar de los adultos jóvenes. Concluimos que en Ecuador, las transferencias monetarias probablemente tendrán, en el mejor de los casos, un efecto modesto sobre la probabilidad de que los niños de hogares pobres escapen de la pobreza en el futuro.

El resto de este documento procede como sigue: en la sección 2 describimos el programa BDH, evaluaciones anteriores y el sistema educativo en Ecuador. La sección 3 aborda nuestra estrategia de identificación y en la sección 4 se presentan los resultados. La sección 5 contiene nuestras conclusiones.

2. Contexto

A. Las transferencias monetarias en Ecuador

El actual sistema de protección social en Ecuador, que incluye el programa BDH, data de fines de los 1990. En 1999 el país sufrió una severa crisis bancaria, el PIB per cápita cayó en alrededor de 32 por ciento en un solo año y el desempleo creció del 9 al 17 por ciento. En este contexto, el gobierno ecuatoriano creó un programa de transferencias monetarias, el *Bono Solidario*. Se había previsto que los pagos se harían a hogares pobres. Sin embargo, como el programa no tuvo un criterio de selección claro, muchos receptores no eran pobres y muchos hogares pobres no recibieron las transferencias.

En 2000/02 el gobierno realizó un "censo de pobreza" conocido como el *Selben* (Sistema de Selección de Beneficiarios), que cubrió a cerca del 90 por ciento de los hogares de las zonas rurales y a alrededor de la misma fracción de los hogares de zonas urbanas seleccionadas que fueron consideradas como de alta incidencia de pobreza. El censo recabó información sobre composición del hogar, niveles educativos, empleo, características de la vivienda y acceso a servicios. Esta información se agregó en un puntaje de pobreza por componentes principales. A partir de marzo de 2003 este puntaje se utilizó para determinar la elegibilidad para las transferencias. El nombre del programa también cambió y pasó de llamarse *Bono Solidario* a *Bono de Desarrollo Humano* (BDH).

En 2007/08 y 2013/14 se realizaron nuevos censos de pobreza. Una vez más, se agregó la infomación por componentes principales y se calcularon nuevos puntajes de pobreza en 2009 y 2015. En ambos casos el cambio en los puntajes de pobreza resultó en una considerable reestructuración de los hogares que quedaban dentro y fuera de la elegibilidad[9].

En Ecuador los montos de las transferencias han crecido en magnitud con el tiempo. El *Bono Solidario* comenzó con una transferencia de 7 dólares por hogar. Con la creación del *Bono de Desarrollo Humano* en 2003, la transferencia aumentó a 15 dólares, fue revisada al alza en 2009 (a 35 dólares) y nuevamente incrementada en 2014 (a 50 dólares). Los pagos

[9] Por ejemplo, el 36 por ciento de todos los hogares del primer censo de pobreza tuvieron puntuaciones que los ubicaron dentro de los 5 puntos del umbral que determinaba la elegibilidad para las transferencias. Entre estos hogares, el 46 por ciento de los elegibles del primer censo de pobreza se volvieron no elegibles y el 42 por ciento de los hogares que eran no elegibles se volvieron elegibles.

también han crecido como proporción del ingreso familiar de los pobres: para el 40 por ciento más pobre de la población pasó del 13 por ciento del ingreso previo a la transferencia en 1999 al 20 por ciento una década más tarde.

B. Evaluaciones anteriores del programa BDH

Hay múltiples evaluaciones del impacto de las transferencias del BDH en una variedad de resultados. Están basadas en diferentes muestras y distintas estrategias de identificación. Paxson y Schady (2010) utilizan un experimento aleatorio para evaluar los efectos de corto plazo de las transferencias en el desarrollo de los niños pequeños y, en promedio, no encontraron ningún impacto. Sin embargo, entre los hogares más pobres las transferencias del BDH mejoraron el desarrollo físico del niño (en 0,16 desviaciones estándar) y el desarrollo cognitivo y socioemocional (en 0,18 desviaciones estándar) [10]. Utilizando datos del mismo experimento, Fernald e Hidrobo (2011) demuestran que el programa mejoró los resultados de los bebés y de los niños pequeños y, por su parte, Hidrobo y Fernald (2013) argumentan que la intervención redujo la violencia doméstica. Schady (2012a) encuentra que las transferencias del BDH disminuyeron la proporción de mujeres adultas anémicas. En nuestro documento utilizamos datos de panel de esta evaluación. Específicamente, hacemos un seguimiento de los niños que tenían 5 años o menos en la línea de base hasta el final de su infancia para comprobar los efectos del programa 10 años más tarde.

Una segunda evaluación experimental del BDH se centró en los hogares con niños en edad escolar en la línea de base. Con estos datos, Schady y Araujo (2008) encuentran que las transferencias del BDH aumentaron considerablemente la matrícula escolar, especialmente entre los hogares que creían (erróneamente) que las transferencias eran condicionadas a la matriculación. Oosterbeek et al. (2008) también señalan efectos positivos de las transferencias en la matrícula escolar. Edmonds y Schady (2012) demuestran que las transferencias del BDH redujeron sustancialmente el trabajo infantil. Schady y Rosero (2008) encuentran que las transferencias resultaron en un desplazamiento ascendente de la curva de alimentos de Engel:

[10] La medida del desarrollo físico del niño se basa en tres variables de resultado: la talla del niño, la hemoglobina ajustada a la altitud y una medida de control de la motricidad fina. La medida del desarrollo cognitivo y conductual del niño se basa en cinco variables de resultado: desarrollo del lenguaje, pruebas de memoria de corto y largo plazo, una prueba en la cual se le pide al niño identificar patrones que se encuentran ocultos en algunos dibujos y el Behavioral Problems Index (BPI), una escala comúnmente usada que se basa en la frecuencia con la que un niño presenta cada una de 29 conductas, según indique su madre. En la construcción del puntaje agregado, cada resultado individual recibe la misma ponderación.

los hogares elegibles para las transferencias destinaban una fracción mayor del ingreso a la alimentación.

Otros han aprovechado el hecho de que el programa BDH haya usado un puntaje de pobreza para determinar la elegibilidad como estrategia de identificación. Ponce y Bedi (2010) dan cuenta de efectos positivos del Progama en el rendimiento en las pruebas de lenguaje y matemáticas. Sin embargo, una limitación importante en su documento es que no disponen de datos sobre la puntuación de pobreza real de los hogares. Más bien, intentan recrear las puntuaciones de pobreza con datos de una encuesta de hogares. Araujo et al. (2016) analizan si las transferencias incidieron en las decisiones laborales de los adultos. Los datos que usan incluyen los puntajes de pobreza de los hogares que el programa BDH utilizó para determinar la elegibilidad. Su análisis, que es similar en espíritu al que hacemos en este documento, encuentra que el BDH no redujo el esfuerzo en el trabajo. Sin embargo, las transferencias parecen haber hecho desplazarse a algunas mujeres del empleo formal al informal como una manera de ocultar sus ingresos.

En suma, hay varias evaluaciones previas del programa BDH, incluidas algunas sobre resultados de escolaridad. No obstante, excepción hecha de Araujo et al. (2016), todas se han centrado en los impactos de corto plazo. La contribución más importante de nuestro documento es que estudiamos los efectos de las transferencias en los niños pequeños (0-5 años) y niños un tanto mayores (9-15 años) después de 10 años.

C. El sistema educativo ecuatoriano

La asistencia escolar en Ecuador es obligatoria desde los 5 hasta los 14 años. El ciclo de educación primaria va desde el jardín de infantes hasta el 6.º grado, la secundaria desde el 7.º hasta el 12.º. El 80 por ciento de los niños en edad escolar están matriculados en escuelas públicas y el resto en privadas. Después de la educación secundaria, hay un número considerable de colegios vocacionales, escuelas técnicas y universidades, tanto públicas como privadas.

Ecuador ha hecho avances considerables en la expansión de la cobertura del sistema educativo, como puede verse en la Figura 1[11]. El Panel A ilustra que la matrícula de los niños en la escuela primaria es casi universal: más del 99 por ciento de los niños de 6 a 11 años están matriculados. El Panel B muestra que se han producido incrementos sustanciales en la

[11] Para hacer estos cálculos usamos la *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo* (ENEMDU) de 2015, una encuesta representativa a nivel nacional en Ecuador.

finalización de la escuela primaria a lo largo del tiempo. Al hacer un promedio entre hombres y mujeres, se observa que la proporción de los que completaron la escuela primaria aumentó del 65 por ciento para la cohorte nacida entre 1950-54 a 94 por ciento para la cohorte nacida entre 1985-89. Es importante señalar que esto sugiere que hay poco espacio para que un programa de transferencias monetarias como el BDH (o cualquier otro) influya en las tasas de matriculación escolar de los niños pequeños o en las de finalización de la escuela primaria.

Con respecto a los niños un tanto mayores, la Figura 1 muestra que después de los 11 años la matriculación declina gradualmente: a los 15 años el 92 por ciento de los niños están matriculados en alguna institución educativa y a los 18 solo el 49 por ciento lo están. Finalmente, el Panel C indica que las tasas de finalización de la escuela secundaria han subido considerablemente con el tiempo: del 24 por ciento para la cohorte nacida entre 1950-54 al 58 por ciento para la nacida entre 1985-89. Sin embargo, incluso en las cohortes más recientes, una proporción sustancial de adultos desertaron antes de completar la escuela secundaria. De esto se desprende que las transferencias monetarias podrían, en principio, incrementar la matriculación y el rendimiento escolar para este grupo de edad[12].

Finalmente, la Figura 1 muestra que las brechas educativas entre hombres y mujeres se han reducido. Como es el caso en otros países de América Latina, actualmente no hay diferencias sustantivas en las tasas de matriculación de niños y niñas. Para las cohortes más recientes, tampoco hay diferencias por género en las tasas de finalización de la escuela primaria o secundaria.

A pesar de que las tasas de matrícula escolar en Ecuador han subido, la calidad de la educación es un serio desafío. Ecuador no participa en las pruebas internacionales PISA, de modo que es difícil comparar el desempeño de los niños de secundaria de Ecuador con los estándares de otros países. No obstante, Ecuador fue uno de los 15 países latinoamericanos que participaron en TERCE, una prueba para niños de 3.º y 6.º grado llevada a cabo en 2013. En matemáticas de 3.º grado, el 47,8 por ciento de los niños ecuatorianos tuvieron el más bajo de los cuatro niveles de rendimiento en la prueba, muy similar al promedio para América Latina (47,2 por ciento), pero sustancialmente más alto que el de países de mayor rendimiento como Costa Rica (23,1 por ciento) o Chile (15,4 por ciento) (Unesco 2015). Los resultados son muy similares para los estudiantes de 6.º grado.

[12] La evidencia de muchas evaluaciones demuestra que, como era de esperar, las transferencias monetarias tienen sus mayores impactos en la matriculación escolar de los niños en grados donde la deserción es alta. Véanse Barrera-Osorio et al. (2011) para Colombia, de Janvry y Sadoulet (2006) y Schultz (2004) para México, Filmer y Schady (2008, 2014) para Camboya y Schady y Araujo (2008) para Ecuador.

Hay gradientes socioeconómicos pronunciados en las puntuaciones de las pruebas de los niños en edad escolar en Ecuador (Berlinski y Schady 2015). En gran medida, estos gradientes ya son visibles antes de que los niños ingresen a la escuela (Paxson y Schady 2007, Schady et al. 2015). Los profundos déficits en desarrollo cognitivo y las bajas puntuaciones en las pruebas de los niños pobres en Ecuador sugieren que las transferencias monetarias podrían en principio mejorar los resultados del aprendizaje si el ingreso de la transferencia fuera gastado de una manera que beneficiara a los niños.

3. Datos y estrategia de identificación

A. Análisis experimental

Como se señaló anteriormente, un conjunto de estimaciones que presentamos se basa en datos de un panel de hogares de los que se ha hecho un seguimiento desde 2003. Los hogares de este panel fueron parte de una evaluación experimental del impacto de las transferencias monetarias sobre la salud y el desarrollo infantil (véase Paxson y Schady 2010 para un mayor análisis). Un grupo de hogares fue asignado aleatoriamente a un grupo de tratamiento temprano y otro a uno de tratamiento tardío[13]. En la línea de base, todos los hogares de ambos grupos tenían al menos un niño de menos de 6 años[14]. La encuesta para la línea de base se realizó entre octubre de 2003 y marzo de 2004 y las de seguimiento se han venido llevando a cabo regularmente desde entonces, datando la más reciente de 2014[15].

La Figura 2 muestra que la proporción de hogares del grupo de tratamiento temprano que recibieron transferencias aumentó bruscamente después de junio de 2004, cuando fueron considerados por primera vez como elegibles; hacia marzo de 2005, aproximadamente el 50 por ciento de los hogares de este grupo recibieron transferencias en un determinado mes. La figura muestra asimismo que la proporción de hogares del grupo de tratamiento tardío que recibieron las transferencias se incrementó constantemente después de marzo de 2007, cuando a su vez fueron considerados por primera vez como elegibles. Sin embargo, la participación de este grupo en el BHD se incrementó más lentamente y nunca igualó del todo

[13] La asignación aleatoria se hizo a nivel de parroquia. Las parroquias son las unidades administrativas más pequeñas en Ecuador. Cincuenta y un parroquias fueron asignadas al grupo de tratamiento temprano y 26 al de tratamiento tardío. En estas parroquias se seleccionó una muestra de hogares elegibles para las transferencias dado su puntaje de pobreza, pero que nunca antes las habían recibido.

[14] Un requisito adicional fue que los hogares de la muestra no tuvieran ningún niño de 6 años o mayor Los pagos hechos por el BDH no están condicionados a ninguna conducta en el hogar especificada de antemano. En una etapa inicial, no obstante, los administradores del programa consideraron condicionarlo a chequeos de salud regulares para aquellos hogares con niños pequeños y a la asistencia escolar para aquellos con niños mayores. No estaba claro cuál condición se aplicaría a los hogares que tenían tanto niños pequeños como de más edad. Por esta razón, el diseño de la evaluación requirió que los hogares de la muestra tuvieran niños pequeños, pero no mayores.

[15] La muestra original incluyó hogares de zonas urbanas y rurales. Sin embargo, desde 2005 solo se ha hecho seguimiento en los de las zonas rurales. Por esta razón, nuestro análisis se limita a estos últimos.

los niveles del grupo de tratamiento temprano. Probablemente esto puede atribuirse al hecho de que algunos hogares del grupo de tratamiento tardío nunca supieron que su estatus de elegibilidad en efecto había cambiado. En cualquier caso, hacia fines de 2011 (hasta cuando se dispone de datos sobre los pagos para esta muestra) los hogares del grupo de tratamiento temprano habían recibido aproximadamente el doble de transferencias que aquellos del grupo de tratamiento tardío (US$ 1200 frente a US$ 625 en promedio) [16].

Paxson y Schady (2010) muestran que las características de los grupos de tratamiento temprano y tardío estaban balanceadas en la línea de base. La tasa de pérdida entre la encuesta de la línea de base y el seguimiento de 2014, diez años más tarde, fue modesta (19 por ciento) y no está correlacionada con la asignación a los grupos de tratamiento temprano o tardío. Más aún, las características de los hogares que se perdieron en ambos grupos son similares. La encuesta de 2014, que es la base del análisis que hacemos en este documento, administró un conjunto de pruebas particularmente rico, que incluyó tres pruebas de lenguaje, cuatro de matemáticas, pruebas de atención y memoria de trabajo, y dos pruebas adicionales que miden la fluidez de recuperación y la incidencia de problemas conductuales, respectivamente. En el Apéndice de datos se ofrecen detalles de las pruebas que usamos en nuestro análisis.

Transformamos los puntajes brutos de cada prueba en un puntaje-z con una media de cero y una desviación estándar de uno. Luego construimos tres agregados de las pruebas (para lenguaje, matemáticas y “otras pruebas”). Cada prueba recibe la misma ponderación en el agregado y este, a su vez, es estandarizado de modo que también tiene una media de cero y una desviación estándar de uno. Construimos, asimismo, un puntaje agregado total que otorga la misma ponderación a los tres grupos de pruebas.

Dada la asignación aleatoria, la estrategia de identificación es clara. Presentamos los resultados de las regresiones de intención de tratamiento (*intention-to-treat*), que adoptan la siguiente forma:

$$(1)\quad Y_{ihp} = \alpha_c + Z_{ihp}\beta_1 + \mathbf{X}_{ihp}\beta_2 + \varepsilon_{ihp}$$

[16] La Figura 2 muestra asimismo que a partir de diciembre de 2009 la proporción de hogares de la muestra de evaluación que recibieron pagos comenzó a declinar y hacia septiembre de 2011 había caído en aproximadamente 20 puntos porcentuales en el grupo de tratamiento temprano (15 puntos porcentuales en el grupo de tratamiento tardío, donde la tasa de participación en el Programa había sido menor). Este descenso es un resultado del cambio introducido en el puntaje de pobreza entre el primer y el segundo censo de pobreza. Este cambio de puntaje significó que una proporción sustancial de los hogares de la muestra dejaran de ser elegibles para los pagos (porque su puntaje en el segundo censo de pobreza los colocó por encima del umbral de elegibilidad). No ingresaron nuevos hogares a la muestra de evaluación.

donde los subíndices i, h y p se refieren a los individuos, hogares y parroquias; Y_{ihp} es uno de los cuatro agregados de las pruebas; α_c es un conjunto de efectos fijos de cantón[17]; Z_{ihp} es una variable dicotómica que toma un valor de uno si el niño en cuestión pertenece a un hogar que fue asignado a los grupos de tratamiento temprano o tardío; $\mathbf{X}_{ihp}$ es un vector de las características en la línea de base, que incluimos para corregir cualquier posible desbalance entre los grupos de tratamiento temprano y tardío y para aumentar precisión; y ε_{ihp} es el término de error. Estimamos esta regresión por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) , corrigiendo los errores estándar a nivel de conglomerado (en este caso, la parroquia). El parámetro de interés es β_1, el parámetro de intención de tratamiento del efecto de haber sido asignado al grupo de tratamiento temprano sobre los puntajes de las pruebas.

B. Análisis por regresión discontinua (RD)

Con el fin de generar los datos para el segundo conjunto de estimaciones, fusionamos datos de tres fuentes diferentes: datos sobre los puntajes de pobreza de los hogares, calculados usando el censo de pobreza de 2000/02; datos mensuales sobre los pagos de las transferencias (de los registros administrativos del BDH); y datos sobre los resultados en educación y empleo reportados en el censo de pobreza de 2013/14[18, 19].

La estrategia que adoptamos es sencilla. Comparamos los resultados de los hogares que se encontraban justo por encima y justo por debajo del umbral de elegibilidad para las transferencias entre 2003 y 2009 (empleando su puntaje de pobreza, calculado con el censo de pobreza de 2000/02). Para evaluar los impactos sobre la matrícula escolar, el logro escolar y el empleo, usamos la información del censo de pobreza de 2013/14.

Comenzamos verificando que el puntaje de pobreza de 2003 fue, en efecto, usado para determinar la elegibilidad para las transferencias monetarias en el periodo 2005-09 (no se dispone de datos sobre los pagos para esta muestra anteriores a 2005). La Figura 3 indica claramente que ese fue el caso. La proporción de hogares elegibles que recibieron transferencias en un mes determinado es de entre 70 y 80 por ciento, mientras que la

[17] Los cantones son unidades administrativas más grandes que las parroquias, comparables a las municipalidades de Estados Unidos.

[18] Todos estos datos son confidenciales. El proceso de fusionar las diferentes bases de datos fue realizado por el personal del Programa BDH y del Ministerio Coordinador del Desarrollo Social en Ecuador. Las bases de datos utilizadas han sido anonimizadas, eliminando la *cédula*, la única identificación individual presente en todas estas bases de datos y que se ha usado para fusionarlas.

[19] Una ventaja del análisis por regresión discontinua (RD) es el tamaño de muestra. Por otro lado, la desventaja es el reducido número de resultados. Para definir la matrícula escolar usamos una sola pregunta en el censo de pobreza: "¿Asiste actualmente a alguna institución educativa?; de modo similar, para definir "empleo" también usamos una sola pregunta: "¿En la última semana, trabajó al menos una hora, con o sin pago?". Ambas preguntas se formulan a todos los miembros del hogar de 5 años y mayores.

proporción de hogares no elegibles que recibieron la transferencia es prácticamente cero. Por otro lado, las diferencias en las transferencias entre los dos grupos son más pequeñas después de 2009 (cuando se usó un nuevo puntaje de pobreza, basado en el censo de pobreza de 2007/08, para determinar la elegibilidad).

Las regresiones para estimar los impactos del Programa BDH adoptan la siguiente forma:

$$(2)\quad Y_{ihc} = \alpha_c + S_{ihc}\beta_1 + I(S_{ihc}<C)\beta_2 + I(S_{ihc}<C)^* S_{ihc}\beta_3 + \varepsilon_{ihc}$$

donde Y_{ihc} es el resultado del adulto joven i en el hogar h y el cantón c; α_c es un conjunto de efectos fijos de cantón; S_{ihc} es una parametrización de la función de control, el puntaje de pobreza calculado sobre la base del censo de pobreza de 2000/02; $I(S_{ihc}<C)$ es una variable que toma el valor de uno para los individuos cuyo puntaje de pobreza de 2003 los colocó por debajo del umbral de elegibilidad; $I(S_{ihc}<C)^* S_{ihc}$ es la interacción entre la función de control y la variable dicotómica de elegibilidad; y ε_{ihc} es el término de error. Estimamos las regresiones por MCO, corrigiendo los errores estándar a nivel de conglomerado (parroquia). El parámetro de interés es β_2, el efecto de la intención de tratamiento de las transferencias sobre la matrícula, el logro escolar y el empleo en la adultez temprana.

Al igual que en otras aplicaciones de RD, es importante asegurar que los resultados no estén determinados por una parametrización particular de la función de control. En nuestra especificación preferida, efectuamos regresiones locales lineales (RLL) y determinamos el ancho de banda óptimo utilizando la estrategia recomendada en Imbens y Kalyanaraman (2012). Para verificar la robustez, también presentamos resultados con diferentes anchos de banda y estimaciones que utilizan toda la muestra de los de los adultos jóvenes y controlan un término cuártico (en lugar de uno lineal) en la función de control. Asimismo, como en otras aplicaciones de RD, es importante notar que los resultados que presentamos son locales, en el sentido de que solo aplican a los individuos que se encuentran en el umbral de elegibilidad de 2003.

Presentamos los resultados de dos pruebas estándar de RD. Primero, el Panel A de la Figura 4 muestra que no hay una densidad inusual de hogares en uno u otro lado del umbral de elegibilidad. Segundo, examinamos las diferencias en las características observables de los hogares en línea de base, comparando aquellos justo por encima y justo por debajo del umbral de elegibilidad para las transferencias. La Tabla 1 muestra que las diferencias alrededor del umbral son generalmente pequeñas y solo son significativas en niveles convencionales para una de las 16 características (dos si incluimos diferencias que son significativas al límite).

Al interpretar nuestras estimaciones de RD, hay que tener en cuenta dos consideraciones adicionales. Primero, de haber repercusiones indirectas positivas de los hogares elegibles a los no elegibles —como han sugerido para la educación secundaria Bobonis y Finan (2009) y Lalive y Cattaneo (2009) utilizando datos del programa de transferencias monetarias de México PROGRESA—, nuestras estimaciones serían un límite inferior del verdadero efecto de las transferencias sobre la matrícula y la finalización de la escuela secundaria. Si, por otro lado, hay repercusiones indirectas negativas, como podría ocurrir si las aulas se llenan demasiado, entonces las estimaciones que presentamos serían un límite superior de los efectos de las transferencias del BDH.

Segundo, otra preocupación surge del modo en que fusionamos los diferentes conjuntos de datos que usamos en nuestro análisis. En cada hogar cubierto por el censo de pobreza de 2000/02, el BDH registró por lo menos una *cédula* (el número del documento nacional de identidad), generalmente de una mujer adulta (que luego se convertiría en la receptora de las transferencias del BDH si su puntaje de pobreza la colocaba por debajo del umbral de elegibilidad). Nosotros usamos la *cédula* para fusionar datos de los dos censos de pobreza. En nuestro análisis, luego examinamos si los adultos jóvenes de hogares de adultos de cuya *cédula* disponemos en la base de 2000/02, tienen resultados en escolaridad y empleo diferentes, según el censo de pobreza de 2013/14, dependiendo de su estatus de elegibilidad durante el periodo 2003-09[20, 21].

El hecho de que fusionemos observaciones de los dos censos utilizando la *cédula* de una mujer es potencialmente importante. Significa que nuestras estimaciones se basan solamente en (y son solo potencialmente relevantes para) la conducta de los adultos jóvenes que continúan

[20] Pudimos fusionar el 55 por ciento de todos los hogares del censo de pobreza de 2000/02 con los del censo de 2013/14. Hay muchas razones por las cuales podría no esperarse una fusión perfecta: (1) la cobertura geográfica del censo de pobreza de 2013/14 menor que de la del censo de 2000/02; (2) la participación en los dos censos de pobreza no fue obligatoria. Los hogares pudieron haber asumido que, dado su estatus socioeconómico, probablemente no habrían sido elegibles para las transferencias del BDH y simplemente pueden haber optado por no participar en el censo de 2013/14. (En efecto, encontramos que los hogares relativamente más acomodados en 2000/02 tienen una menor probabilidad de encontrarse en el censo de 2013/14, aunque no hay diferencias en el umbral). (3) Pueden haberse cometido errores de digitación en la *cédula* en cualquiera de los censos; (4) alguno de los miembros del hogar puede haber fallecido o ya no estar en edad de ser el jefe del hogar o ser su esposa o esposo (en cuyo caso los encuestadores pueden haber registrado la *cédula* de algún otro miembro del hogar). No creemos que la fusión posiblemente imperfecta de los hogares entre los dos censos afecte la consistencia interna de nuestros resultados porque no hay una densidad inusual de hogares en uno u otro lado del umbral y porque las características de los individuos de cada lado del umbral son muy similares, como se señaló antes en el documento.

[21] En un pequeño número de casos, 5,6 por ciento del total, hay hogares en el censo de 2013/14 para los que podemos fusionar la *cédula* de más de un individuo y estos individuos figuran en dos o más hogares del censo de 2000/02. Esto causa una complicación porque al hogar en el que estos individuos viven en 2013/14 se le habría podido asignar uno o dos o más puntajes de pobreza del censo de 2000/02. En estos casos, asignamos a los hogares el más bajo de los puntajes de pobreza relevantes. Sin embargo, nuestros resultados son muy similares cuando simplemente excluimos de nuestros cálculos a estos hogares, y con ello a los adultos jóvenes que forman parte de los mismos.

viviendo en el hogar en donde vivían cuando eran niños (y no para aquellos que han formado su propio hogar o se han mudado a vivir en uno diferente). Esto puede limitar la capacidad de generalización de nuestros resultados[22].

Más aún, si la elegibilidad para las transferencias entre 2003-09 hiciera más (o menos) probable que un adulto joven abandonara el hogar, nuestras estimaciones podrían en parte estar capturando estos cambios composicionales. Para comprobarlo, graficamos el número de adultos jóvenes (no de hogares) en el Panel B de la Figura 4. La gráfica muestra que no existe evidencia de que haya muchos (o demasiado pocos) adultos jóvenes en uno u otro lado del umbral[23]. Concluimos que, si bien no podemos descartar definitivamente que haya cambios composicionales en los hogares y que estos estén correlacionados con la elegibilidad para las transferencias de 10 años antes, estos cambios probablemente no constituyan una preocupación de primer orden.

4. Resultados

A. Resultados de la evaluación experimental

Los principales resultados del impacto de las transferencias del BDH empleando la evaluación experimental se encuentran en la Tabla 2 y la Figura 5. En la Tabla 2 se presenta los efectos del programa 10 años después para toda la muestra; por separado para los niños que tenían menos de 3 años de edad (incluidos aquellos que estaban en el útero) en la línea de base y los niños que eran mayores; para niñas y niños; y para niños cuyas madres habían cuando más completado la escuela primaria y aquellos cuyas madres tenían mayor escolaridad. En cada caso, presentamos los resultados de las regresiones en las cuales la variable de resultado es los puntajes totales y, por separado, lenguaje, matemáticas u otros puntajes, respectivamente.

La Tabla 2 ilustra que, para ninguna muestra ni ningún agregado de pruebas, hay efectos del programa que sean positivos y significativos. En efecto, los coeficientes son *negativos* (si bien se acercan a cero y no son significativos con una excepción que corresponde al impacto de las transferencias sobre los resultados en lenguaje de los niños más pequeños).

[22] Usamos las fechas en las cuales se realizaron los dos censos de pobreza y la edad que tenían los individuos en ambos censos para ver si los niños del censo de pobreza de 2000/02 coincidían con los adultos jóvenes de los mismos hogares en 2013/14. Entre los hogares en que fue posible hacerlo, pudimos encontrar que las edades de un 46 por ciento de los niños del censo de pobreza de 2000/02 correspondían a las de los adultos jóvenes en los mismos hogares en el censo de 2013/14.

[23] Por supuesto, es posible que diferentes clases de jóvenes adultos hayan abandonado los hogares justo por encima y justo por debajo del umbral. No podemos comprobarlo de una manera convincente porque la única información de que disponemos sobre los niños de la línea de base es su edad, género, si estaban matriculados en la escuela y si trabajaban. Sin embargo, en el rango de edad que consideramos casi todos los niños estaban matriculados en la escuela y virtualmente ninguno de ellos trabajaba.

En la Figura 5 presentamos los resultados por ventiles acumulados de la distribución de gastos per cápita por hogar de la línea de base[24]. Lo hacemos, en parte, porque Paxson y Schady (2010) encontraron que las transferencias del BDH no tuvieron efectos significativos sobre el desarrollo de los niños en toda la muestra, pero mejoraron sustancialmente los resultados de los niños del cuartil más bajo de la distribución de gastos per cápita. La Figura 5 muestra que, como es de esperar, las estimaciones se vuelven más precisas a medida que nos movemos de izquierda a derecha en cada eje, dado que aumenta el tamaño de la muestra. Sin embargo, no hay evidencia de que recibir transferencias más temprano en la vida o recibir un monto total mayor de transferencias mejorara los puntajes de las pruebas en ninguna parte de la distribución de gasto per cápita.

En suma, la Tabla 2 y la Figura 5 proporcionan una sólida evidencia de que, 10 años después de que comenzaran a recibir las transferencias, los niños asignados aleatoriamente al grupo de tratamiento temprano no obtuvieron puntajes más altos que los del grupo de tratamiento tardío en ninguna de las varias pruebas que les fueron administradas al final de la infancia[25].

B. Resultados del análisis por regresión discontinua

Presentamos los resultados de estimación por regresión discontinua en la Figura 6 (para las mujeres), la Figura 7 (para los hombres) y en la Tabla 3. Las Figuras 6 y 7 no muestran

[24] El primer valor (el de más a la izquierda) en cada panel de la Figura 5 corresponde a los coeficientes e intervalos de confianza para las regresiones que limitan la muestra al 5 por ciento más pobre de los hogares, el siguiente corresponde al 10 por ciento más pobre de los hogares y así sucesivamente. El valor más a la derecha en cada panel corresponde a la muestra total y es equivalente a las estimaciones de la Tabla 2. El logaritmo de los gastos per cápita ha sido imputado. Como se explica en Paxson y Schady (2010), la encuesta de línea de base de 2003/04 recolectó información sobre las características de la vivienda y sobre la posesión de una lista de activos, pero no incluyó un módulo de gastos. (Estos datos son la base para el análisis que hacen Schady y Araujo 2008; Schady y Rosero 2008; y Edmonds y Schady 2012). Paxson y Schady (2010) usaron datos de este estudio paralelo para estimar una regresión del logaritmo del gasto mensual sobre medidas de calidad de la vivienda y acceso a servicios, posesión de activos y varias características del hogar, tales como la edad y el nivel educativo del jefe del hogar y número de miembros del mismo. Los coeficientes resultantes fueron usados para imputar el logaritmo del gasto de la línea de base para la muestra de hogares del panel. Nosotros usamos la misma medida en el análisis de este documento.

[25] Dada una tasa de deserción del 19 por ciento, el hecho de que observemos los efectos del BDH en el corto plazo (como en Paxson y Schady 2010) pero no en el largo plazo (como en la Tabla 2 de este documento) puede explicarse en principio por el cambio en la muestra. Específicamente, podría ser que los efectos del Programa sean particularmente grandes entre los niños que salieron de la muestra entre 2004 y 2014. Para comprobar si este es el caso, retomamos la muestra de los niños en Paxson y Schady (2010) y reestimamos los efectos de corto plazo, limitando la muestra de niños a aquellos que pudieron encontrarse en la encuesta de 2014. Para su muestra de 2069 niños, Paxson y Schady (2010) detectan un efecto del programa de 0,052 desviaciones estándar para el total de la muestra (con un error estándar de 0,052) y de 0,170 desviaciones estándar para los niños del cuartil más pobre (con un error estándar de 0,074). Cuando reestimamos estas regresiones para la muestra más pequeña de niños que pudieron encontrarse en 2014 (1734 niños), encontramos un efecto del programa de 0,055 desviaciones estándar para toda la muestra (con un error estándar de 0,53) y 0,199 desviaciones estándar para los niños del cuartil más pobre (con un error estándar de 0, 080). Estas comparaciones sugieren que la paulatina desaparición de los efectos del Programa BDH entre 2004 y 2014 probablemente no se debe a la pérdida de hogares en la muestra del panel. Agradecemos a Karen Macours por sugerirnos hacer este ejercicio.

evidencia de saltos en la probabilidad de matrícula en una institución educativa (Panel A) o de empleo (Panel B) alrededor del umbral de elegibilidad ni para las mujeres ni para los hombres. Los Paneles C de ambas figuras sugieren que el BDH tuvo, cuando más, un efecto muy modesto sobre la probabilidad de que los adultos jóvenes hayan completado la escuela primaria, lo que no es sorprendente dadas las muy elevadas tasas contrafactuales de finalización. Finalmente, los Paneles D sugieren efectos un tanto más grandes en la probabilidad de finalización de la escuela secundaria, especialmente para las mujeres, donde se presenta un salto en las tasas de finalización de aproximadamente 2 puntos porcentuales alrededor del umbral.

Los resultados de las regresiones para las varias muestras y especificaciones se presentan en la Tabla 3. La tabla confirma que las mujeres jóvenes de los hogares que fueron elegibles para las transferencias durante el final de la infancia tienen una probabilidad mayor de 2-3 puntos porcentuales de haberse graduado de la escuela secundaria 10 años más tarde. Estos resultados son estables en todas las especificaciones. Los resultados de finalización de la escuela secundaria son más pequeños en magnitud para los hombres y en general no son significativos. No hay evidencia que los varones o mujeres jóvenes que fueron elegibles para las transferencias tengan más o menos probabilidades de estar matriculados en alguna institución educativa en 2013/14. En el caso del empleo, algunos de los coeficientes para las mujeres en la Tabla 3 son significativos, pero estos resultados son sensibles al modo en que se parametriza la función de control.

En suma, nuestros resultados del análisis por regresión discontinua muestran que 10 años después de que un grupo de hogares se volviera elegibles para las transferencias y otro no, las mujeres jóvenes de los hogares elegibles tenían tasas de finalización de la escuela secundaria modestamente más altas que aquellas de los hogares no elegibles. Sin embargo, esto no se tradujo en una probabilidad mayor de continuar estudiando en la universidad o en alguna otra institución de educación superior. Más aún, no hay un efecto claro sobre la probabilidad de que estas mujeres trabajen. El patrón general de nuestros resultados sugiere que las transferencias monetarias evitaron que una pequeña fracción de mujeres abandonara la escuela secundaria, pero no tuvieron un efecto detectable sobre su educación posterior o sobre sus decisiones laborales.

5. Conclusión

En este documento hemos usados dos bases de datos diferentes y dos estrategias de identificación distintas para evaluar los efectos de largo plazo (10 años) que ha tenido el

Programa de transferencias monetarias de Ecuador, el BDH, sobre varias medidas de acumulación de capital humano. Cabe señalar que la nuestra es una de las dos únicas evaluaciones que consideran los efectos de las transferencias monetarias después de una década. (Barham et al. 2013, 2016 consideran los efectos luego de 10 años de un programa de transferencias monetarias condicionadas en Nicaragua).

Nuestras estimaciones experimentales muestran que los niños de los hogares que se beneficiaron de las transferencias más tempranamente y recibieron una porción más grande de las transferencias totales no tuvieron mejores resultados en el aprendizaje al final de la infancia. Nuestras estimaciones de regresión discontinua muestran que las transferencias monetarias recibidas al final de la infancia aumentaron modestamente la proporción de mujeres jóvenes que completaron la escuela secundaria pero no afectaron sus opciones de educación ni de empleo posteriores. Puede ser que, con el paso del tiempo, se vuelvan aparentes algunos efectos del programa sobre el logro escolar, el rendimiento o los resultados en el mercado laboral tales como la tasa de empleo o el nivel de los salarios. Es simplemente muy temprano como para saberlo. No obstante, basándonos en la evidencia disponible hasta la fecha, concluimos cautelosamente que el efecto de las transferencias monetarias en la transmisión intergeneracional de la pobreza en Ecuador será apenas modesto.

Apéndice de Datos

Este apéndice de datos proporciona detalles adicionales sobre las pruebas administradas en la encuesta de hogares de 2014. Esta encuesta incluyó tres pruebas de lenguaje. La primera, el Test de Vocabulario en Imágenes Peabody (TVIP), es la versión para hispanohablantes del muy utilizado *Peabody Picture Vocabulary Test* (PPVT) (Dunn et al. 1986). El TVIP ha sido usado en varias encuestas en Ecuador (Araujo et al. 2016; Paxson and Schady 2007, 2010; Schady 2011) y en otros países de América Latina (Macours et al. 2012; Schady et al. 2015). La prueba ha mostrado ser altamente predictiva de resultados futuros, tanto en Estados Unidos (Case y Paxson 2008; Cunha y Heckman 2007) como en Ecuador (Schady 2012b). Las otras dos pruebas de lenguaje son una de comprensión verbal —que evalúa el conocimiento de sinónimos, antónimos y analogías— y otra de comprensión de lectura, en la cual se le pide al niño leer dos textos cortos y luego se le hacen preguntas sencillas acerca del contenido. Estas pruebas fueron tomadas de la batería de rendimiento escolar de Woodcock-Johnson-Muñoz (Muñoz-Sandoval et al. 2005).

La encuesta de 2014 incluyó cuatro pruebas de matemáticas que forman parte de la batería de pruebas de rendimiento escolar de Woodcock-Johnson-Muñoz. Una prueba, la de series numéricas, pide a los niños completar una serie de números donde falta uno, y mide el contenido y razonamiento matemáticos. Una segunda prueba, fluidez en matemáticas, evalúa la habilidad de los niños para resolver rápidamente problemas básicos de suma, resta y multiplicación. Una tercera prueba, cálculo, se centra en operaciones matemáticas más complejas. La prueba final, problemas aplicados, pide al niño resolver algunos problemas escritos.

Además de las pruebas de lenguaje y matemáticas, la encuesta recogió datos sobre pruebas de atención y memoria de trabajo. La atención y la memoria de trabajo son dos dominios de la "función ejecutiva" (FE) [26]. La FE incluye un conjunto de destrezas básicas de autorregulación en las que intervienen varias partes del cerebro, pero en particular la corteza prefrontal. Es un factor determinante de la capacidad de adaptación y aprendizaje de los niños pequeños en la escuela. Los niveles bajos de FE en la infancia se prolongan hasta la edad adulta. Un estudio longitudinal que hizo un seguimiento de una cohorte de nacimiento en Nueva Zelanda hasta los 32 años encontró que los niveles bajos de autocontrol en la primera infancia están asociados a un bajo rendimiento escolar, salud precaria, menores ingresos y a una probabilidad más alta de involucrarse en actividades criminales en la edad adulta, incluso después de controlar por el coeficiente intelectual y el estatus socioeconómico en la infancia (Moffitt et al. 2011).

Finalmente, la encuesta de 2014 incluyó una prueba de fluidez de recuperación y una de problemas conductuales. La primera se tomó de la batería de pruebas cognitivas de Woodcock-Johnson-Muñoz y mide la capacidad de recuperar conocimientos acumulados. La prueba conductual es el Cuestionario de Fortalezas y Dificultades (Goodman 1997, 2001), que se basa en el reporte parental. La prueba tiene cinco escalas, que miden síntomas emocionales, problemas conductuales, hiperactividad, problemas de relacionamiento con los pares y conducta prosocial.

Todas las pruebas fueron piloteadas de manera minuciosa en Ecuador y se las ajustó para adecuarlas a la muestra de estudio, según fue necesario.

[26] El otro dominio de la función ejecutiva es el control inhibitorio.

Referencias

Almond, Douglas y Janet Currie. 2010. “Human Capital Development before Age Five”. En: David Card y Orley Ashenfelter, (eds.)), *Handbook of Labor Economics* (1315-1486). New York: North Holland.

Angelucci, Manuela y Orazio Attanasio. 2013. “The Demand for Food of Poor Urban Mexican Households: Understanding Policy Impacts Using Structural Models”. *American Economic Journal: Economic Policy* 5(1): 146-78.

Araujo, M. Caridad, Mariano Bosch y Norbert Schady. 2016. “The Effect of Welfare Payments on Work in a Middle-Income Country”. Manuscrito inédito, Inter-American Development Bank.

Attanasio, Orazio y Valerie Lechene. 2014. “Efficient Responses to Targeted Cash Transfers”. *Journal of Political Economy* 122(1): 178-222.

Attanasio, Orazio, Emla Fitzsimons, Ana Gómez, Martha Isabel Gutiérrez, Costas Meghir y Alice Mesnard. 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.

Baird, Sarah, Francisco Ferreira, Berk Ozler y Michael Woolcock. 2014. “Conditional, Unconditional, and Everything in Between: A Systematic Review of the Effects of Cash Transfer Programmes on Schooling Outcomes”. *Journal of Development Effectiveness* 6(1): 1-43.

Banerjee, Abhijit, Rema Hanna, Gabriel Kreindler y Benjamin A. Olken. 2015. “Debunking the Myth of the Lazy Welfare Recipient: Evidence from Cash Transfer Programs Worldwide”. Manuscrito inédito, Massachusetts Institute of Technology.

Barham, Tania, Karen Macours y John A. Maluccio. 2013. “Boys’ Cognitive Skill Formation and Physical Growth: Long-term Experimental Evidence on Critical Ages for Early Childhood Interventions”. *The American Economic Review Papers and Proceedings* 103(3): 467-71.

Barham, Tania, Karen Macours y John A. Maluccio. 2016. “More Schooling, More Learning, More Earnings: Effects of a Three-Year Conditional Cash Transfer Program in Nicaragua after 10 Years”. Manuscrito inédito, Inter-American Development Bank.

Barrera-Osorio, Felipe, Marianne Bertrand, Leigh L. Linden y Francisco Pérez. 2011. “Improving the Design of Conditional Cash Transfer Programs: Evidence from a Randomized Experiment in Colombia”. *American Economic Journal: Applied Economics* 3(2): 167-95.

Behrman, Jere R., Susan W. Parker y Petra E. Todd. 2009. “Medium-Term Impacts of the *Oportunidades* Conditional Cash Transfer Program on Rural Youth in Mexico”. En: Stephan Klasen and Felicity Nowak-Lehmann, (eds.), *Poverty, Inequality, and Policy in Latin America* (219–270). Cambridge, United States: MIT Press.

Behrman, Jere R., Susan W. Parker y Petra E. Todd. 2011. “Do Conditional Cash Transfers for Schooling Generate Lasting Benefits? Five-year Follow-up of Progresa/Oportunidades”. *Journal of Human Resources* 46(1): 93-122.

Berlinski, Samuel y Norbert Schady. 2015. *The Early Years: Child Well-Being and the Role of Public Policy.* New York: Palgrave Macmillan.

Bobonis, Gustavo y Frederico Finan. 2009. “Neighborhood Peer Effects in Secondary School Enrollment Decisions”. *Review of Economics and Statistics* 91(4): 695-716.

Case, A. y C. Paxson. 2008. “Stature and Status: Height, Ability, and Labor Market Outcomes”. *Journal of Political Economy* 116(3): 499-532.

Cunha, Flavio y James Heckman. 2007. “The Technology of Skill Formation”. *American Economic Review* 97(2): 31-47.

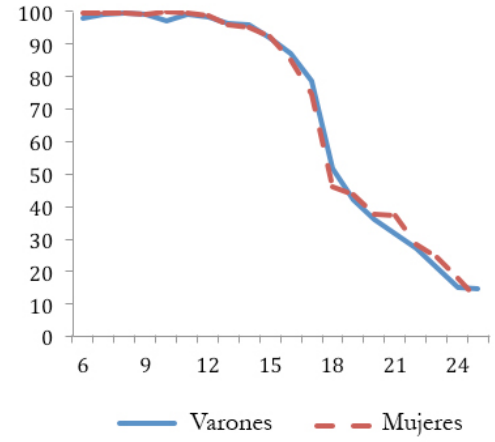
De Janvry, Alain y Elisabeth Sadoulet. 2006. “Making Conditional Cash Transfer Programs More Efficient: Designing for Maximum Effects of the Conditionality”. *World Bank Economic Review* 20(1): 1-29.

Dunn, L., D. Lugo, E. Padilla y L. Dunn. 1986. *Test de Vocabulario en Imágenes Peabody*. Circle Pines, MN: American Guidance Service.
Edmonds, Eric y Norbert Schady. 2012. "Poverty Alleviation and Child Labor". *American Economic Journal: Economic Policy* 4(4): 100-24.
Evans, David K. y Anna Popova. 2014. "Cash Transfers and Temptation Goods: A Review of Global Evidence". World Bank Policy Research Working Paper 6886.
Fernald, Lia C.H. y Melissa Hidrobo. 2011. "Effect of Ecuador's Cash Transfer Program (Bono de Desarrollo Humano) on Child Development in Infants and Toddlers: A Randomized Effectiveness Trial". *Social Science and Medicine* 72(9): 1437-46.
Filmer, Deon y Norbert Schady. 2008. "Getting Girls into School: Evidence from a Scholarship Program in Cambodia". *Economic Development and Cultural Change* 56(2): 581-617.
Filmer, Deon y Norbert Schady. 2014. "The Medium-Term Effects of Scholarships in a Low-Income Country". *Journal of Human Resources* 49(3): 663-694.
Fiszbein, Ariel y Norbert Schady. 2009. *Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty.* Washington, D.C: World Bank.
Gertler, Paul J., Sebastián Martínez y Marta Rubio-Codina. 2012. "Investing Cash Transfers to Raise Long-Term Living Standards". *American Economic Journal: Applied Economics* 4(1): 164-92.
Goodman, Robert. 1997. "The Strengths and Difficulties Questionnaire: A Research Note". *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 38(5): 581-86.
Goodman, Robert. 2001. "Psychometric Properties of the Strengths and Difficulties Questionnaire". *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry* 40(11): 1337-45.
Hidrobo, Melissa y Lia C.H. Fernald. 2013. "Cash Transfers and Domestic Violence*". Journal of Health Economics* 32(1): 304-19.
Imbens, Guido y Karthik Kalyanaraman. 2012. "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator". *Review of Economic Studies* 79(3): 933-59.
Lalive, Rafael y Alejandra Cattaneo. 2009. "Social Interactions and Schooling Decisions". *Review of Economics and Statistics* 91(3): 457-77.
Levy, Santiago y Norbert Schady. 2013. "Latin America's Social Policy Challenge: Education, Social Insurance, Redistribution". *Journal of Economic Perspectives* 27(2): 193-218.
Macours, Karen, Norbert Schady y Renos Vakis. 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.
Maluccio, John A. y Rafael Flores. 2005. "Impact Evaluation of a Conditional Cash Transfer Program: The Nicaraguan Red de Protección Social". Research Report No. 141, International Food Policy Research Institute.
Maluccio, John. 2010. "The Impact of Conditional Cash Transfers on Consumption and Investment in Nicaragua". *Journal of Development Studies* 46(1): 14-38.
McCrary, Justin. 2008. "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test*". Journal of Econometrics* 142(2): 698-714.
Moffitt, Terrie, Louise Arseneault, Daniel Belsky, Nigel Dickson, Robert Hancox, HonaLee Harrington, Renate Houts, Richie Poulton, Brent Roberts, Stephen Ross, Malcolm Sears, E. Murray Thomson y Avshalom Caspi. 2011. "A Gradient of Childhood Self-Control Predicts Health, Wealth, and Public Safety". *Proceedings of the National Academy of Sciences* 108(7): 2693-98.
Molina-Millán, Teresa, Tania Barham, Karen Macours, John A. Maluccio y Marco Stampini. 2016. "Long-Term Impacts of Conditional Cash Transfers in Latin America: Review of the Evidence". Social Protection Division Technical Note No. IDB-TN-923.
Muñoz-Sandoval, Ana, Richard W. Woodcock, Kevin S. McGrew y Nancy Mather. 2005. *Batería III Woodcock-Muñoz*. Itasca, IL: Riverside Publishing.

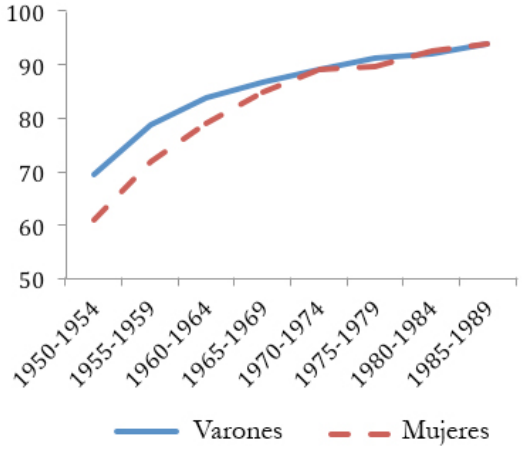
Oosterbeek, Hessel, Juan Ponce y Norbert Schady. 2008. “The Impact of Cash Transfers on School Enrollment: Evidence from Ecuador”. World Bank Policy Research Working Paper 4645.
Paxson, Christina y Norbert Schady. 2007. “Cognitive Development among Young Children in Ecuador: The Roles of Wealth, Health, and Parenting”. *Journal of Human Resources* 42(1): 49-84.
Paxson, Christina y Norbert Schady. 2010. “Does Money Matter? The Effects of Cash Transfers on Child Health and Development in Rural Ecuador”. *Economic Development and Cultural Change* 59(1): 187-229.
Ponce, Juan y Arjun S. Bedi. 2010. “The Impact of a Cash Transfer Program on Cognitive Achievement: The Bono de Desarrollo Humano of Ecuador”. *Economics of Education Review* 29(1): 116-25.
Schady, Norbert. 2011. “Parental Education, Vocabulary, and Cognitive Development in Early Childhood: Longitudinal Evidence from Ecuador”. *American Journal of Public Health* 101(12): 2299-2307.
Schady, Norbert. 2012a. “Cash Transfers and Anemia among Women of Reproductive Age”. *Economics Letters* 117(3): 887-90.
Schady, Norbert. 2012b. “El Desarrollo Infantil Temprano en América Latina y el Caribe: Acceso, Resultados y Evidencia Longitudinal de Ecuador”. En: Marcelo Cabrol y Miguel Székely, (eds.), *Educación para la Transformación*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.
Schady, Norbert y M. Caridad Araujo. 2008. “Cash Transfers, Conditions, and School Enrollment in Ecuador”. *Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association* 8(2): 43-70.
Schady, Norbert y José Rosero. 2008. “Are Cash Transfers Made to Women Spent Like other Sources of Income?” *Economics Letters* 101(3): 246-48.
Schady, Norbert, Jere Behrman, M. Caridad Araujo, Rodrigo Azuero, Raquel Bernal, David Bravo, Florencia López-Boo, Karen Macours, Daniela Marshall, Christina Paxson y Renos Vakis. 2015. “Wealth Gradients in Early Childhood Cognitive Development in Five Latin American Countries”. *Journal of Human Resources* 50(2): 446-63 (2015).
Schultz, T. Paul. 2004. “School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican PROGRESA Poverty Program”. *Journal of Development Economics* 74(1): 199-250.
Shonkoff, Jack P. y Deborah A. Phillips, (eds.) 2000. *From Neurons to Neighborhoods: The Science of Early Childhood Development*. Washington, D.C.: National Academies Press.
UNESCO. 2015. “Informe de Resultados: TERCE-Tercer Estudio Regional Comparativo y Explicativo”. Disponible en http://unesdoc.unesco.org/images/0024/002435/243532S.pdf. Consultado en septiembre 9, 2016.
World Bank. 2016. “Poverty: Overview”. Disponible en http://www.worldbank.org/en/topic/poverty/overview. Consultado en septiembre 9, 2016.

Figura 1: Resultados de escolaridad en Ecuador, por género

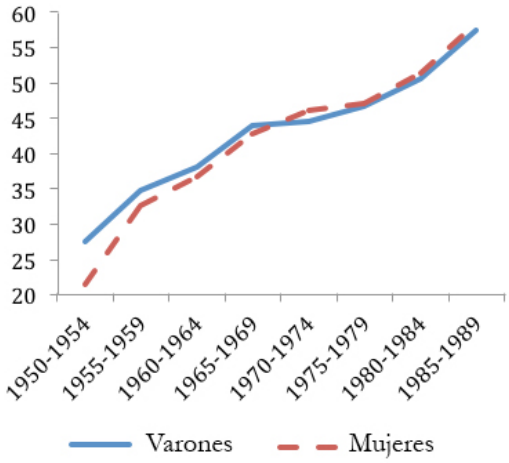
Panel A: Matrícula escolar por edad



Panel B: Finalización de la escuela primaria, por cohorte de nacimiento

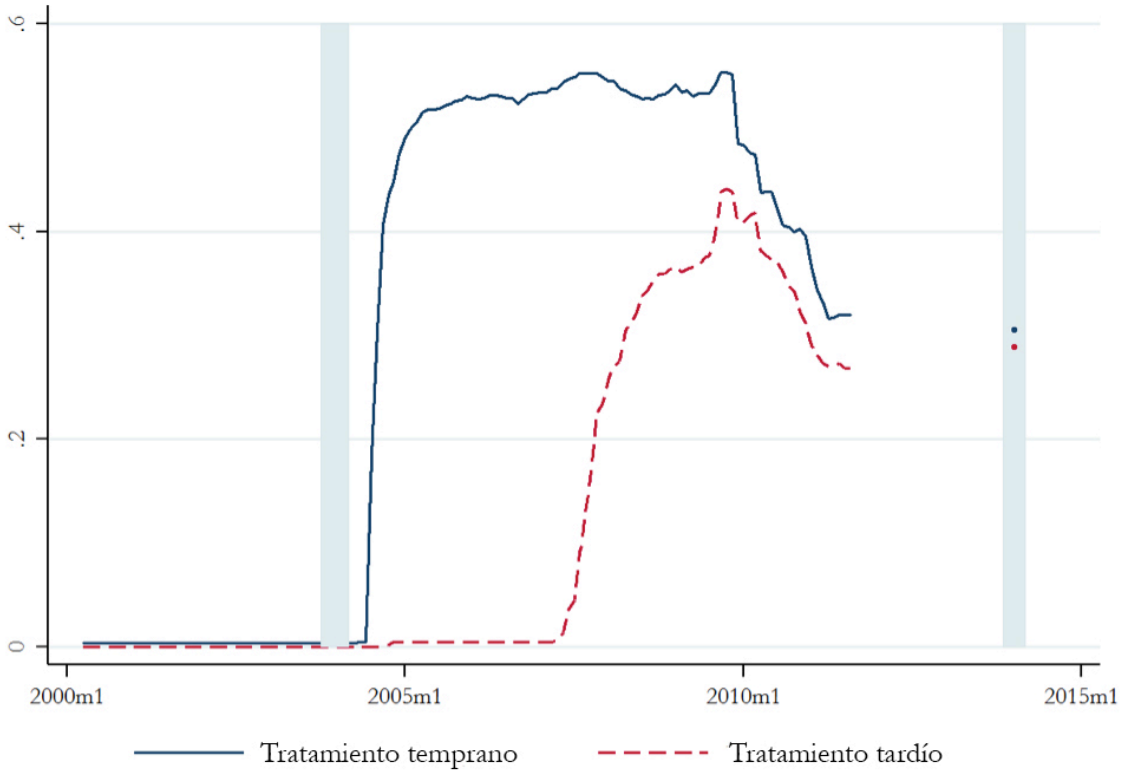


Panel C: Finalización de la escuela secundaria, por cohorte de nacimiento



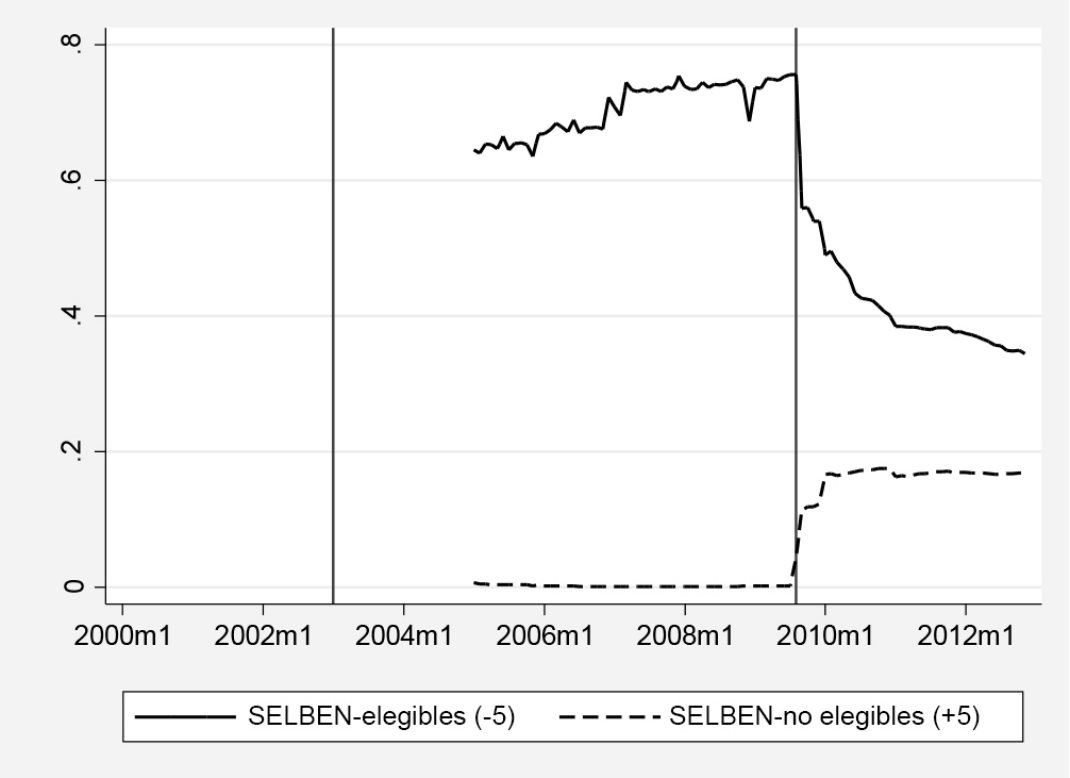
Nota: Cálculos propios basados en la encuesta de hogares ENEMDU 2016.

Figura 2: Transferencias monetarias recibidas por los grupos de tratamiento temprano y tardío, muestra experimental



Nota: El tamaño de la muestra es de 1338 niños, 898 en el grupo de tratamiento temprano y 440 en el de tratamiento tardío. Estos tamaños de muestra son algo más pequeños que los de la muestra de estimación de la Figura 5 y la Tabla 2 porque no pudimos fusionar todos los hogares de la muestra con los datos de las transferencias mensuales del BDH. La discrepancia probablemente se debe a errores en el reporte, recolección o ingreso de datos en los documentos nacionales de identidad (*cédulas*) durante la encuesta de hogares.

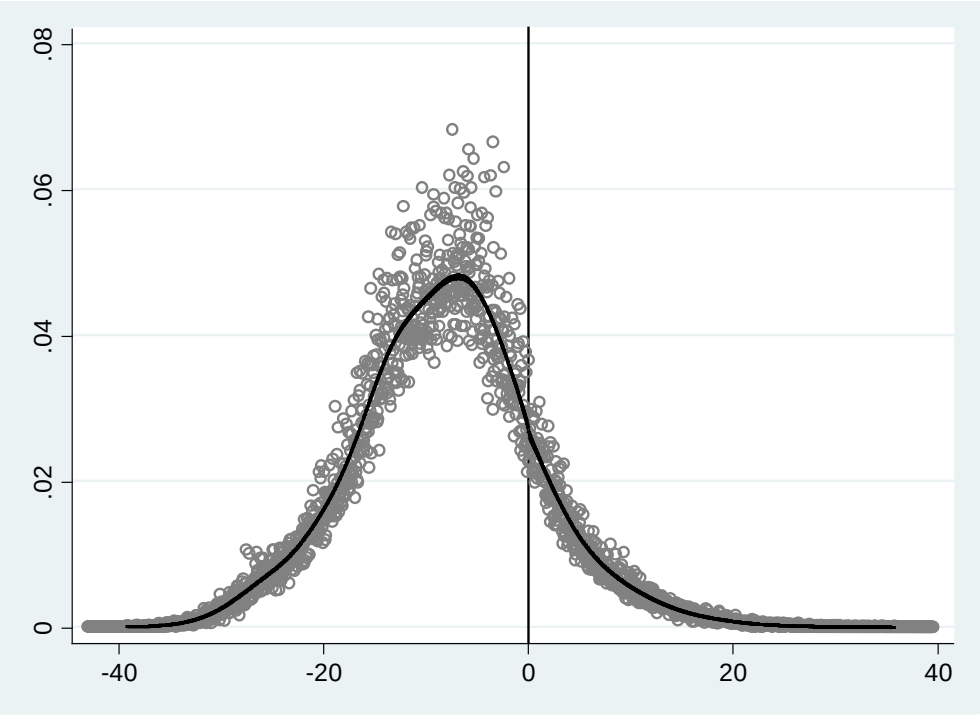
Figura 3: Transferencias monetarias recibidas por los hogares elegibles y no elegibles, muestra de regresión discontinua



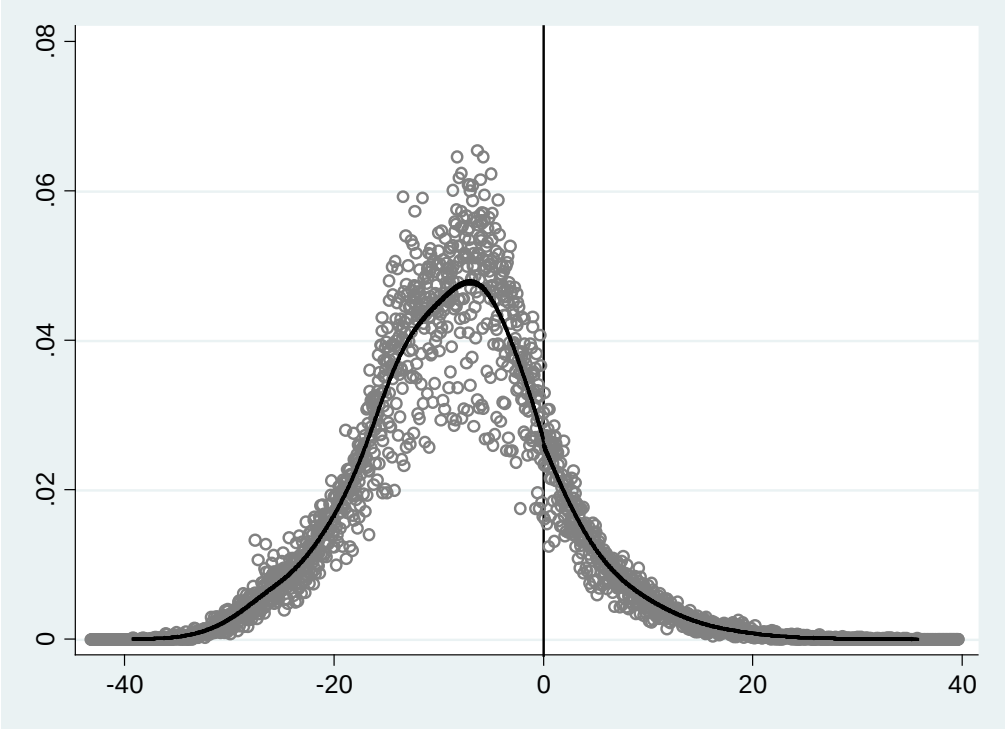
Note: La figura describe la proporción de hogares elegibles y no elegibles (dentro de los 5 puntos del umbral de elegibilidad determinado en el censo de pobreza de 2000/02) que recibieron transferencias monetarias del BDH. El tamaño de la muestra es de 249 846 hogares (41 530 no elegibles y 208 316 elegibles). Los cálculos se basan en los datos administrativos de los pagos del BDH.

Figura 4: Densidad de las observaciones alrededor del umbral de elegibilidad

Panel A: Hogares con al menos un adulto joven de 19-25 años de edad

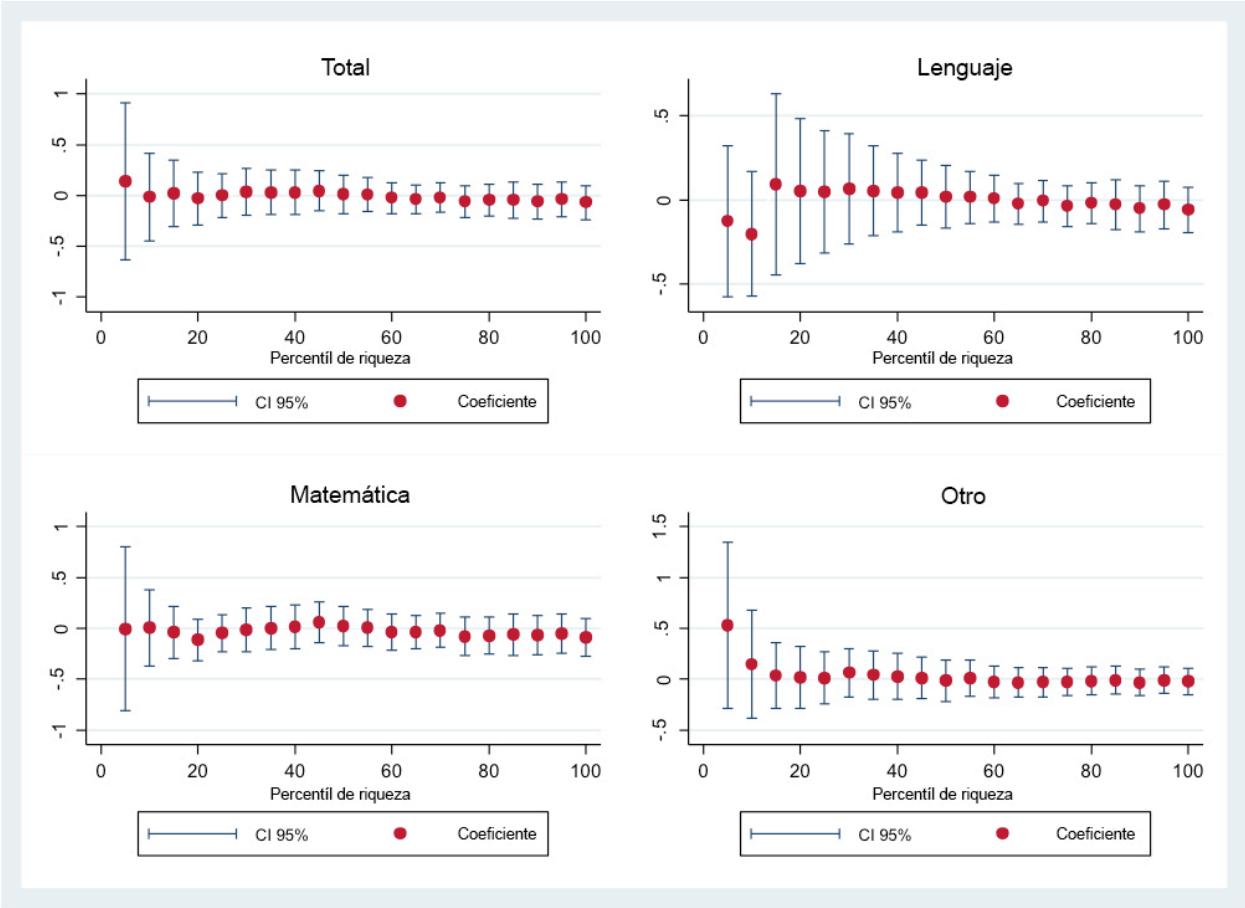


Panel B: Adultos jóvenes de 19-25 años de edad



Nota: Esta gráfica incluye a todos los adultos jóvenes de entre 19 y 25 años en 2013/14 en la muestra fusionada. El tamaño de la muestra es de 307 394 observaciones (Panel B) en 249 846 hogares (Panel A). La prueba McCary es de .-.020(.019) en el Panel A y -.023(.017) en el Panel B.

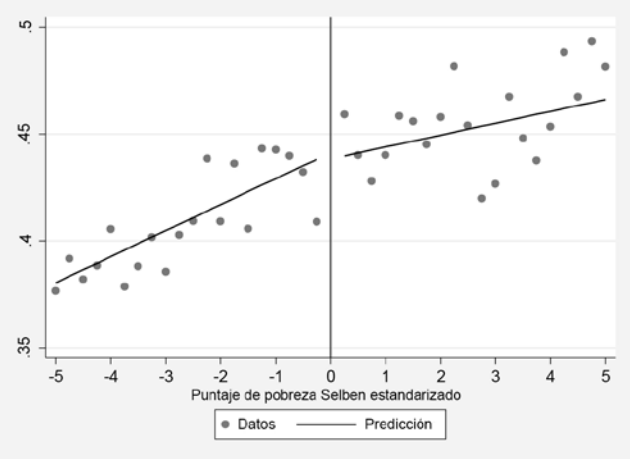
Figura 5: Efectos del programa en los agregados de los puntajes de las pruebas, por ventiles del consumo per cápita de la línea de base, prueba experimental



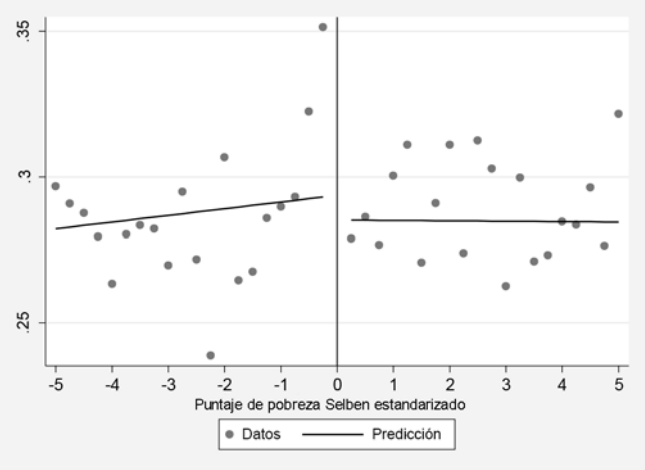
Nota: La figura ilustra los parámetros y los intervalos de confianza (al 95 por ciento) de regresiones en las cuales tenemos, como variable dependiente, nuestras variables de resultado y, como variable explicativa, una variable dicotómica para los niños del grupo de tratamiento temprano, por ventiles acumulados de la distribución de gastos per cápita en línea de base. El primer valor (el de más a la izquierda) en cada panel corresponde a los coeficientes e intervalos de confianza para las regresiones que limitan la muestra al 5 por ciento más pobre de los hogares, el siguiente corresponde al 10 por ciento más pobre de los hogares y así sucesivamente. El valor más a la derecha de cada panel corresponde a la muestra total y es equivalente a las estimaciones de la Tabla 2. Todas las regresiones incluyen efectos fijos a nivel de cantón y los siguientes controles: género del niño, edad en meses en línea de base, años de educación de la madre, tamaño del hogar y número de activos que posee. Los errores estándar están corregidos a nivel de conglomerado (parroquia).

Figura 6: Efectos del Programa BDH, mujeres

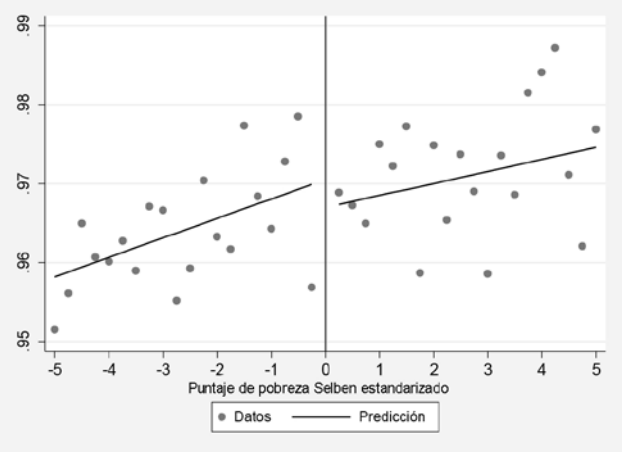
Panel A: Matrícula en alguna institución educativa



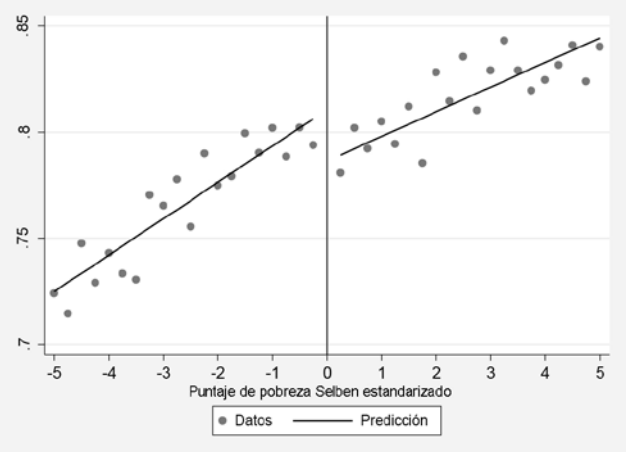
Panel B: Empleo



Panel C: Finalización de la escuela primaria



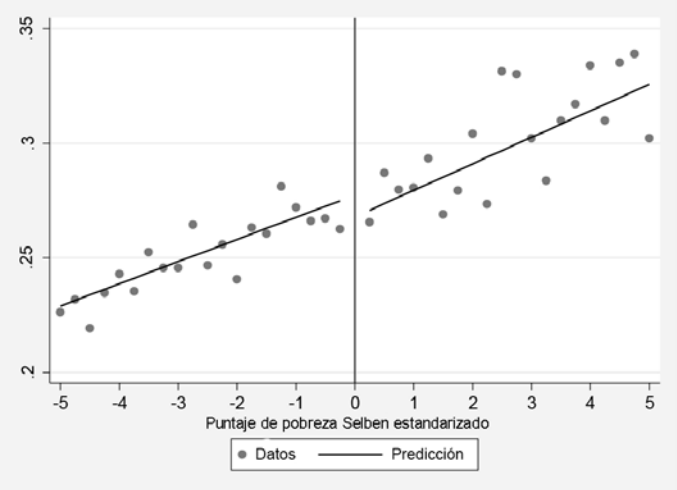
Panel D: Finalización de la escuela secundaria



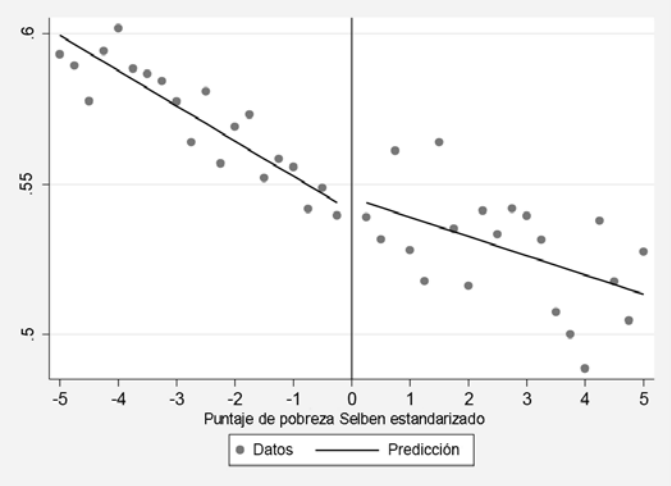
Nota: La figura muestra las estimaciones del efecto de la elegibilidad del BDH (de acuerdo al censo de pobreza de 2000/02) sobre la probabilidad para las mujeres de matrícula en alguna institución educativa (Panel A), empleo (Panel B), finalización de la escuela primaria (Panel C) y culminación de la escuela secundaria (Panel D) en 2013/14. Cada panel grafica asimismo las estimaciones de las RLL, hechas por separado en cada lado del umbral, con un ancho de banda de 5. El tamaño de la muestra es de 34 672.

Figura 7: Efectos del Programa BDH, hombres

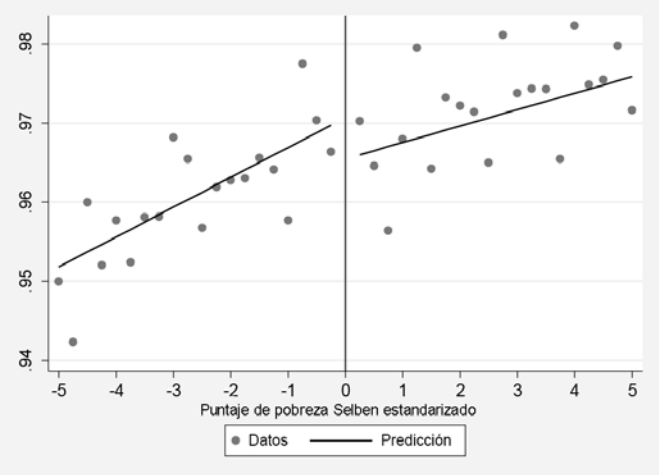
Panel A: Matrícula en alguna institución educativa



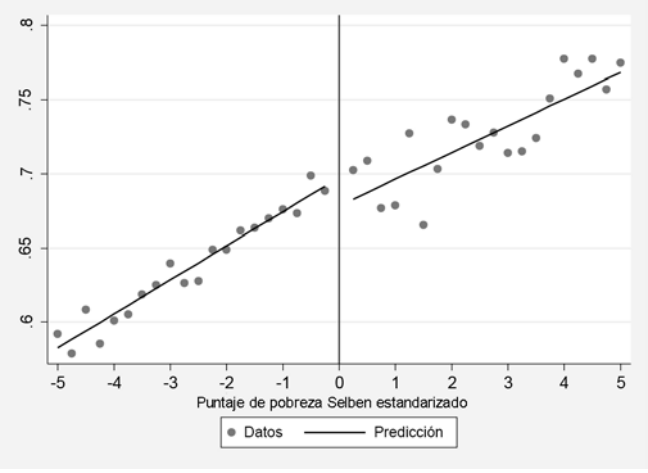
Panel B: Empleo



Panel C: Finalización de la escuela primaria



Panel D: Finalización de la escuela secundaria



Nota: La figura muestra las estimaciones del efecto de la elegibilidad del BDH (de acuerdo al censo de pobreza de 2000/02) sobre la probabilidad para los hombres de matrícula en alguna institución educativa (Panel A), empleo (Panel B), finalización de la escuela primaria (Panel C) y culminación de la escuela secundaria (Panel D) en 2013/14. Cada panel también grafica las estimaciones de las RLL, hechas por separado en cada lado del umbral, con un ancho de banda de 5. El tamaño de la muestra es de 34 672.

Tabla 1: Balance en la muestra de regresión discontinua

	Hogares elegibles	Hogares no elegibles	Diferencia
Datos del censo de pobreza de 2000/02			
Urbanos	0,784	0,748	0,020***
Vive en una casa	0,852	0,777	-0,011*
Tiene pisos no tratados	0,242	0,383	0,004
Tiene inodoro en el interior	0,573	0,387	0,002
Tiene ducha en el interior	0,304	0,145	0,005
Tiene cocina de gas	0,983	0,964	0,002
Tiene electricidad	0,998	0,992	-0,001
Posee tierras	0,173	0,167	-0,002
Número de habitaciones	2,563	2,189	0,010
Datos individuales (*para aquellos con cédula*)			
Edad	0,41	0,47	0,025
Años de escolaridad	5,26	6,51	0,203
Jefe del hogar	0,47	0,50	0,022
Empleo	0,45	0,47	0,024
Datos del censo de pobreza de 2013/14			
Tamaño del hogar	4,099	4,154	-0,015
Número de niños menores de 0-15 años	0,777	0,878	-0,007
Número de adultos jóvenes de 19-25 años	1,444	1,481	0,013

Nota: El tamaño de la muestra para todos los cálculos es de 249 846 hogares. Los valores de las columnas denominadas “hogares elegibles” y “hogares no elegibles” son medias para todos los hogares por debajo y por encima del umbral de elegibilidad, respectivamente. El valor de la columna denominada “diferencia” es el coeficiente de la variable dicotómica de elegibilidad, basado en nuestra regresión local lineal (RLL), como se señaló en el texto. Estas regresiones también incluyen el puntaje de pobreza, la interacción entre el puntaje de pobreza, la interacción entre el puntaje de pobreza y la variable dicotómica de elegibilidad, y los efectos fijos de cantón. Los errores estándar están corregidos a nivel de conglomerado (parroquia). *, **, *** significativos al 10 por ciento, 5 por ciento y 1 por ciento, respectivamente.

Tabla 2: Estimaciones experimentales de los efectos del BDH sobre los puntajes de las pruebas después de 10 años

	Puntajes totales	Puntajes en lenguaje	Puntajes en matemáticas	"Otros" puntajes
Muestra total (n=1707)	-0,071	-0,060	-0,090	-0,023
	(0,083)	(0,068)	(0,094)	(0,064)
Niños de -9 a 35 meses en la línea de base (n=612)	-0,081	-0,170*	-0,039	-0,017
	(0,078)	(0,088)	(0,087)	(0,065)
Niños de 36 meses o mayores en la línea de base (n=1095)	-0,068	-0,001	-0,125	-0,022
	(0,107)	(0,084)	(0,119)	(0,089)
Mujeres (n=858)	-0,050	-0,009	-0,110	0,014
	(0,078)	(0,061)	(0,093)	(0,082)
Hombres (n=849)	-0,070	-0,094	-0,052	-0,041
	(0,108)	(0,102)	(0,118)	(0,079)
"Baja" educación de las madres (n=1123)	-0,026	-0,021	-0,071	0,041
	(0,088)	(0,081)	(0,086)	(0,083)
"Alta" educación de las madres (n=584)	-0,178	-0,165	-0,137	-0,167
	(0,140)	(0,120)	(0,170)	(0,102)

Nota: Todas las regresiones incluyen efectos fijos de cantón y los siguientes controles: género del niño, edad en meses en línea de base, años de educación de la madre, tamaño del hogar y número de activos que posee. Los errores estándar están corregidos a nivel de conglomerado (parroquia). *, **, *** significativos al 10 por ciento, 5 por ciento, and 1 por ciento, respectivamente.

Tabla 3: Estimaciones de los efectos del BDH sobre los escolaridad y empleo después de 10 años estimados por el método de regresión discontinua

	Media, no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Matriculados en la escuela						
Todos	0,34	0,005	0,007	0,005	0,002	0,005
		(0,005)	(0,007)	(0,006)	(0,004)	(0,007)
Hombres	0,27	0,004	0,012	0,008	0,005	0,010
		(0,007)	(0,009)	(0,007)	(0,006)	(0,011)
Mujeres	0,44	0,001	-0,009	-0,001	-0,002	-0,004
		(0,010)	(0,012)	(0,009)	(0,007)	(0,013)
Empleo						
Todos	0,43	-0,005	0,009	0,001	-0,006	0,004
		(0,005)	(0,008)	(0,006)	(0,005)	(0,008)
Hombres	0,53	-0,008	-0,009	-0,003	-0,009	-0,004
		(0,006)	(0,010)	(0,008)	(0,006)	(0,010)
Mujeres	0,28	0,006	0,044***	0,008	-0,003	0,022*
		(0,008)	(0,012)	(0,010)	(0,008)	(0,011)
Escuela primaria completa						
Todos	0,96	0,002	0,004	0,004*	0,003	0,003
		(0,002)	(0,004)	(0,002)	(0,002)	(0,003)
Hombres	0,96	0,002	0,005	0,005	0,003	0,006
		(0,002)	(0,005)	(0,004)	(0,002)	(0,005)
Mujeres	0,96	0,000	0,002	0,003	0,001	-0,001
		(0,002)	(0,005)	(0,004)	(0,002)	(0,005)
Escuela secundaria completa						
Todos	0,73	0,015***	0,018**	0,016***	0,012***	0,019**
		(0,006)	(0,008)	(0,006)	(0,004)	(0,008)
Hombres	0,69	0,013*	0,013	0,014*	0,009	0,013
		(0,007)	(0,010)	(0,007)	(0,006)	(0,008)
Mujeres	0,79	0,019***	0,024**	0,019**	0,017***	0,028**
		(0,007)	(0,012)	(0,009)	(0,006)	(0,013)

Nota: "Media, no elegibles" se refiere al valor del resultado en cuestión en el umbral de elegibilidad. La especificación (1) corresponde a la regresión local (RLL) con un ancho de banda óptimo; las especificaciones (2), (3) y (4) corresponden a las RLL con un ancho de banda =2.5, 5 y 10, respectivamente; la especificación (5) usa toda la muestra e incluye un cuártico en la función de control (el puntaje de pobreza de 2003). Todas las regresiones incluyen efectos fijos de cantón. Los errores estándar están corregidos a nivel de conglomerado (parroquia). *, **, *** significativos al 10 por ciento, 5 por ciento, y 1 por ciento, respectivamente. En las regresiones de hombres y mujeres ("todos"), los tamaños de la muestra son de aproximadamente 100 000 en la especificación (1) (el número exacto varía según el resultado), 43 227 en la especificación (2), 88 114 en la especificación (3), 174 148 en la especificación (4) y 307 394 en la especificación (5).