

Araujo, M. Caridad; Martínez, María Adelaida; Martinez, Sebastian; Pérez, Michelle; Sánchez, Mario A.

Working Paper

¿Se mejora la escolaridad con becas de mayor monto? La evidencia de las localidades urbanas de México

IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-864

Provided in Cooperation with:

Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC

Suggested Citation: Araujo, M. Caridad; Martínez, María Adelaida; Martinez, Sebastian; Pérez, Michelle; Sánchez, Mario A. (2018) : ¿Se mejora la escolaridad con becas de mayor monto? La evidencia de las localidades urbanas de México, IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-864, Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC, <https://doi.org/10.18235/0001001>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/208100>

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.



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>

¿Se mejora la escolaridad con becas de mayor monto?

La evidencia de las localidades urbanas de México

M. Caridad Araujo
María Adelaida Martínez
Sebastián Martínez
Michelle Pérez
Mario Sánchez

¿Se mejora la escolaridad con becas de mayor monto?

La evidencia de las localidades urbanas de México

M. Caridad Araujo
María Adelaida Martínez
Sebastián Martínez
Michelle Pérez
Mario Sánchez

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo

¿Se mejora la escolaridad con becas de mayor monto?: la evidencia de las localidades urbanas de México / M. Caridad Araujo, María Adelaida Martínez, Sebastian Martinez, Michelle Pérez, Mario Sánchez.

p. cm. — (Documento de trabajo del BID ; 864)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Transfer payments-Mexico. 2. Income maintenance programs-Mexico. 3. Educational attainment-Mexico. 4. High school graduates-Mexico. 5. Dropouts-Mexico. I. Araujo, Maria Caridad. II. Martínez, María Adelaida. III. Martínez, Sebastián. IV. Pérez, Michelle. V. Sánchez, Mario. VI. Banco Interamericano de Desarrollo. División de Protección Social y Salud. VII. Serie. IDB-WP-864

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2018 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-sph@iadb.org

www.iadb.org/es/ProteccionSocial

¿Se mejora la escolaridad con becas de mayor monto? La evidencia de las localidades urbanas de México*

M. Caridad Araujo
María Adelaida Martínez
Sebastián Martínez
Michelle Pérez
Mario Sánchez^Δ

Resumen

Estudiamos los efectos de incrementar las becas educativas en la escolaridad de los estudiantes de educación secundaria y bachillerato de ingresos bajos y medios en México. Desde 2009, el programa *Oportunidades* de transferencias monetarias condicionadas (TMC) incrementó las becas educativas para los estudiantes en niveles secundario y de bachillerato, en promedio, en 27 por ciento para las mujeres y 30 por ciento para los hombres. Este cambio se hizo en 263 de las 630 localidades urbanas del país. Utilizando bases de datos administrativos y una estrategia de identificación “diferencias-en-diferencias” (DD por sus siglas en inglés), encontramos que los estudiantes cuyas familias recibieron becas mayores, exhiben tasas de deserción más bajas en la educación secundaria y aumentan la graduación del bachillerato hasta en 33,5 por ciento. El tamaño de los efectos no varía sustancialmente por sexo o habilidad académica, medida a través de una prueba estandarizada, en línea de base. El ingreso futuro esperado por la mayor escolaridad compensa el costo de las becas educativas en una proporción de más de dos a uno. Los patrones que observamos guardan coherencia con una demanda elástica de escolaridad, lo que sugiere que incrementar el componente escolar de las transferencias monetarias condicionadas puede ser un modo eficiente de aumentar la escolaridad entre los estudiantes de bajos ingresos.

Palabras clave: transferencias monetarias, deserción escolar, graduación del bachillerato, México, Progresá, Oportunidades, Prosera.

Códigos JEL: I25, H53, I38

* Agradecemos a PROSPERA Programa de Inclusión Social por habernos proporcionado los datos administrativos del programa utilizados para este análisis. En particular, a Rogelio Grados, Angélica Castañeda y Armando Jerónimo Cano por su apoyo y las valiosas discusiones que han orientado esta investigación. Agradecemos también a Daniel Hernández, Estefanía Moleres y a Proceso Silva de la Secretaría de Educación (SEP) por habernos permitido el acceso a los datos de ENLACE. Por sus comentarios, a Orazio Attanasio, Marta Dormal, Paul Gertler, Santiago Levy, Ferdinando Regalia, Norbert Schady y a quienes participaron en los seminarios en Prosera y en el Banco Interamericano de Desarrollo. Laura Dávila nos prestó asistencia con la configuración inicial de las bases de datos. Todas las opiniones vertidas en este documento son de los autores y no necesariamente reflejan los puntos de vista del programa Prosera o del Banco Interamericano de Desarrollo, su Directorio Ejecutivo o los gobiernos a los que representa.

^Δ Autores: M. Caridad Araujo (mcaraujo@iadb.org), María Adelaida Martínez (maria.adelaida.mc@gmail.com), Sebastián Martínez (smartinez@iadb.org, autor para correspondencia), Michelle Pérez (mperez@iadb.org), Mario Sánchez (mariosan@iadb.org). Banco Interamericano de Desarrollo, 1300 New York Avenue, NW, Washington, DC 20577

I. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas, los países de América Latina realizaron avances sustanciales en la universalización del acceso y la culminación de la educación primaria. Desde comienzos de los 1990 hasta fines de los 2000, las tasas de terminación de la escuela primaria se incrementaron del 65 al 76 por ciento. Aunque también se han registrado avances en el nivel secundario, el camino hacia la universalización en este nivel todavía se muestra largo, particularmente para los pobres. Condicionadas a la culminación de la educación primaria, las tasas de graduación de la secundaria en la región se elevaron del 32 al 46 por ciento en el mismo periodo. Sin embargo, los logros en la graduación en los niveles secundarios se concentraron de manera desproporcionada entre los no pobres. Si bien la graduación aumentó en ambos grupos, la brecha entre el quintil de ingreso más rico y el más pobre creció de 19 a 28 puntos porcentuales (Bassi, Busso, Muñoz, 2013).

Los programas de transferencias monetarias condicionadas (TMC) alientan la matrícula escolar, la asistencia y la terminación de grado para los niños de las familias pobres. Existe una extensa bibliografía que muestra que las TMC tienden a producir impactos positivos en la matrícula y la asistencia escolar tanto en el nivel primario como en el secundario —pese a que los impactos en el nivel primario son generalmente modestos—, lo que obedece a que en la mayoría de países la matrícula y asistencia en primaria ya se encuentran en niveles elevados.¹ Solo unas pocas TMC han sido evaluadas respecto de su impacto en las tasas de culminación del bachillerato, pese a que la graduación, más que los años de escolaridad *per se*, podría ser un determinante más relevante de mejores resultados en el mercado laboral.²

Desde un punto de vista puramente educativo —dejando de lado los impactos en el consumo—, las TMC son mecanismos de transferencia más eficaces en el nivel secundario que en el primario (García y Saavedra, 2017). Así, resultaría tentador para los formuladores de política incrementar el tamaño de las transferencias para el nivel secundario, posiblemente reduciendo los montos de las becas en el nivel primario para no generar un gasto fiscal adicional. Sin embargo, las TMC podrían enfrentar retornos decrecientes de escala en lo que concierne a los

¹ García y Saavedra (2017) presentan el más reciente metaanálisis de los impactos de las TMC en los resultados educativos. Cuarenta y siete evaluaciones de impacto de las TMC (en 31 países) cumplen con sus criterios de calidad. El 53 por ciento fueron implementados en América Latina, 32 por ciento en Asia y 15 por ciento en África.

² Existe una extensa bibliografía que analiza el “efecto diploma” (“sheepskin effect”), que se refiere a si un diploma educativo produce retornos más altos que la misma cantidad de estudios sin la posesión de un certificado. Hungerford y Solon (1987) y Jeager y Page (1996) son autores pioneros en la materia.

resultados educativos. La literatura sobre TMC prácticamente no ofrece orientaciones a este respecto. Por lo que sabemos, solo Filmer y Schady (2011) han abordado este tema mediante un ensayo específicamente diseñado con ese propósito. En su evaluación del Proyecto de Apoyo del Sector Educativo de Camboya, concluyeron que una pequeña TMC tuvo un impacto sustancial en la asistencia escolar al 7º grado —el primero de la educación secundaria— que no se pudo mejorar con una transferencia algo más cuantiosa. Más allá del hecho de que este resultado podría ser específico del contexto camboyano, el diferencial de la transferencia que analizaron habría resultado ser insuficiente para enfrentar potenciales costos fijos elevados respecto de la asistencia a la educación secundaria.³ En concordancia con la conclusión de Filmer y Schady (2011), mediante un metaanálisis de las TMC García y Saavedra (2017) deducen que el tamaño de las transferencias no tiene un impacto significativo en los resultados educativos, un hallazgo que contradice su modelo teórico.

En este documento estudiamos los efectos que produce el incremento de las becas educativas a los estudiantes de educación secundaria y bachillerato en el contexto del programa nacional *Oportunidades* de TMC en México.⁴ A partir de 2009, las becas destinadas a la educación secundaria y el bachillerato para los nuevos beneficiarios de un subconjunto de 263 de las 630 localidades urbanas del país, registraron un incremento de 27 por ciento para las mujeres y 30 por ciento para los hombres, financiado a través de la eliminación de becas para el nivel primario en esas mismas localidades.⁵ Manejamos bases de datos administrativos que abarcan siete años para analizar los efectos en indicadores aproximados (*proxies*) de deserción y graduación del bachillerato, utilizando una estrategia “diferencias-en-diferencias” (DD, por sus siglas en inglés), que compara los cambios en los resultados educativos de los nuevos inscritos en 2008 y 2009 entre las localidades de tratamiento y control. Nuestro estudio hace una contribución a la literatura sobre TMC en un área de alta incidencia en la formulación de políticas. Es novedoso en el análisis que hace del impacto educativo que se puede derivar de un cambio considerable en el monto de las transferencias monetarias realizadas en la educación secundaria y el

³ Filmer y Schady (2011) describen que la cantidad transferida por el programa de Camboya era muy pequeña comparada a aquellas transferidas por otras TMC: 2 por ciento del consumo de las familias beneficiarias medias en Camboya, mientras que el valor comparable es 22 por ciento para los beneficiarios de *Oportunidades* (actualmente *Prospera*) en México.

⁴ El programa *Oportunidades* de TMC comenzó como *Progres*a en 1997, fue rebautizado como *Oportunidades* en 2002 y se convirtió en *Prospera* en 2014. Dado que el cambio de política que se estudia en este documento tuvo lugar en el marco de *Oportunidades*, utilizamos este nombre para referirnos al programa.

⁵ Véase Dávila Lárraga (2016) para una descripción detallada del Programa *Prospera* de Transferencias Monetarias Condicionadas, incluido el Modelo Urbano piloto que se estudia en este documento. Si bien el incremento relativo de las becas fue ligeramente más alto para los hombres, los niveles de las transferencias se mantuvieron más altos para las mujeres. Además de las becas escolares, las destinadas a la graduación en el marco de “Jóvenes con *Prospera*” también fueron incrementadas en 29,5 por ciento bajo el Modelo Urbano.

bachillerato, y ofrece evidencias de los efectos de una TMC en un resultado educativo relativamente poco explorado, concretamente, la graduación del bachillerato.

Nuestro principal hallazgo es que con becas de un monto mayor se reduce sustancialmente la probabilidad de deserción de la escuela secundaria y aumenta la graduación del bachillerato en 9,2 puntos porcentuales para las mujeres y en 8,6 puntos porcentuales para los hombres. En lo relativo al incremento de las becas, estos tamaños de los efectos sugieren que la demanda de escolaridad es elástica e implican que las familias perciben retornos positivos a la educación. Más aún, los beneficios esperados de ingresos futuros compensan el costo del incremento de las becas en una proporción de más de dos a uno. Nuestra hipótesis es que con apoyos monetarios más grandes se puede haber contribuido a que los estudiantes de bajos ingresos superen el costo de oportunidad de la escolaridad durante la crisis económica que ocurrió cuando estos estudiantes ingresaban a la escuela secundaria.

Nuestro estudio complementa y amplía el trabajo empírico y teórico que existe en torno a la relación entre las TMC y los resultados educativos. En particular, la evidencia sobre los impactos de los programas de TMC en la graduación del bachillerato es relativamente escasa y se concentra sobre todo en las zonas rurales, como se muestra en una reciente revisión de Molina-Millan et al. (2016). Una excepción es el análisis de los impactos de largo plazo de las transferencias monetarias no condicionadas en Ecuador (Araujo, Bosch y Schady, 2016), que utiliza la regresión discontinua en torno al umbral de elegibilidad para comparar la escolaridad de los adultos jóvenes de 19 a 25 años de edad, seis años después de determinada la elegibilidad de sus familias al Programa. Los autores encuentran un impacto modesto en la culminación del bachillerato: un incremento de 1 a 2 puntos porcentuales, con respecto a un nivel contrafactual de 75 por ciento.

La evidencia experimental que existe del programa *Oportunidades* proviene básicamente de su despliegue inicial en las zonas rurales en 1997. No se dispone de evidencia similar, de naturaleza experimental, para la segunda fase de implementación del programa, que comenzó en 2002 cuando *Oportunidades* se extendió a las áreas urbanas utilizando la misma estructura básica de becas que en las zonas rurales. Las evaluaciones de *Oportunidades* en el ámbito rural documentaron impactos modestos en las variables educativas. Behrman, Parker y Todd (2009, 2011) encontraron que seis años después del experimento original, una exposición diferencial de 18 meses no tuvo ningún efecto significativo en la progresión de grados para los niños de 9 a 11

años y resultó en 0,2 a 0,5 más grados de escolaridad para los que tenían de 15 a 21 años de edad en 2003. Si bien el nivel de escolarización fue superior entre la cohorte de más edad, no se encontraron impactos en el aprendizaje medidos a través de pruebas de lectura, escritura y matemáticas. Utilizando “diferencias-en-diferencias” por pareamiento (*matching*), los autores compararon el grupo de tratamiento original con un grupo de control no experimental y hallaron efectos positivos y estadísticamente significativos sobre las tasas de progresión escolar (15 por ciento para los hombres y 7 por ciento para las mujeres) entre niños de 0 a 8 años de la línea de base y 0,5 a 1 años adicionales de escolaridad para aquellos que tenían entre 9 y 15 años en la línea de base.

Esta y otra evidencia plantean la pregunta de hasta qué punto sería posible diseñar de manera más eficaz los programas de TMC a fin de lograr mayores impactos en los resultados de escolaridad. Dadas las ya altas tasas de matrícula en primaria previas al programa, particularmente en las zonas urbanas, una de las ideas lanzadas en los círculos académicos y de formulación de políticas fue la de focalizar las transferencias monetarias exclusivamente en los niveles educativos donde la matrícula era baja. De Janvry y Sadoulet (2006) cuantificaron dos fuentes de ineficiencias en el diseño del programa *Oportunidades*: (a) el pago a gente por lo que ya estaba haciendo, es decir, por estar matriculados en la primaria, lo que además absorbió la mayor parte del total del presupuesto de las transferencias; y (b) el pago de transferencias demasiado bajas (o demasiado altas) comparadas con el costo de la acción a la que inducen. Attanasio, Meghir y Santiago (2012) estimaron un modelo estructural con los datos de la evaluación experimental del programa para mostrar que incrementar las becas a la educación secundaria y el bachillerato eliminando los de la escuela primaria de una manera neutral en cuanto a costos, podría tener impactos positivos y de magnitud importante sobre la matrícula en los niveles superiores y efectos mínimos sobre la de los grados de escuela primaria.

El resto del documento está estructurado de la siguiente manera. En la sección II ofrecemos un breve panorama del sistema educativo mexicano, el programa de TMC *Oportunidades* y el piloto del Modelo Urbano que introdujo los cambios en la estructura de las becas que estudiamos en este trabajo. La sección III presenta el marco conceptual, con un modelo que relaciona la decisión de una familia de invertir en la educación con los cambios en el costo de estudiar que resultan de los cambios realizados en el monto de la beca educativa. La sección IV describe las bases de datos administrativos utilizados y la muestra de análisis. La sección V presenta nuestra estrategia empírica, y la sección VI explica nuestros principales hallazgos. En la sección VII realizamos

verificaciones de robustez de nuestras principales especificaciones, la sección VIII presenta un análisis simple de costo-efectividad y en la sección IX planteamos nuestras conclusiones.

II. EL MODELO URBANO: CONTEXTO E INTERVENCIÓN

El programa *Oportunidades* de TMC es el programa antipobreza más importante de México y en el año 2015 cubría a 6 millones de hogares con un presupuesto de USD 4,5 miles de millones (1,6 por ciento de presupuesto nacional). Las transferencias condicionadas de *Oportunidades* a las familias pobres, que deben cumplir con “corresponsabilidades” en los componentes de salud y educación, buscaban promover inversiones en capital humano. Los pagos de TMC se dividen en tres componentes (nutrición, salud y educación), de los cuales las becas educativas constituyen la mayor proporción para la mayoría de familias con hijos en edad escolar. Las becas educativas para educación secundaria y media superior varían según sexo y grado, con transferencias de mayor monto para las mujeres de los grados superiores. El total de las transferencias por familia tienen un tope mensual máximo de \$ 1.825 pesos mexicanos (aproximadamente USD 114⁶) para aquellos hogares que no tienen estudiantes de bachillerato y de \$ 2.945 pesos mexicanos (aproximadamente USD 184) para aquellos que sí los tienen.

El sistema educativo mexicano está organizado en cuatro niveles obligatorios: (a) la educación inicial para niños de 3 a 5 años de edad, que comprende tres grados: preescolar, prekínder y kínder; (b) la educación primaria para niños de 6 a 12 años, que consta de los grados 1º a 6º; (c) la secundaria para niños de 13 a 15 años, con tres grados; y (d) la media superior o preparatoria para adolescentes de 16 a 18 años, que también consta de tres grados. Este trabajo aborda los dos últimos niveles, es decir la educación secundaria y la educación media superior. De acuerdo al INEE (2016), para el año escolar 2014-2015 las tasas netas de matrícula en la educación preescolar eran del 71,9 por ciento, aumentaron al 98,6 por ciento para la escuela primaria y decrecieron de modo sostenido a partir de entonces, al 87,6 por ciento en la educación secundaria y al 57 por ciento en la media superior. Existe una heterogeneidad importante detrás de estas cifras. Por ejemplo, la matrícula neta en la educación media superior más baja fue la del estado de Guerrero (47,3 por ciento) y la más alta correspondió a la Ciudad de México (86,4 por ciento).

⁶ Se asume una tasa de cambio de \$ 16 pesos mexicanos por USD como promedio aproximado en julio de 2015.

A partir del año 2009, el programa *Oportunidades* revisó varias características de sus operaciones en las zonas urbanas, toda vez que la evidencia sugería que el programa debía adaptar de mejor modo su diseño a la realidad de esas zonas. González-Flores, Heracleous y Winters (2012) examinaron seis años de datos urbanos del programa (2002-2007) y documentaron que los beneficiarios de las zonas urbanas abandonaron el programa a tasas el doble de altas que aquellos del ámbito rural. En aproximadamente tres de cuatro casos, las razones para dejar el programa estaban relacionadas con el incumplimiento de las corresponsabilidades. El resto de beneficiarios abandonaron el programa debido a razones administrativas. Los autores identificaron, asimismo, un incremento de las deserciones, a lo largo del tiempo, entre el 30 por ciento más pobre de los hogares elegibles. De modo similar a lo que Álvarez, Devoto y Winters (2008) habían mostrado sobre los datos rurales, los autores documentaron que además de los muy pobres, los beneficiarios del extremo derecho de la distribución de pobreza eran también más propensos al incumplimiento de las corresponsabilidades, comparados con los que se ubican en la parte central de la distribución. Los autores plantearon la hipótesis de que el incumplimiento entre los menos pobres se debía a que el valor de la transferencia era demasiado bajo en relación con su costo de oportunidad. Encontraron asimismo que los cambios administrativos en los procesos operativos en virtud de los cuales se incrementaron los costos de participación para los beneficiarios, podrían traducirse en la remoción de un gran número de familias del padrón de beneficiarios del programa.

El conjunto de cambios introducidos en las características del diseño del programa para las zonas urbanas fue denominado el piloto del *Modelo Urbano de Oportunidades* (en adelante el Modelo Urbano). Fue aprobado como parte del reglamento operativo en diciembre de 2009 e incluyó reformas en cinco áreas (Oportunidades, 2009). El nuevo modelo: (1) adaptó los componentes de salud y nutrición del programa a la epidemiología urbana; (2) transfirió el proceso de pago a instituciones financieras; (3) abrió nuevos puntos de inscripción para sus beneficiarios urbanos; y (4) puso a prueba un modelo alternativo de focalización en un pequeño subconjunto de áreas. Este trabajo se centra en el quinto componente del Modelo Urbano: los cambios al esquema de becas educativas, para cuyo tamaño se propuso un cambio neutral en cuanto a costos. Específicamente, se eliminaron las becas para la educación primaria. A su vez, su monto se incrementó de 22 a 40 por ciento entre los niños matriculados en los seis grados siguientes (secundaria y media superior). El apoyo monetario para la graduación concedido por *Oportunidades* (Jóvenes con Oportunidades) también se incrementó en 30 por ciento. La Tabla

1 compara los esquemas de becas educativas para el 7º al 12º grado bajo el modelo de becas estándar y el Modelo Urbano en 2015 para hombres y mujeres.

Se realizó una evaluación de impacto experimental durante el despliegue inicial del Modelo Urbano en dos ciudades del centro de México: Puebla y Ecatepec. Los hogares que se incorporaban por primera vez al programa fueron asignados aleatoriamente a uno de tres grupos: un grupo de control que recibiría el esquema de becas tradicional, un primer grupo de tratamiento que se acogería al Modelo Urbano descrito arriba (Tratamiento 1) y un segundo grupo de tratamiento que, además del Modelo Urbano, recibiría un pago basado en el rendimiento académico (Tratamiento 2). Attanasio y Espinosa (2010) y Espinosa (2014) analizaron los resultados de este experimento y encontraron que después de 18 meses de implementación, el Modelo Urbano tuvo impactos positivos y de magnitud importante solo en la matrícula escolar de las mujeres y únicamente en una de las dos ciudades, en Ecatepec. La magnitud del impacto fue de 5 a 7 puntos porcentuales. No se encontraron impactos para los hombres en Ecatepec o para las mujeres y hombres en Puebla. En ambas ciudades, la eliminación del apoyo a la educación primaria no tuvo efectos sobre la matrícula en este nivel. Los autores anotan que el pago por rendimiento no fue comunicado de manera adecuada a los estudiantes del experimento de modo que, a los efectos del análisis, fusionaron los dos tratamientos en uno.

A su vez, Espinosa (2014) analiza los dos tratamientos por separado. La presencia de impactos del Modelo Urbano varía entre ciudades y también depende de si la autora agrupa a los niños por edad o por grado. Ella documenta que en Ecatepec y Puebla el Modelo Urbano condujo a un decrecimiento de la matrícula en la escuela primaria de 3 a 4 puntos porcentuales con respecto a un nivel de matrícula en línea de base de más del 95 por ciento en la muestra (que cae al 50 por ciento hacia la secundaria). En Ecatepec también encontró que el Tratamiento 1 resultó en una disminución de 10 puntos porcentuales en la matrícula entre los muchachos de 16 a 18 años. En Puebla detectó que ambos tratamientos condujeron a una disminución de aproximadamente 8 puntos porcentuales en la matrícula de los muchachos de 13 a 15 años de edad. Encontró asimismo un impacto negativo de ambos tratamientos para las muchachas de este grupo de edad. Sin embargo, este impacto es menos robusto entre las distintas especificaciones y más pequeño en magnitud. Vale la pena señalar que ninguno de estos impactos prevalece cuando se analizan los datos por grado y no por edad. La evaluación experimental del Modelo Urbano en Ecatepec y Puebla se centró únicamente en esas dos ciudades y tuvo un periodo de exposición corto. En la medida en la que la decisión de matricularse depende del costo de oportunidad de

hacerlo, probablemente no capturó mucha de la heterogeneidad espacial que presentan las condiciones de los mercados laborales locales para la juventud. En resumen, la evaluación proporciona evidencia en un nivel muy local, pero los efectos pueden, o no, extrapolarse hacia otros entornos. Nuestro análisis es un complemento de esta evidencia.

A partir de septiembre de 2009, el Modelo Urbano se implementó en un total de 263 de las 630 localidades urbanas del país.⁷ Entre 2009 y 2013, todos los nuevos beneficiarios de *Oportunidades* incorporados al padrón del programa en estas 263 localidades (en adelante, localidades de tratamiento) recibieron beneficios bajo el esquema del Modelo Urbano. Para los que fueron incorporados al programa en este periodo en todas las otras localidades urbanas, se conservó el esquema de becas tradicional (localidades de control), como se hizo para las familias inscritas antes de 2009 en las localidades de tratamiento. Desde 2014, y dado que no hubo evidencia conclusiva sobre los impactos del cambio en las becas educativas bajo el Modelo Urbano en esa fecha, *Oportunidades* decidió discontinuarlo (Dávila Lárraga, 2016). Sin embargo, las familias originalmente inscritas bajo el modelo conservaron esa estructura de beneficios.

III. MARCO CONCEPTUAL

En esta sección proponemos un modelo simple de la relación entre montos de las becas y escolaridad. Un hogar maximiza el valor presente neto del flujo de consumo de su único hijo (c_t) decidiendo si lo/la envía a la escuela ($s_t = 1$) o a trabajar ($s_t = 0$). Si el niño/a va a la escuela, su nivel de capital humano corriente h_t se incrementará por un parámetro de calidad escolar $\alpha(h_t)$. Si lo envían a trabajar, su capital humano rendirá remuneraciones $w(h_t)$. Para enviar al niño a la escuela, la familia debe gastar un costo fijo m , parcialmente subsidiado por el gobierno a través de la beca educativa τ .

El hogar resuelve:

$$\max_c \sum_{t=0}^N \beta^t c_t$$

⁷ Las localidades urbanas son aquellas con una población de 15 mil o más habitantes en 2009 y que cumplieran otras condiciones de elegibilidad relacionadas con la oferta de servicios de salud y educación. Las únicas localidades urbanas excluidas fueron las de una muestra de esquema alternativo de salud que también estaba siendo evaluado como parte del Modelo Urbano.

$$\text{sujeto a: } c_t + s_t(m - \tau) = (1 - s_t)w(h_t)$$

$$y: h_{t+1} = h_t + \alpha(h_t)s_t$$

Si V representa el flujo de consumo futuro dado h , esto equivale a elegir un nivel s_t de tal forma que:

$$\max_{s_t \in \{0,1\}} [-m + \tau + \beta V(h_t + \alpha(h_t)); w(h_t) + \beta V(h_t)]$$

Si φ representa la función de política del hogar:

$$\varphi(h; m, \tau, w, \alpha) = \beta v(h) - w(h) - m + \tau$$

Donde $v \equiv \beta[V(h_t + \alpha(h_t)) - V(h_t)]$. Para cualquier nivel de h , el niño será enviado a la escuela ($\varphi > 1$) si el valor presente de los retornos a la educación compensa los costos de hacerlo — costos de oportunidad y costos directos netos.

Un incremento permanente del monto de las becas educativas bajo el Modelo Urbano implica que:

$$\frac{\Delta\varphi}{\Delta\tau} = 1 + \beta\Delta v$$

Es decir, la probabilidad de ir a la escuela aumentaría más que proporcionalmente a una reducción del costo de la escolaridad, siempre que el retorno a la educación sea positivo.

Nótese también que en la medida en v es una función creciente de α , $\frac{\Delta\varphi}{\Delta\tau}$ es una función creciente de la calidad escolar.

IV. DATOS Y MUESTRA

Nuestro análisis del Modelo Urbano sobre la escolaridad usa tres bases de datos administrativos: (1) el padrón de beneficiarios de *Oportunidades*; (2) la *Encuesta de Características Socioeconómicas de los Hogares (ENCASEH)* de *Oportunidades*, que se utiliza para determinar la elegibilidad para el programa; y (3) los registros de las pruebas estandarizadas de la Evaluación Nacional de Logros Académicos en Centros Escolares (ENLACE) de la Secretaría de Educación Pública. Cada una de ellas se describen a continuación.

El padrón de beneficiarios de *Oportunidades* es una base de datos a nivel de hogar que hace el seguimiento del cumplimiento de las corresponsabilidades del programa, por ejemplo la asistencia escolar y los chequeos de salud de cada miembro de la familia. La lista contiene seis

observaciones por individuo por año. El reglamento operativo del programa requiere que el cumplimiento de las condiciones sea reportado y que las transferencias se desembolsen cada dos meses. Desde el momento en que una familia es inscrita en el programa, el padrón de beneficiarios incluye registros bimestrales de las transferencias. La ausencia de una observación indica que el programa ha suspendido —temporal o permanentemente— la transferencia durante ese periodo. Esto es atribuible a: (a) fallas administrativas⁸; (b) la familia incumple sus corresponsabilidades durante más de dos bimestres consecutivos; o (c) la familia ya no es elegible para el programa.

Cuando las transferencias se suspenden debido a fallas administrativas, el beneficiario (usualmente la jefa del hogar) tiene que acercarse a los representantes de *Oportunidades* en su localidad para resolver cualquier inconsistencia. En el segundo caso, el programa puede suspender la transferencia monetaria hasta que el cumplimiento de las corresponsabilidades sea nuevamente certificado, en cuyo caso la transferencia es restablecida. En el tercer escenario, una familia se vuelve no elegible si luego de que sus condiciones socioeconómicas han sido reevaluadas, no alcanza ciertos criterios mínimos para continuar su elegibilidad⁹. En todos los casos descritos, el padrón de beneficiarios mostrará la ausencia de observaciones durante uno o más ciclos bimestrales, lo que resultará en que una familia en particular aparezca en el padrón con menos de seis observaciones por año. Los datos del padrón de *Oportunidades* aquí analizados, disponibles para el periodo 2007–2013, cubrían dos cohortes de beneficiarios nuevos del programa antes del inicio del Modelo Urbano (2007 y 2008), y dan seguimiento a la primera cohorte del Modelo Urbano (2009) a lo largo de tres años de educación secundaria (2010–2012) y el primero de educación media superior (2013).

Nuestra segunda fuente de datos es la ENCASEH, la encuesta socioeconómica que determina la elegibilidad para *Oportunidades*. Se la aplica inicialmente entre todos los hogares potencialmente beneficiarios antes de su inscripción y posteriormente se la repite, por lo menos una vez cada ocho años, como parte del proceso de recertificación. La encuesta recaba datos a nivel de hogar e individual sobre salud, educación, empleo, ingreso, participación en

⁸ Estas fallas obedecen, entre otras razones, a que el beneficiario principal no ha recogido su transferencia o hecho alguna transacción bancaria durante dos ciclos bimestrales consecutivos, o a algún conflicto suscitado en torno a las transferencias que los miembros de la familia deberían estar recibiendo.

⁹ La reevaluación periódica de las condiciones socioeconómicas a través del así llamado proceso de “recertificación” actualiza la información a nivel del hogar para confirmar si: (a) el ingreso per cápita de la familia supera un límite superior conocido como la línea de verificación socioeconómica permanente; o (b) el ingreso per cápita de la familia es mayor que un límite inferior conocido como la línea de bienestar mínimo, pero no tiene miembros menores de 22 años de edad o mujeres en edad reproductiva (de 15 a 49 años).

programas sociales, consumo y características demográficas. Antes de la inscripción, los datos de la ENCASEH se usan para estimar el ingreso per cápita y determinar la elegibilidad. Utilizamos la ENCASEH como fuente de información de línea de base, de modo que para cada individuo de nuestra muestra tomamos la encuesta que estaba disponible inmediatamente antes de que su familia se inscribiera en el programa.

Nuestra tercera fuente de datos son los registros de las pruebas estandarizadas de la Secretaría de Educación Pública (SEP). La ENLACE es un examen obligatorio para todos los estudiantes en cada uno de los grados de secundaria y el último de bachillerato, tanto en las escuelas públicas como en las privadas. La prueba evalúa dos materias —lenguaje y matemáticas— y su propósito es generar una evaluación general del estudiantado. Los puntajes no tienen impacto alguno sobre las calificaciones de los estudiantes. Para los estudiantes que completan el bachillerato, la ENLACE no es un examen de ingreso para matricularse en la universidad. Entre 2008 y 2015 esta evaluación buscaba cubrir a todos los estudiantes en su último año de bachillerato. Además, entre 2008 y 2013 fue aplicada a todos los estudiantes de primero, segundo y tercer grados de secundaria.

Nosotros fusionamos los tres conjuntos de datos descritos. El padrón de *Oportunidades* y la ENCASEH comparten identificadores comunes a nivel de hogar y de individuo. Los registros de la ENLACE-SEP fueron fusionados utilizando la Clave Única de Registro de Población (CURP) —el número nacional de identificación personal—, lo que resultó en un empalme incompleto, como se describe más adelante. Con estos datos, construimos *proxies* para la deserción escolar y la culminación del bachillerato.

No se cuenta con datos de los registros oficiales ni para la deserción ni para la graduación. Sin embargo, el padrón de beneficiarios de *Oportunidades* tiene información sobre la salida del programa, que puede ser utilizada en la construcción de *proxies* para la deserción escolar registrada durante 2013, como sigue:

- (1) Salida oficial de las TMC: esta variable proviene del padrón de beneficiarios del programa y captura la salida de *Oportunidades* atribuida al incumplimiento de la condicionalidad de la matrícula escolar, utilizando los registros oficiales del programa. Si bien esta medida está estrechamente vinculada a la deserción escolar real, solo se

reporta en el padrón de beneficiarios del programa para los estudiantes de secundaria y no para los de bachillerato.

- (2) Salida del panel de las TMC: esta variable se construye a partir del padrón de beneficiarios del programa e incluye la salida oficial de las TMC. Toma el valor de 1 cuando un estudiante sale del panel antes del tercer ciclo bimestral de 2013 (cuando la cohorte de nuevos beneficiarios de 2009 completaban el 10º grado). Esta medida captura las salidas del programa de TMC por cualquier razón, no solo por el incumplimiento de la condicionalidad de la matrícula escolar por deserción. Incluimos esta medida como un complemento de la variable de salida oficial de las TMC porque captura la salida del programa en el momento crítico de la transición de la escuela secundaria al bachillerato, incluida la deserción. Argumentamos que estas dos estimaciones de la deserción —la salida oficial de las TMC y la salida del panel de las TMC— representan los límites superior e inferior de los verdaderos niveles de deserción escolar, respectivamente.

A nivel del bachillerato, a su vez, construimos dos indicadores *proxies* para la graduación utilizando datos de 2015-2016, año escolar en el que se esperaba que la cohorte de 2009 se graduaría del bachillerato:

- (3) Beca TMC de graduación: tras graduarse de bachilleres, los beneficiarios de *Oportunidades* son elegibles para una beca de graduación valorada en aproximadamente USD 400. Esta beca no es automática y debe ser solicitada por el beneficiario tras proporcionar pruebas de que se ha graduado. Dado que no todos los beneficiarios la solicitan (~96 por ciento según las autoridades del programa) pero que la graduación es un prerrequisito, esta puede considerarse un límite inferior de las tasas de graduación reales. Los datos sobre las becas de graduación están disponibles para febrero de 2016, hacia cuando los nuevos beneficiarios de la cohorte de 2009 habrían dispuesto de aproximadamente ocho meses para solicitar la beca luego de graduarse del bachillerato.
- (4) Prueba de graduación: todos los estudiantes de bachillerato están obligados a tomar la prueba ENLACE al término de su último año de bachillerato. Nosotros cotejamos la lista de beneficiarios de *Oportunidades* con los datos de la ENLACE-SEP y construimos una variable dicótoma igual a 1 para todos los estudiantes que tomaron la prueba. El empalme entre estas dos bases se hizo usando la CURP y esta variable estaba vacía

para el 15 por ciento de las observaciones individuales del padrón de *Oportunidades*¹⁰. Como resultado, es probable que esta variable sea un límite inferior de las tasas de graduación reales.

La selección de las 263 localidades de tratamiento no estuvo bien documentada. Parecería que cuando se implementó el Modelo Urbano, el programa priorizó localidades basándose principalmente en la conveniencia operativa. En estas localidades, el esquema de becas se aplicó exclusivamente a nuevas familias elegibles que recién se incorporaban al programa y que tenían niños matriculados en la escuela secundaria y en el bachillerato a partir de 2009.¹¹ Los beneficiarios ya existentes, así como los nuevos beneficiarios de localidades no incluidas en el Modelo Urbano (control), permanecieron bajo el esquema tradicional de becas. Es importante señalar que los criterios de elegibilidad para el programa fueron los mismos para el Modelo Urbano y para las localidades de control.¹² Sin embargo, los esfuerzos de reclutamiento para inscribir a nuevos beneficiarios no fue uniforme en términos de tiempo y espacio. En 2009 el programa expandió sus esfuerzos hacia las localidades del Modelo Urbano, aumentando así la proporción de nuevos beneficiarios inscritos en esas localidades en relación con los inscritos en las localidades de control.

Nuestro análisis se enfoca en los efectos de las becas cuyos montos se incrementaron para los estudiantes que comenzaban el 7º grado (i.e. escuela secundaria) como beneficiarios de *Oportunidades* durante el año lectivo 2009-2010.¹³ El inicio del año escolar coincide con el quinto ciclo de pago bimestral (que corresponde al ciclo septiembre-octubre en el padrón de beneficiarios del programa), de modo que limitamos la muestra a las inscripciones del quinto bimestre de 2009 (20095). Nos enfocamos en esta cohorte por las siguientes razones. Primero, los estudiantes de las localidades de tratamiento tuvieron una exposición más larga que cualquier otra cohorte al Modelo Urbano, lo que nos permite estudiar los efectos de largo plazo del incremento en las becas educativas. Segundo, a diferencia de los nuevos beneficiarios de

¹⁰ El porcentaje de desgaste (*attrition*) basado en la CURP no está correlacionado con el estatus de tratamiento. Sin embargo, algunas características en la línea de base de la submuestra de estudiantes sin CURP son diferentes a las de la muestra de análisis, lo que sugiere una posible alteración en la composición de la muestra.

¹¹ Nótese que si bien el Modelo Urbano comenzó oficialmente en el tercer bimestre de 2009, la mayoría de familias con niños en edad escolar los matricularon hacia el quinto bimestre de 2009, al comenzar el año lectivo. Así, la muestra de nuestro análisis incluye a familias inscritas en el período posterior.

¹² Véase Dávila Lárraga (2016) para una descripción del proceso de inscripción.

¹³ Excluimos a los estudiantes de cuatro ciudades (Reynosa, Puebla, Juárez y Ecatepec) donde se aplicó un modelo alternativo de focalización piloto en 2009. Puebla y Ecatepec fueron también los sitios donde se implementó el experimento original del Modelo Urbano descrito en Attanasio y Espinosa (2010) y en Espinosa (2014).

Oportunidades del grado 8º y superiores, la cohorte de los del 7º no estuvo sujeta a deserción en los años previos durante la escuela secundaria y el bachillerato. Tercero, esta cohorte estuvo directamente precedida en 2008 por nuevos participantes del 7º grado al programa, que ingresaron bajo el esquema tradicional de becas en las localidades de tratamiento y de control. Los nuevos beneficiarios de la cohorte de 2008 (inscritos durante el quinto bimestre), apenas un año mayores, son más cercanos en términos de grado y edad, y por ende conforman la línea de base más comparable en el marco de un análisis de diferencias-en-diferencias. Finalmente, nos enfocamos en los efectos de tratamiento para la cohorte de 2009 debido a la disponibilidad de datos. Solo los nuevos participantes inscritos en 2009 o antes habrían completado el bachillerato hacia 2015 y estarían en capacidad de solicitar la beca de graduación de *Oportunidades* durante el año lectivo 2015-2016. En los datos disponibles no se observa el cobro de la beca de graduación de los nuevos participantes que ingresaron a la escuela secundaria a partir de 2010 en adelante.

Luego de aplicar nuestros criterios de inclusión, la muestra de análisis consiste de 19.902 nuevos beneficiarios de *Oportunidades* inscritos en 462 localidades matriculados en el primer año de la escuela secundaria en 2008 y 2009. De entre ellos, la muestra incluye a 10.844 estudiantes de 246 localidades del Modelo Urbano y a 9.058 de 216 localidades de control que mantuvieron el esquema de becas tradicional. La muestra está bastante balanceada por sexo, con 10.049 mujeres y 9.853 hombres. Como ya se mencionó, en 2009 los esfuerzos de reclutamiento del programa se intensificaron en las localidades del Modelo Urbano, lográndose inscribir a 9.816 nuevos beneficiarios en 246 localidades en ese año, versus los 1.028 que se registraron el año precedente en 110 localidades. Con la lista de inscritos en las localidades de control sucede lo opuesto, con 7.127 nuevos beneficiarios en 185 localidades en 2008 y 1.931 nuevos beneficiarios en 163 localidades en 2009. Usamos además la cohorte de 2007 de nuevos inscritos en las localidades de tratamiento y de control para conducir pruebas de falsificación.

V. ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN

Estimamos los efectos del incremento en el monto de las becas sobre nuestras variables *proxies* de deserción de la secundaria y de graduación del bachillerato utilizando un modelo de diferencias-en-diferencias que compara los cambios en los resultados de los nuevos beneficiarios del programa en las localidades de tratamiento entre 2008 y 2009, con los cambios en los resultados de los nuevos beneficiarios en las localidades de control durante el

mismo periodo de tiempo. Nuestra información de línea de base corresponde a septiembre-octubre de 2008, cuando todos los nuevos beneficiarios que se incorporaron al programa recibían el mismo esquema de becas.

Para minimizar la potencial correlación serial en los datos y simplificar el análisis, colapsamos todas las variables en una única observación por individuo para la estimación de diferencias-en-diferencias. También presentamos estimaciones separadas del modelo Cox de riesgos proporcionales (Cox, 1972) usando las series de tiempo completas.

Estimamos una especificación de diferencias-en-diferencias estándar:

$$Y_{ijt} = \Phi_t + \Phi_j + \delta D_{ijt} + X'_{ijt}\beta + \varepsilon_{ijt}$$

Donde Y_{ijt} es el resultado de la escolaridad del individuo i en la localidad j y la cohorte de inscritos t . Φ_t es un efecto fijo de tiempo igual a 1 para la cohorte de 2009 y a 0 para la de 2008, y Φ_j es un efecto fijo de localidad igual a 1 para las localidades de tratamiento y a 0 para las de control. D_{ijt} es una variable dicótoma igual a la interacción entre Φ_t y Φ_j , que es 1 para los individuos inscritos en 2009 en las localidades de tratamiento. δ es el parámetro de interés del tratamiento, interpretado como el promedio del tratamiento sobre los tratados (ATOT por sus siglas en inglés), es decir el efecto promedio del Modelo Urbano sobre los resultados de la escolaridad para los beneficiarios en las localidades de tratamiento. X'_{ijt} es un vector de las características individuales, entre ellas la edad, educación de los padres y atributos del hogar (número de miembros, activos del hogar, disponibilidad de agua potable en la vivienda, electricidad, gas doméstico, número de habitaciones y si la familia es propietaria de la vivienda). Dado que el análisis previo del Modelo Urbano identificó diferentes impactos por sexo (Attanasio y Espinosa, 2010), estimamos regresiones separadas para hombres y mujeres. Los errores estándar se corrigen por conglomerado (a nivel de localidad) y se presentan entre paréntesis.

También usamos los modelos Cox de riesgos proporcionales (Cox, 1972) para estimar el impacto de las becas educativas de mayor monto bajo el esquema del Modelo Urbano sobre la probabilidad de deserción escolar y de graduación del bachillerato, utilizando datos de series de tiempo. El marco de estos modelos requiere dos resultados posibles para cada observación en la muestra. En nuestro caso, el individuo está matriculado en la escuela (truncado a la derecha) o no (falló) y el individuo se ha graduado de bachiller (falló) o no (truncado a la

derecha). El modelo de riesgos proporcionales asume que la fracción de los beneficiarios que desertaron (o que se graduaron) después del ciclo bimestral t , en relación con aquellos todavía matriculados (o que no se graduaron) en ese ciclo, es:

$$h(t) = h_0(t)\exp(\delta\Phi_j + X'_{ijt}\beta)$$

Donde $h_0(t)$ es el riesgo en línea de base de desertar (graduarse) de la escuela después del bimestre t . Asumimos que el efecto de las variables de control es constante en el tiempo y que el cociente de riesgo para dos observaciones es independiente del tiempo t . Siguiendo la misma notación que en el modelo de diferencias-en-diferencia, Φ_j es un efecto fijo de localidad igual a 1 para las localidades de tratamiento y 0 para las de control, δ es el parámetro de interés de tratamiento y X'_{ijt} es un vector de características individuales que incluye las mismas variables antes descritas. De conformidad con la estrategia anterior, estimamos modelos separados para hombres y mujeres. Los errores estándar están corregidos por conglomerado (a nivel de localidad).

VI. RESULTADOS

La Tabla 2 presenta estadísticas descriptivas del cambio en los resultados y el coeficiente de diferencias-en-diferencia para las cohortes previas al tratamiento, de 2007 y 2008, entre las localidades de tratamiento y de control. Observamos que las tendencias previas al tratamiento se encuentran balanceadas en todos los resultados a un nivel de significancia del 5 por ciento. Para las mujeres, la salida del panel de TMC y los resultados de la prueba ENLACE son estadísticamente diferentes al 10 por ciento de significancia, pero van en la dirección opuesta de los efectos esperados por el tratamiento. Es decir, antes de la intervención observamos una tendencia positiva en la salida del panel —nuestro *proxy* de deserción escolar en la secundaria y el primer año de bachillerato— y una tendencia negativa en la prueba ENLACE, nuestro *proxy* de graduación. La mayoría de los indicadores demográficos y de tenencia de activos están balanceados en el periodo previo al tratamiento.

La Tabla 3 presenta los principales resultados de diferencias-en-diferencias. Los efectos del Modelo Urbano sobre nuestro primer *proxy* de deserción escolar en la secundaria — la salida oficial— están descritos en la columna 1 para las mujeres y en la columna 5 para los hombres.

Los resultados muestran que las becas educativas de montos mayores tienen un efecto grande sobre la reducción de la probabilidad de desertar de la secundaria. Como resultado del Modelo Urbano, la probabilidad de salir oficialmente del padrón de *Oportunidades* por incumplimiento de las responsabilidades educativas en la secundaria disminuye en 2,4 puntos porcentuales para las mujeres y en 4,1 puntos porcentuales para los hombres. Las tasas contrafactuales de salida son de 4,0 por ciento y 5,7 por ciento, respectivamente, en las localidades de control. En otras palabras, los estudiantes beneficiarios de becas educativas de montos mayores presentan tasas de deserción entre 60 y 70 por ciento más bajas que en las localidades de control. Vale la pena señalar que las tasas de salida oficiales en el grupo de control son de magnitud similar a las tasas oficiales de deserción reportadas en 2013 por el sector educativo para el nivel secundario (4,5 por ciento para las mujeres y 6,5 por ciento para los hombres) (INEE, 2014). Las pruebas de significancia conjunta para el análisis de tendencias previas no son estadísticamente significativas en los niveles convencionales, lo que confiere credibilidad a los resultados mencionados arriba (los p-valores se presentan en la penúltima fila de la Tabla 3). También calculamos la elasticidad del precio de la demanda como la tasa del cambio porcentual en el resultado sobre el cambio porcentual en el monto de la beca. La elasticidad estimada para la salida oficial es -2,60, lo que implica que la relación entre el incremento relativo de las transferencias y la deserción escolar en la secundaria es elástica.

Nuestro segundo *proxy* de deserción escolar —la salida del panel de las TMC— incluye a los estudiantes que salen del padrón de beneficiarios, no reportados en la secundaria ni en el primer año de bachillerato y, como tal, captura tanto las deserciones escolares como los beneficiarios que abandonan el programa por otras razones, pero que podría ser que sigan inscritos en la escuela. Es importante tener en cuenta que esta variable *proxy* sobrestima considerablemente las tasas de deserción escolar y debería ser interpretada como el efecto del incremento de las becas sobre la permanencia en el programa de TMC más que sobre la permanencia en la escuela. Incluimos esta variable en el análisis porque está disponible para el grado clave de transición entre la escuela secundaria y el bachillerato, mientras que el resultado de la salida oficial solo se registra para los estudiantes de secundaria. Nuestras estimaciones muestran que el Modelo Urbano resulta en una reducción de la salida del panel de 14,4 puntos porcentuales para las mujeres y de 11,1 puntos porcentuales para los hombres. En relación con la salida contrafactual del panel en las localidades de control, esta se traduce en un descenso de la probabilidad de abandonar el programa en el curso del primer año de secundaria de 22,0 y 15,5 por ciento para las mujeres y los hombres, respectivamente. Es

interesante anotar que mientras la elasticidad de la demanda relativa a la deserción escolar medida por la salida oficial parece ser elástica, la elasticidad de la demanda en el resultado de la salida del panel es menor a 1, lo que sugiere que la demanda de los beneficiarios por la salida del programa es ligeramente inelástica con respecto al precio.

Luego analizamos si el incremento del monto de las becas educativas resulta en una mayor escolaridad, medida por nuestros dos *proxies* de graduación del bachillerato. El impacto del Modelo Urbano sobre la probabilidad de cobrar la beca de graduación de *Oportunidades* hace que esta aumente en 11,4 puntos porcentuales para las mujeres y 8,6 puntos porcentuales para los hombres frente a los cobros contrafactuales de la beca de graduación de 26,4 por ciento y 19,9 por ciento, respectivamente. Esto representa un aumento relativo en el cobro de la beca de graduación del orden del 43 por ciento para ambos sexos. El impacto del Modelo Urbano en nuestro segundo *proxy* —tomar la prueba ENLACE en el último año de bachillerato— es de 9,2 puntos porcentuales para las mujeres y de 8,6 puntos porcentuales para los hombres, lo que representa un aumento relativo de 27,1 y 33,5 respectivamente. Dado que los estudiantes toman la prueba ENLACE uno o dos meses antes de graduarse y que el cobro de la beca de graduación requiere presentar una prueba de haber completado el bachillerato y que no todos los beneficiarios la cobran, interpretamos estos efectos como estimaciones de los límites superior e inferior del efecto del Modelo Urbano sobre la graduación del bachillerato. La elasticidad de los *proxies* de graduación oscila entre 1 y 1,59, lo que sugiere que la demanda es elástica.

Las estimaciones anteriores proporcionan un promedio del efecto del tratamiento sobre los tratados del Modelo Urbano. No obstante, estos impactos también pueden expresarse como cocientes de riesgo. Los resultados de las estimaciones Nelson-Aalen de la función de riesgo acumulativa se presentan gráficamente en las Figuras 1 a 4 y los cocientes de riesgo para la cohorte de 2009 (tratamiento) aparecen debajo de los coeficientes de diferencias-en-diferencias (cuarta fila) en la Tabla 3. En las Figuras 1 a 4 las estimaciones de la función para los estudiantes que ingresan al programa durante el periodo previo al tratamiento (Pre-20085) están en el lado izquierdo del panel. Observamos que los estudiantes de las localidades de tratamiento y de comparación tienen las mismas probabilidades de deserción y de graduación a lo largo del tiempo. Sin embargo, en el panel de la derecha, que corresponde al periodo de tratamiento (Post-20095), observamos que los estudiantes incorporados bajo el Modelo Urbano tienen una probabilidad significativamente más baja de deserción y una probabilidad más alta

de graduación a lo largo del tiempo, comparados con aquellos incorporados bajo el esquema de becas tradicional en 2009 en las localidades de comparación. Las Figuras también ilustran las altas tasas de deserción que se producen en la transición entre la escuela secundaria y el bachillerato, y la efectividad de las becas de mayor monto en prevenir la deserción durante ese momento crítico.

Los cocientes de riesgo para la cohorte de 2009 se presentan en la cuarta fila de la Tabla 3. Como se espera del análisis gráfico, el coeficiente (exponencial) de la variable de tratamiento es significativamente diferente de 1 para la mayoría de los resultados, excepto la salida oficial del padrón para las mujeres. Para las estudiantes, el cociente de riesgo estimado para los demás resultados es significativo al 1 por ciento, con un cociente de 0,55 para la salida del panel y de 1,60 y 1,45 para la beca de graduación y los resultados de la prueba ENLACE, respectivamente. Es decir, las mujeres de las localidades de tratamiento son 45 por ciento menos proclives a desertar de la escuela, basándonos en su salida del panel, y entre 60 y 45 por ciento más proclives a graduarse del bachillerato basándonos en nuestras dos medidas *proxy*. Los cocientes de riesgo estimados para los hombres son todos estadísticamente significativos al 1 por ciento, con cocientes de 0,87 y 0,48 para los *proxies* de deserción, y de 1,73 y 1,52 para los de graduación. En otras palabras, los hombres de las localidades del Modelo Urbano son 13 por ciento menos proclives a desertar de la escuela secundaria, basándonos en el resultado de la salida oficial, y 52 por ciento menos proclives a abandonar el programa antes del primer año de bachillerato, basándonos en su salida del panel. Los hombres son de 52 a 73 por ciento más proclives a graduarse del bachillerato, basándonos en la beca de graduación y en la prueba ENLACE, respectivamente. Para los *proxies* de graduación, los resultados de los modelos de riesgos son consistentes con las estimaciones de diferencias-en-diferencias, si bien son mayores en magnitud.

A continuación usamos datos de la prueba ENLACE para explorar si hay impactos heterogéneos del Modelo Urbano entre los estudiantes de distinta habilidad académica. Nuestra medida de la habilidad son los puntajes de la prueba ENLACE que obtuvieron cuando estaban en el 7º grado. Construimos variables dicótomas para cada percentil de la distribución del puntaje de la prueba ENLACE, estandarizado internamente, e incluimos una interacción de la variable de tratamiento, una variable dicótoma de tiempo y una variable dicótoma igual a 1 si el percentil de la prueba ENLACE es igual a X (donde $X = 99, 98 \dots 1$) y 0 si no lo es. Los resultados se ilustran en el panel del lado derecho de la Figura 5. El eje vertical representa los

parámetros estimados del efecto de la triple interacción. El eje horizontal ilustra los percentiles de la prueba ENLACE. El panel del lado izquierdo de la misma figura ilustra la probabilidad de graduarse del bachillerato como una función de los mismos percentiles de la prueba ENLACE. Los resultados se presentan para los puntajes de la prueba ENLACE en lenguaje, en matemáticas y para el total. Estimamos por separado los efectos para las mujeres (Figura 5) y los hombres (Figura 6).

Dos patrones surgen del análisis en las Figura 5 y 6. Primero, el efecto de la triple interacción nunca es significativamente diferente de 0 en ningún segmento de la distribución de la prueba ENLACE. En otras palabras, el efecto del Modelo Urbano sobre la graduación del bachillerato parece ser el mismo para diferentes niveles de habilidad académica, medidos a través de la prueba ENLACE. Por otro lado, el puntaje de la prueba ENLACE del 7º grado está positivamente asociado a la probabilidad de graduación del bachillerato, lo que valida el supuesto de utilizar esta variable como un *proxy* para la habilidad académica.

VII. PRUEBAS DE ROBUSTEZ

El supuesto de identificación clave para una interpretación causal de los resultados de diferencias-en-diferencias es que el cambio en las tasas de deserción y de graduación en las localidades de comparación es una estimación no sesgada del cambio contrafactual. Aunque el supuesto de las “tendencias paralelas” requerido por el modelo de diferencias-en-diferencias no puede ser probado, realizamos algunas comprobaciones de validez con las cohortes de los nuevos beneficiarios inscritos en el periodo previo al inicio del Modelo Urbano, que comenzó en el quinto bimestre de 2009. Con el fin de documentar la validez de este supuesto, verificamos si las tendencias en las localidades de tratamiento y de comparación eran las mismas en el periodo previo al tratamiento (Tabla 4). Para cada uno de los modelos, no podemos rechazar estadísticamente la hipótesis de que las variables dicótomas del ciclo bimestral previo al tratamiento son las mismas para las localidades de tratamiento y de control. Esto sugiere que nuestros *proxies* de deserción y graduación tenían tendencias paralelas entre los grupos de tratamiento en el periodo anterior a que se implementara el Modelo Urbano. El conjunto completo de coeficientes de interacción en nuestros *proxies* de resultado de escolaridad para las nuevas cohortes inscritas entre el 5º bimestre de 2007 (20075) y el 1º bimestre de 2009

(20091) se presentan en la Tabla 4.¹⁴ Más aún, el Panel A de las Figuras 1-4 presenta el análisis de supervivencia utilizando un modelo Cox de riesgos proporcionales para la cohorte de línea de base de 2008 (5º bimestre) en las localidades de tratamiento y de control. Observamos que tanto para las estimaciones de efectos fijos de la Tabla 4 como para las del análisis gráfico, en ausencia del tratamiento, los patrones de deserción y de graduación para los nuevos beneficiarios de las localidades de tratamiento y de control siguen tendencias muy similares y nunca difieren significativamente. La equivalencia estadística del cambio en los resultados en las localidades de tratamiento y de control durante el periodo previo a la intervención confiere credibilidad al supuesto de las “tendencias paralelas”, es decir que, en ausencia del tratamiento, los resultados en las localidades del Modelo Urbano habrían seguido la misma tendencia que en las localidades de control.

Implementamos, además, una prueba de falsificación que replica el modelo de diferencias-en-diferencias en el periodo previo al tratamiento, comparando los resultados entre los nuevos estudiantes inscritos en la secundaria en las cohortes de 2008 y 2007, asumiendo arbitrariamente que aquellos inscritos en 2007 constituyen el grupo de control y los inscritos en 2008, el grupo de tratamiento. Los resultados se presentan en la Tabla 5. En todos los modelos, excepto en uno, la interacción entre tratamiento y tiempo resulta en coeficientes de magnitud muy pequeña, que no difieren significativamente de 0. Para el resultado de la prueba ENLACE en la submuestra de mujeres, el coeficiente es marginalmente significativo al 10 por ciento, pero va en la dirección contraria. Estos resultados, combinados con el análisis gráfico en el Panel A de las Figuras 1-4, confieren credibilidad a una interpretación causal de los efectos del Modelo Urbano sobre nuestras medidas *proxy* de deserción y graduación.

VIII. ANÁLISIS DE COSTO-BENEFICIO

En esta sección comparamos el ingreso estimado proveniente del aumento en la escolaridad con el costo marginal de las becas cuyo monto se incrementó bajo el Modelo Urbano.¹⁵

¹⁴ No hubo nuevas inscripciones entre el primero y el quinto bimestres de 2009 o en el 6º bimestre de 2008. No hay pagos de becas educativas en el 4º bimestre de cada año (vacaciones de verano).

¹⁵ Un análisis de costo-beneficio completo, incluida una contabilidad detallada de los beneficios y costos del Modelo Urbano, rebasa el ámbito de este trabajo. Del lado de los costos, ello incluiría el costo de oportunidad de un mayor tiempo de permanencia de los estudiantes en la escuela secundaria y el bachillerato, los costos marginales que entraña para el sistema educativo la oferta de años de escolaridad adicionales y los efectos potenciales que supone para los estudiantes de primaria la eliminación de las becas en ese nivel, entre otros. Los beneficios incluyen un posible aplazamiento de la fertilidad y otros beneficios no pecuniarios del aumento en la escolaridad. Dado que los datos no están disponibles para estimar los parámetros que requeriría una contabilidad completa, estimamos una relación simple de beneficio-costo de los retornos esperados en el mercado laboral por el incremento en la escolaridad con respecto al costo marginal del incremento en el monto de la beca. No asumimos efectos de equilibrio general en las remuneraciones en los mercados locales.

Estimamos los beneficios como el ingreso adicional que genera el incremento promedio de 0,671 años de escolaridad, asumiendo un retorno a la escolaridad de 8 por ciento por año (Ordaz, 2007 y Morales Ramos, 2011) y un ingreso de 2,12 y 2,55 salarios mínimos para los graduados de secundaria y bachillerato, respectivamente.¹⁶ En 2016, el salario mínimo diario era de \$73,04 pesos mexicanos.¹⁷ Asumimos que los graduados del bachillerato no avanzan hacia la educación superior y trabajan hasta una edad de jubilación de 65 años, de modo que los beneficios se acumulan durante 47 años.¹⁸ El costo marginal de la beca es el valor presente (2016) de la diferencia entre las becas del Modelo Urbano y las del esquema tradicional (Tabla 1).¹⁹ Utilizando el resultado de la prueba ENLACE como nuestra estimación de referencia (Tabla 3, columnas 4 y 8 para mujeres y hombres, respectivamente) y asumiendo una tasa de descuento de 12 por ciento, encontramos que la relación beneficio-costo es 2,22 para las mujeres y 2,34 para los hombres. Es decir, los beneficios esperados en términos de los retornos en el mercado laboral por el incremento en la escolaridad son más del doble del costo de incrementar las becas de la secundaria y el bachillerato en 27 por ciento y 30 por ciento para las mujeres y los hombres, respectivamente. Estos resultados son robustos al supuesto de la mitad del número total de años de empleo (relación beneficio-costo de 2,08 y 2,19 para las mujeres y los hombres, respectivamente) y también se mantienen al tomar el límite inferior del intervalo de confianza al 95 por ciento de los años adicionales de escolaridad atribuidos al Modelo Urbano (relación beneficio-costo de 1,95 y 2,16 para las mujeres y los hombres, respectivamente).

IX. CONCLUSIÓN

Si bien los efectos de las transferencias monetarias condicionadas sobre la matrícula en la escuela primaria, la asistencia y la deserción están bien documentados, son pocos los estudios que abordan su impacto en resultados de largo plazo como la graduación del bachillerato. La literatura es incluso más escasa en lo concerniente a los efectos de los cambios en el monto de las becas sobre los resultados educativos, particularmente en la educación secundaria y el bachillerato, donde las tasas de deserción son más altas. Proporcionamos evidencia de que las

¹⁶ Encuesta de Trayectorias Laborales https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/98540/Presentacion-Trayectorias_Laborales.pdf consultada el 19 de noviembre de 2017.

¹⁷ Salario mínimo general según información de la Comisión Nacional de los Salarios Mínimos:

http://www.conasami.gob.mx/pdf/salario_minimo/2016/historico_2016.pdf, consultado el 19 de noviembre de 2017.

¹⁸ Asumimos que las personas trabajan a tiempo completo (22 días al mes) desde los 18 años hasta su jubilación a los 65.

¹⁹ Estimamos el valor presente neto de las becas cuyo monto se incrementó bajo el Modelo Urbano, utilizando las becas correspondientes al periodo 2009-2015 e incluyendo la beca de graduación.

becas de montos mayores que ofreció el programa nacional de TMC de México para los estudiantes de secundaria y bachillerato redujeron las tasas de deserción e incrementaron las de graduación del bachillerato.

A partir de 2009, las becas para la secundaria y el bachillerato otorgadas a los nuevos beneficiarios de un subconjunto de 263 localidades urbanas se incrementaron en 27 por ciento para las mujeres y 30 por ciento para los hombres. En todas las otras localidades urbanas, los nuevos beneficiarios continuaron inscribiéndose bajo el esquema tradicional de becas. Usamos datos administrativos para analizar los efectos del cambio en el monto de las becas sobre *proxies* de deserción y graduación del bachillerato. Estimamos una regresión de diferencias-en-diferencias que compara los cambios en los resultados educativos de los nuevos inscritos en 2008 y 2009 entre las localidades de tratamiento y de comparación.

Nuestra estimación más conservadora es que bajo el Modelo Urbano se incrementan las tasas de graduación del bachillerato en 27,1 por ciento para las mujeres y 33,5 por ciento para los hombres. No hay evidencia de efectos diferenciados entre los estudiantes según su habilidad académica en línea de base. La elasticidad del precio de la demanda por graduación del bachillerato oscila entre 1 a 1,59, lo que sugiere que la demanda de educación en esta población es elástica respecto de la beca. Con base en las predicciones del modelo presentado en la sección III, este resultado sugiere que los retornos a la escolaridad percibidos por los hogares beneficiarios son positivos.

Un patrón interesante que surge del análisis de diferencias-en-diferencias y los modelos de riesgos es que la tasa de graduación para los estudiantes de la cohorte de 2009 en las localidades de comparación es más baja que en la cohorte del grupo de tratamiento de 2009 y que en la cohorte de 2008. Un análisis año por año del número de años de educación adquirida (Tabla A1) sugiere que esto puede ser el resultado de tasas de deserción sustancialmente más altas durante la escuela secundaria y durante la transición crítica hacia el bachillerato en las localidades de comparación. Dado que la cohorte de 2009 ingresó a la escuela secundaria durante la crisis económica de 2009 en México, especulamos que las becas de monto mayor pueden haber contribuido a mitigar las consecuencias negativas de la recesión de 2009, ayudando a los hogares de ingresos bajos a compensar las oportunidades externas en el mercado laboral y dando una señal con respecto al valor de la educación.

Además de incrementar el monto de las becas en la secundaria y el bachillerato, el Modelo Urbano también eliminó las becas en la educación primaria. El objetivo era que el esquema de becas alternativo fuera neutral en cuanto a costos para el programa *Oportunidades* mediante la reasignación de los fondos de las becas destinadas a los niños en edad de asistir a la escuela primaria, hacia los estudiantes de secundaria y bachillerato. Desafortunadamente, no podemos identificar los efectos del Modelo Urbano sobre la matrícula en la escuela primaria utilizando las fuentes de datos administrativos disponibles, pues los resultados para los niños en las localidades de tratamiento no se encuentran registrados en estas bases de datos. Sin embargo, con una matrícula casi universal en la escuela primaria y con base en la evidencia disponible, se considera que los efectos para la matrícula en primaria en el contexto urbano fueron pequeños (Attanasio y Espinosa, 2010 y Espinosa, 2014).

En lo que concierne a la literatura existente sobre los efectos del monto de las becas en el contexto de los programas de transferencias monetarias condicionadas, nuestros resultados muestran efectos de largo plazo sustanciales en la reducción de la deserción escolar y el incremento de la graduación. Dado el momento en que se introdujo el incremento de las becas, que coincidió con una severa crisis económica, se requiere de investigación adicional para evaluar si un esquema alternativo de becas sería costo-efectivo en otros contextos. No obstante, nuestros resultados sugieren que valdría la pena que los programas de TMC reconsideren el esquema de becas óptimo. Introducir ajustes a la estructura de becas, incluidos montos mayores, puede proporcionar un instrumento de política promisorio para mejorar los resultados educativos entre los estudiantes de ingresos bajos.

Referencias

- Alvarez, C., F. Devoto y P. Winters (2008). "Why do Beneficiaries Leave the Safety Net in Mexico? A Study of the Effects of Conditionality on Dropouts". *World Development*, 36(4), abril 2008: 641–658.
- Araujo, M.C., M. Bosch, M. y N. Schady (2016). "Can Cash Transfers Help Households Escape an Inter-Generational Poverty Trap?". *NBER Working Paper 22670*, septiembre 2016. De próxima publicación en *The Economics of Asset Accumulation and Poverty Traps*, Barrett, Carter y Chavas.
- Attanasio, O. y S. Espinosa (2010). "Informe sobre Impactos de la Estimación de Modelos Estructurales". *Instituto Nacional de Salud Pública y Centro de Investigación en Evaluación y Encuestas*, México, manuscrito inédito.
- Attanasio, O., E. Fitzsimons, A. Gómez, D. López, C. Meghir, C. y A. Mesnard (2006). "Child education and work choices in the presence of a conditional cash transfer programme in rural Colombia." *IFS Working Papers W06/01*, enero 2006: 1-59.
- Attanasio, O., C. Meghir, C. y A. Santiago (2012). "Education choices in Mexico: Using a structural model and a randomized experiment to evaluate PROGRESA". *Review of Economic Studies*, 9(1): 37-66.
- Baird, S., C. McIntosh y B. Ozler (2011). "Cash or condition? Evidence from a cash transfer experiment". *Quarterly Journal of Economics*, 126(4): 1709–1753.
- Baird, S., F.H.G. Ferreira, B. Özler y M. Woolcock (2013). "Relative effectiveness of conditional and unconditional cash transfers for schooling outcomes in developing countries: a systematic review". *Campbell Systematic Reviews*, 8: 1–124.
- Bassi, M., M. Busso y J.S. Muñoz (2013). "Is the Glass Half Empty or Half Full? School Enrollment, Graduation, and Dropout Rates in Latin America". *IDB Working Paper Series No. IDB-WP-462*, octubre 2013: 1-35.
- Behrman, J.R., S.W. Parker y P.E. Todd (2009). "Schooling Impacts of Conditional Cash Transfers on Young Children: Evidence from Mexico". *Economic Development and Cultural Change*, 57(3): 439–477.
- Behrman, J.R., S.W. Parker y P.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.
- Behrman, J. R. (2010). "Investment in educational inputs and incentives", en D. Rodrik y M. Rosenzweig (eds.). *Handbook of Development Economics*, 5: 4883 – 4975.

Behrman, J.R., S. Parker y P.E. Todd (2009). "Schooling Impacts of Conditional Cash Transfers on Young Children: Evidence from Mexico". *Economic Development and Cultural Change*, 57(3): 439-477.

Berry, J. (2014). "Child Control in Education Decisions: An Evaluation of Targeted Incentives to learn in India". *Journal of Human Resources*, 50(4): 1051-1080.

Bertozzi, S.M. y J.P. Gutiérrez (2013). "Poverty, cash transfers, and risk behaviors". *The Lancet Global Health*, 1(6): e315-e316.

Bourguignon, F., F.H.G. Ferreira y P.G. Leite (2003). "Conditional Cash Transfers, Schooling and Child Labor: Micro-Simulating Bolsa Escola". *World Bank Economic Review*, 17(2): 229-254.

Bursztyn, L. y L. Coffman (2012). "The Schooling Decision: Family Preferences, Intergenerational Conflict, and Moral Hazard in the Brazilian Favelas". *Journal of Political Economy*, 120(3): 359-397.

Cameron, L. (2009). "Can a public scholarship program successfully reduce school drop-outs in a time of economic crisis? Evidence from Indonesia". *Economics of Education Review*, 28(3): 308 – 317.

Cattaneo, M. (2010). "Efficient semiparametric estimation of multi-valued treatment effects under ignorability". *Journal of Econometrics*, 155(2): 138 –154.

Chapman, D. W. y S. Mushlin (2008). "Do girls' scholarship programs work? Evidence from two countries". *International Journal of Educational Development*, 28(4): 460 – 472.

CNO-DGIGAE (2012). "Causales de no ser becario: jóvenes pertenecientes a familias beneficiarias del Programa Oportunidades entre 12 y 21 años de edad". Informe final. Coordinación Nacional del Programa de Desarrollo Humano Oportunidades, Dirección General de Información Geoestadística, Análisis y Evaluación. Documento clasificado.

Cox, D.R. (1972). "Regression Models and Life-Tables". *Journal of the Royal Statistical Society*, 34(2): 187-220.

Dávila-Lárraga, L. (2016). "¿Cómo funciona Prospera? Mejores prácticas en la implementación de Programas de Transferencias Monetarias Condicionadas en América Latina y el Caribe". *IDB Technical Note IDB-TN-971*, abril 2016: 1-99.

De Brauw, A. y J. Hoddinott (2011). "Must conditional cash transfer programs be conditioned to be effective? The impact of conditioning transfers on school enrollment in Mexico". *Journal of Development Economics*, 96(2): 359 – 370.

De Janvry, A. y E. Sadoulet (2006). "Making Conditional Cash Transfer Programs More Efficient: Designing for Maximum Effect of the Conditionality". *The World Bank Economic Review*, 20(1): 1–29.

De Janvry, A., F. Finan, E. Sadoulet y R. Vakis (2006). "Can conditional cash transfer programs serve as safety nets in keeping children at school and from working when exposed to shocks?". *Journal of Development Economics*, 79(2): 349 – 373.

Espinosa, S. (2014). "Intended and unintended incentives in social protection programmes: evidence from Colombia and Mexico". Tesis doctoral, University College London.

Filmer, D. y N. Schady (2011). "Does more cash in conditional cash transfer programs always lead to larger impacts on school attendance?". *Journal of Development Economics*, 96(1): 150 – 157.

Filmer, D. y N. Schady (2008). "Getting Girls into School: Evidence from a Scholarship Program in Cambodia". *Economic Development and Cultural Change*, 56: 581-617.

Fiszbein, A., N. Schady, F.H.G. Ferreira, M. Grosh, N. Keleher, P. Olinto y E. Skoufias (2009). "Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty". Washington, DC: World Bank.

Galiani, S. y P.J. McEwan (2013). "The heterogeneous impact of conditional cash transfers". *Journal of Public Economics*, 103:85 –96.

Garcia, S. y J. Saavedra (2017). "Educational impacts of cost-effectiveness of cash transfer programs in developing countries: a meta-analysis". *NBER Working Paper* 23596.

Gitter, S. R. y B. Barham (2007). "Women's power, conditional cash transfers, and schooling in Nicaragua". *The World Bank Economic Review*, 22(2): 271–290.

Glewwe, P. y A.L. Kassouf (2012). "The impact of the 'bolsa escolar familia' conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil". *Journal of Development Economics*, 97(2): 505 – 517.

González-Flores, M., M. Heracleous y P. Winters (2012). "Leaving the Safety Net: An Analysis of Dropouts in an Urban Conditional Cash Transfer Program". *World Development*, 40(12): 2505–2521.

Handa, S. y B. Davis (2006). "The experience of conditional cash transfers in Latin America and the Caribbean". *Development Policy Review*, 24(5): 513-536.

Hungford, T. y G. Solon (1987). "Sheepskin Effects in the Returns to Education". *The Review of Economics and Statistics*, 69(01): 175-177.

INEE (Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (México) (2014). "Panorama Educativo de México Indicadores del Sistema Educativo Nacional 2009 - Educación Media Superior". Disponible en:

<http://publicaciones.inee.edu.mx/buscadorPub/P1/B/112/P1B112.pdf>

INEE (Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (México) (2016). "La educación obligatoria en México". Informe 2016. Disponible en:

<http://publicaciones.inee.edu.mx/buscadorPub/P1/I/241/P1I241.pdf>

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (México) (2013). "Anuario estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 2012". INEGI, México.

Jaeger, D. y M. Page (1996). "Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education". *The Review of Economics and Statistics*, 78(5): 733-740

J-PAL (2013). "J-PAL Youth Initiative Review Paper". Cambridge, MA, Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab.

Kremer, M., E. Miguel y R. Thornton (2009). "Incentives to Learn". *The Review of Economics and Statistics*, 91(3): 437-456.

Lee, David (2002). "Trimming for Bounds on Treatment Effects with Missing Outcomes". *NBER Working Paper No. t0277*, junio 2002: 1-19.

Lun Wong, H., R. Luo, L. Zhang y S. Rozelle (2013). "The impact of vouchers on preschool attendance and elementary school readiness: A randomized controlled trial in rural China". *Economics of Education Review*, 35: 53 – 65.

Minnis, A., E. Van Dommelen-González, E. Luecke, W. Dow, S. Bautista-Arredondo y N. S. Padian (2014). "Yo Puedo - A Conditional Cash Transfer and Life Skills Intervention to Promote Adolescent Sexual Health: Results of a Randomized Feasibility Study in San Francisco". *Journal of Adolescent Health*, 55(1):85-92.

Molina-Millan, T., T. Barham, K. Macours, J. A. Maluccio y M. Stampini (2016). "Long-Term Impacts of Conditional Cash Transfers in Latin America: Review of the Evidence". *IDB Working Paper Series IDB-WP-732*, October 2016: 1-34.

Morales-Ramos, E. (2011). "Los Rendimientos de la Educación en México". *Documentos de Investigación-Banco de México*, No. 2011-07: 1-29.

OECD (2017). "Education at a Glance 2017: OECD Indicators". *OECD Publishing*, París, septiembre 2017.

Oportunidades (2009). "Lineamientos del Modelo Alternativo de Gestión y Atención del Programa Oportunidades en Zonas Urbanas para el ejercicio fiscal 2010". Documento aprobado durante el 52 Comité Técnico de Coordinación Nacional de Prospera, diciembre 2009.

Ordaz, J. L. (2007). "México: Capital Humano e Ingresos. Retornos a la Educación, 1994-2005". *CEPAL, Estudios y Perspectivas*, México, D.F: 1-70.

Parker, S., L. Rubalcava y G. Teruel (2008). "Evaluating Conditional Schooling and Health Programs", en T. P. Schultz y J. A. Strauss (eds.). *Handbook of Development Economics*, 4: 3963 – 4035.

Ponce, J. y A. 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 – 125.

Slavin, R. E. (2010). "Can financial incentives enhance educational outcomes? Evidence from international experiments". *Educational Research Review*, 5(1): 68 – 80.

Todd, J. E., P. Winters y G. Stecklov (2012). "Evaluating the impact of conditional cash transfer programs on fertility: the case of the 'red de protección social' in Nicaragua". *Journal of Population Economics*, 25(1): 267–290.

Todd, J. E. y P. Winters (2011). "The effect of early interventions in health and nutrition on on-time school enrollment: Evidence from the PROSPERA program in rural Mexico". *Economic Development and Cultural Change*, 59(3): 549–581.

Yoong, J., L. Rabinovich y S. Diepeveen (2012). "The impact of economic resource transfers to women versus men: a systematic review". Informe técnico, Londres: EPPI-Centre, Social Science Research Unit, Institute of Education, University of London, julio 2012.

Tablas y Figuras

Tabla 1: Becas educativas de Oportunidades (2015-2017)

Grado	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<u>Mujeres</u>				<u>Hombres</u>			
	Beca tradicional (MXN)	Beca Modelo Urbano (MXN)	Diferencia	% incremento bajo Modelo Urbano	Beca tradicional (MXN)	Beca Modelo Urbano (MXN)	Diferencia	% incremento bajo Modelo Urbano
7°	540	675	135	0,25	515	640	125	0,24
8°	600	735	135	0,23	540	680	140	0,26
9°	660	805	145	0,22	570	715	145	0,25
10°	990	1.365	375	0,38	865	1.225	360	0,42
11°	1.055	1.365	310	0,29	925	1.225	300	0,32
12°	1.120	1.365	245	0,22	980	1.225	245	0,25
Beca grad. Promedio todos los grados	4.890	6.333	1.443	0,30	4.890	6.333	1.443	0,30
	827,5	1051,67	224,17	0,27	732,5	951,67	219,17	0,30

Fuente: Prospera

(https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/206673/MONTOS_MENSUALES_PRIMER_SEMESTRE_2017.pdf), consultado el 8 de noviembre de 2017). Las becas se pagan cada dos meses durante un periodo de 10 meses, en un máximo de 5 transferencias por año condicionadas al cumplimiento de las corresponsabilidades. La beca de graduación corresponde a la que otorga "Jóvenes con Oportunidades".

Tabla 2: Balance previo al tratamiento (2007-2008)

VARIABLES	Mujeres			Hombres		
	Δ Tratam	Δ Control	Dif-en-dif	Δ Tratam	Δ Control	Dif-en-dif
Salida oficial de las TMC	-0,025 (0,011)	-0,015 (0,014)	-0,009 (0,018)	-0,028 (0,014)	-0,018 (0,019)	-0,010 (0,024)
Salida del panel de las TMC	0,010 (0,033)	-0,055 (0,017)	0,065* (0,037)	-0,014 (0,028)	-0,015 (0,020)	0,002 (0,035)
Beca de graduación	0,007 (0,030)	0,048 (0,017)	-0,041 (0,034)	0,021 (0,025)	0,003 (0,021)	0,018 (0,033)
Prueba de graduación	-0,046 (0,032)	0,030 (0,022)	-0,076* (0,034)	-0,008 (0,032)	-0,020 (0,023)	0,011 (0,040)
Edad	-0,024 (0,057)	-0,093 (0,033)	0,069 (0,066)	0,024 (0,056)	-0,119 (0,036)	0,143** (0,067)
Nivel educativo del padre (años)	-0,361 (0,245)	0,183 (0,114)	-0,544** (0,270)	-0,002 (0,196)	0,094 (0,113)	-0,096 (0,226)
Nivel educativo de la madre (años)	0,226 (0,252)	0,502 (0,163)	-0,276 (0,030)	0,276 (0,205)	0,443 (0,158)	-0,167 (0,259)
Tamaño del hogar	-0,041 (0,101)	-0,121 (0,175)	0,080 (0,202)	0,081 (0,116)	-0,184 (0,148)	0,265 (0,188)
Vivienda propia	-0,020 (0,047)	-0,124 (0,038)	0,104* (0,061)	0,033 (0,040)	-0,14 (0,036)	0,173*** (0,054)
Número de habitaciones	0,114 (0,047)	-0,037 (0,072)	0,151* (0,086)	0,119 (0,056)	-0,017 (0,047)	0,135* (0,073)
Servicio sanitario	0,041 (0,031)	0,025 (0,017)	0,016 (0,035)	0,067 (0,032)	0,015 (0,018)	0,051 (0,037)
Agua	0,085 (0,037)	0,077 (0,036)	0,008 (0,051)	0,098 (0,038)	0,074 (0,032)	0,024 (0,050)
Electricidad	0,009 (0,016)	0,020 (0,011)	-0,011 (0,020)	0,039 (0,013)	0,017 (0,009)	0,022 (0,016)
Gas doméstico	-0,080 (0,046)	-0,040 (0,025)	-0,040 (0,052)	-0,100 (0,043)	-0,037 (0,025)	-0,062 (0,050)
Refrigerador	-0,027 (0,037)	0,002 (0,032)	-0,029 (0,049)	0,009 (0,036)	0,007 (0,026)	0,003 (0,044)
Lavadora	0,009 (0,016)	-0,002 (0,009)	0,011 (0,018)	0,010 (0,019)	0,006 (0,007)	0,004 (0,020)
VCR	0,032 (0,035)	0,054 (0,017)	-0,022 (0,039)	0,064 (0,026)	0,052 (0,018)	0,013 (0,032)
Teléfono	-0,016 (0,021)	-0,031 (0,016)	0,016 (0,026)	-0,043 (0,023)	-0,024 (0,015)	-0,019 (0,028)
Vehículo	0,014 (0,015)	0,008 (0,008)	0,006 (0,017)	0,011 (0,018)	0,002 (0,007)	0,009 (0,019)

Nota: Los errores estándar (entre paréntesis) están corregidos por conglomerado a nivel de localidad. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Tabla 3: Modelos Diferencias-en-diferencias y de riesgos

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<u>Mujeres</u>				<u>Hombres</u>			
	Proxies deserción (Secundaria)	Proxies deserción (Secundaria)	Proxies graduación (Bachillerato)	Proxies graduación (Bachillerato)	Proxies deserción (Secundaria)	Proxies deserción (Secundaria)	Proxies graduación (Bachillerato)	Proxies graduación (Bachillerato)
	Salida oficial TMC	Salida panel TMC	Beca graduación	Prueba graduación	Salida oficial TMC	Salida panel TMC	Beca graduación	Prueba graduación
Tiempo tratam*	-0,024** (0,010)	-0,144*** (0,032)	0,114*** (0,034)	0,092*** (0,034)	-0,041*** (0,013)	-0,111*** (0,032)	0,086*** (0,029)	0,086** (0,035)
Tratamiento	-0,009 (0,008)	0,045* (0,026)	-0,010 (0,027)	0,020 (0,030)	0,004 (0,011)	0,024 (0,027)	0,003 (0,024)	0,013 (0,029)
Tiempo	0,017** (0,007)	-0,005 (0,022)	-0,088*** (0,021)	0,094*** (0,020)	0,016** (0,008)	-0,036* (0,019)	-0,079*** (0,016)	-0,076*** (0,020)
Cociente riesgo 20095	0,979 (0,052)	0,547*** (0,088)	1,600*** (0,228)	1,448*** (0,125)	0,870*** (0,045)	0,483*** (0,070)	1,725*** (0,231)	1,518*** (0,154)
Elasticidad (Dif-dif)	-2,60	-0,95	1,59	1,00	-2,85	-0,62	1,44	1,12
Media control	0,040	0,655	0,264	0,339	0,057	0,712	0,199	0,256
Observaciones	10.049	10.049	10.049	8.431	9.853	9.853	9.853	8.485
p-valor tend prev	0,542	0,243	0,752	0,128	0,006	0,673	0,990	0,620
R-cuadrado	0,014	0,069	0,052	0,072	0,017	0,068	0,042	0,054

Nota: Todas las regresiones incluyen sexo, edad, nivel educativo de los padres y atributos del hogar. La muestra de las columnas (4) y (8) incluye únicamente a los estudiantes con CURP. Los errores estándar (entre paréntesis) están corregidos por conglomerado a nivel de localidad. Los errores estándar del modelo de riesgo (entre paréntesis) están corregidos por conglomerado a nivel de localidad. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%. La elasticidad del precio de la demanda por deserción está calculada con el promedio del incremento del monto de las becas de secundaria: 23% para las mujeres y 25% para los hombres. La elasticidad del precio de la demanda por graduación está calculada con el promedio del incremento del monto de las becas en secundaria y bachillerato: 27% para las mujeres y 30% para los hombres.

Tabla 4: Análisis de tendencias previas

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<u>Mujeres</u>				<u>Hombres</u>			
	Proxies deserción (Secundaria)	Proxies deserción (Secundaria)	Proxies graduación (Bachillerato)	Proxies graduación (Bachillerato)	Proxies deserción (Secundaria)	Proxies deserción (Secundaria)	Proxies graduación (Bachillerato)	Proxies graduación (Bachillerato)
	Salida oficial TMC	Salida panel TMC	Beca graduación	Prueba graduación	Salida oficial TMC	Salida panel TMC	Beca graduación	Prueba graduación
Tratam*20075	0,029 (0,034)	0,108 (0,123)	0,024 (0,104)	-0,081 (0,126)	0,005 (0,044)	-0,003 (0,107)	0,004 (0,094)	-0,003 (0,134)
Tratam*20076	0,030 (0,041)	-0,037 (0,135)	0,079 (0,110)	-0,018 (0,160)	-0,013 (0,055)	-0,09 (0,138)	0,020 (0,123)	0,047 (0,163)
Tratam*20081	0,070 (0,070)	0,052 (0,158)	0,105 (0,141)	-0,113 (0,198)	0,079 (0,077)	-0,040 (0,139)	0,022 (0,124)	-0,004 (0,162)
Tratam*20082	0,094 (0,072)	0,084 (0,209)	0,156 (0,182)	-0,063 (0,210)	-0,132 (0,097)	0,141 (0,165)	-0,042 (0,165)	0,094 (0,223)
Tratam*20083	-0,069 (0,082)	0,163 (0,208)	0,036 (0,199)	-0,008 (0,217)	0,082 (0,133)	0,070 (0,250)	-0,090 (0,230)	0,329 (0,231)
Tratam*20085	0,013 (0,028)	0,156 (0,119)	-0,007 (0,101)	-0,127 (0,136)	0,016 (0,042)	-0,053 (0,108)	0,037 (0,098)	0,000 (0,129)
Tratam*20091	-0,025 (0,047)	0,127 (0,157)	0,001 (0,128)	-0,238 (0,155)	-0,002 (0,070)	-0,056 (0,114)	-0,016 (0,111)	-0,090 (0,149)
Media control	0,041	0,681	0,261	0,345	0,059	0,725	0,216	0,282
Observaciones	7.568	7.568	7.568	6.387	7.521	7.521	7.521	6.546
F-prueba	0,865	1,441	0,586	0,752	0,708	0,841	0,314	0,716
F-p-valor	0,534	0,534	0,534	0,534	0,534	0,534	0,534	0,534
R-cuadrado	0,010	0,035	0,031	0,050	0,010	0,032	0,024	0,036

Nota: Todas las regresiones incluyen los efectos fijos de bimestre y localidad. La muestra de las columnas (4) y (8) incluye únicamente a los estudiantes con CURP. Los errores estándar (entre paréntesis) están corregidos por conglomerado a nivel de localidad. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Tabla 5: Prueba de falsificación (periodo previo al tratamiento)

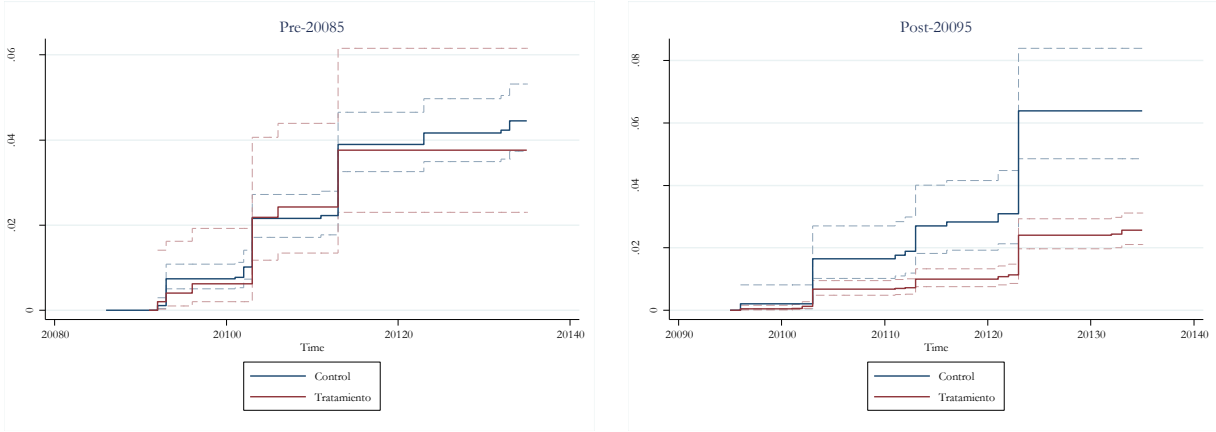
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
			Mujeres				Hombres	
	Proxies deserción (Secundaria)		Proxies graduación (Bachillerato)		Proxies deserción (Secundaria)		Proxies graduación (Bachillerato)	
	Salida oficial TMC	Salida panel TMC	Beca graduación	Prueba graduación	Salida oficial TMC	Salida panel TMC	Beca graduación	Prueba graduación
Tiempo tratam*	-0,013 (0,017)	0,051 (0,034)	-0,034 (0,033)	-0,064* (0,036)	-0,015 (0,022)	-0,017 (0,033)	0,033 (0,032)	0,023 (0,038)
Tratamiento	0,006 (0,016)	0,004 (0,031)	0,018 (0,025)	0,084*** (0,031)	0,017 (0,020)	0,044 (0,032)	-0,030 (0,028)	-0,010 (0,033)
Tiempo	-0,015 (0,014)	-0,052*** (0,015)	0,042** (0,016)	0,016 (0,021)	-0,016 (0,019)	-0,014 (0,019)	0,002 (0,019)	-0,022 (0,021)
Cociente riesgo 20085	1,185*** (0,076)	0,862 (0,219)	0,963 (0,113)	1,067 (0,098)	1,120* (0,071)	1,158 (0,235)	1,058 (0,132)	1,082 (0,122)
Media control	0,041	0,674	0,267	0,350	0,060	0,724	0,215	0,280
Observaciones	6.603	6.603	6.603	5.584	6.558	6.558	6.558	5.736
R-cuadrado	0,015	0,060	0,054	0,088	0,017	0,050	0,038	0,047

?

Nota: Todas las regresiones incluyen sexo, edad, nivel educativo de los padres y atributos del hogar. La muestra de las columnas (4) y (8) incluye únicamente a los estudiantes con CURP. Los errores estándar (entre paréntesis) están corregidos por conglomerado a nivel de localidad. Los errores estándar del modelo de riesgo (entre paréntesis) están corregidos por conglomerado a nivel de localidad. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Figura 1: Estimación Nelson- Aalen de la función de riesgo acumulativa para las deserciones
Mujeres

Salida oficial TMC



Salida de panel TMC

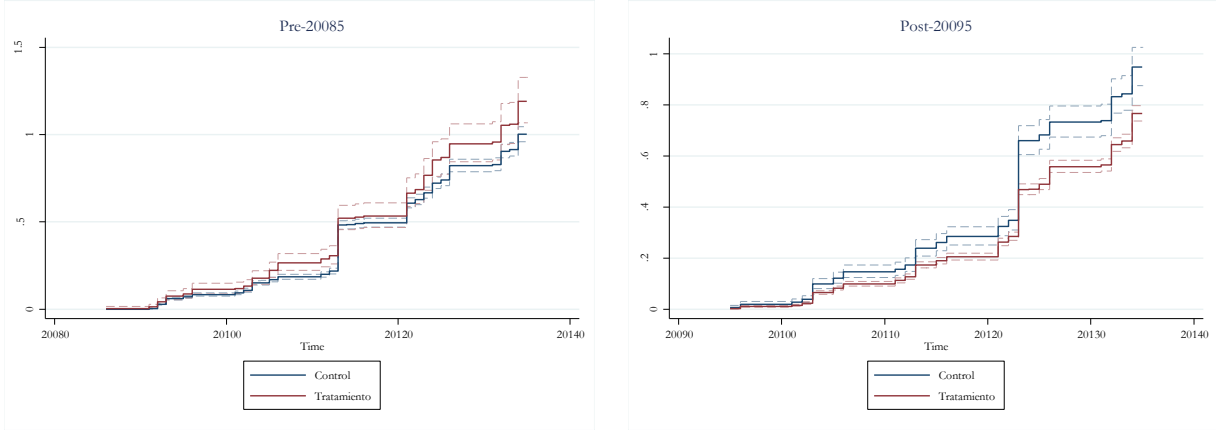
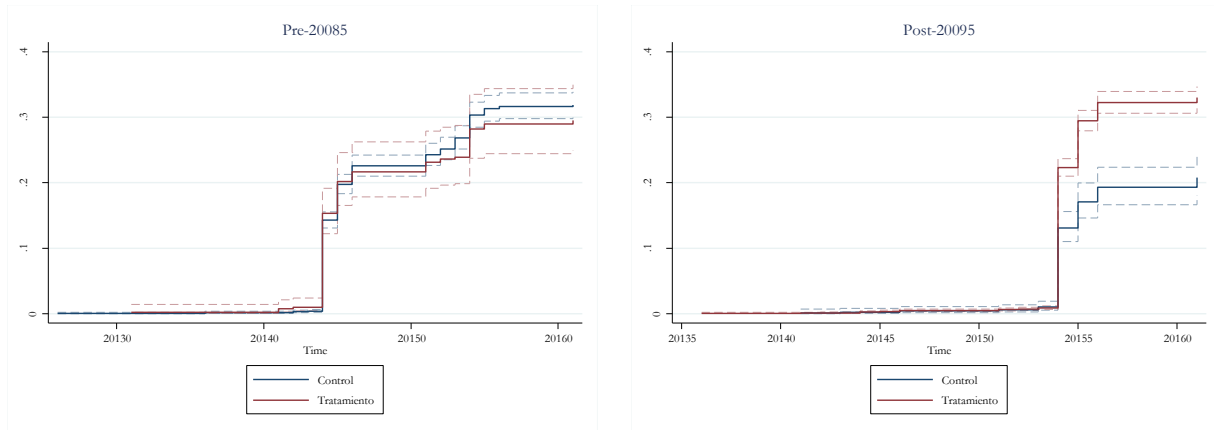


Figura 2: Estimación Nelson- Aalen de la función de riesgo para la graduación
Mujeres

Beca de graduación



ENLACE

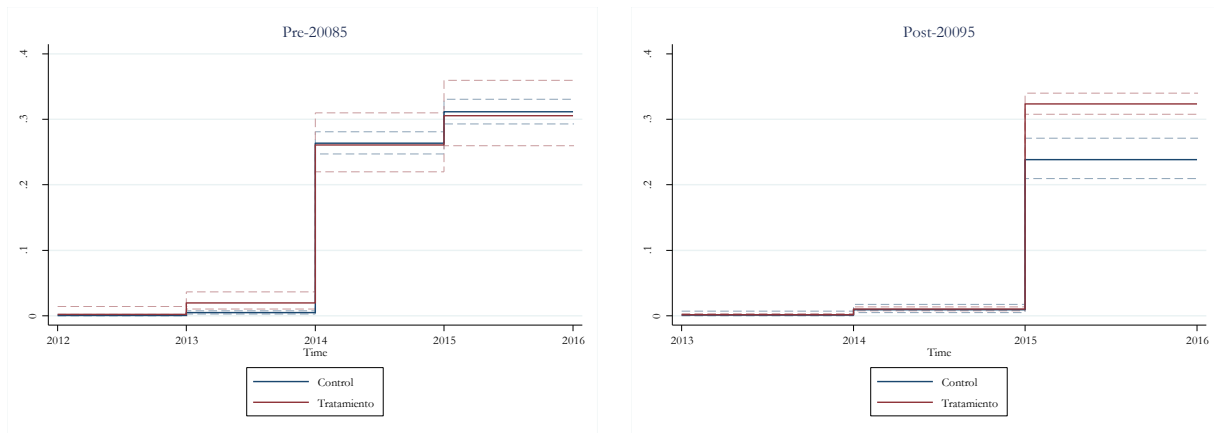
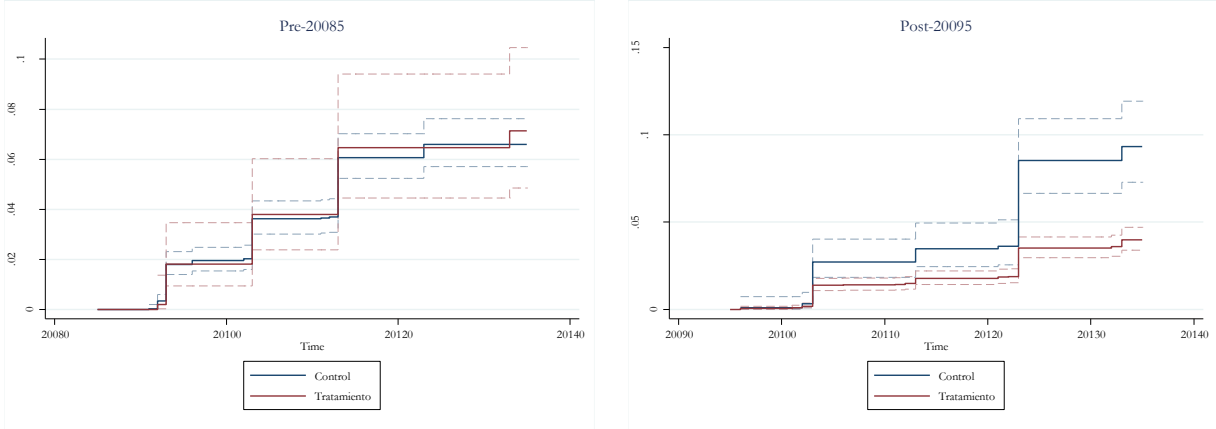


Figura 3: Estimación Nelson- Aalen de la función de riesgo acumulativa para las deserciones
Hombres

Salida oficial TMC



Salida de panel TMC

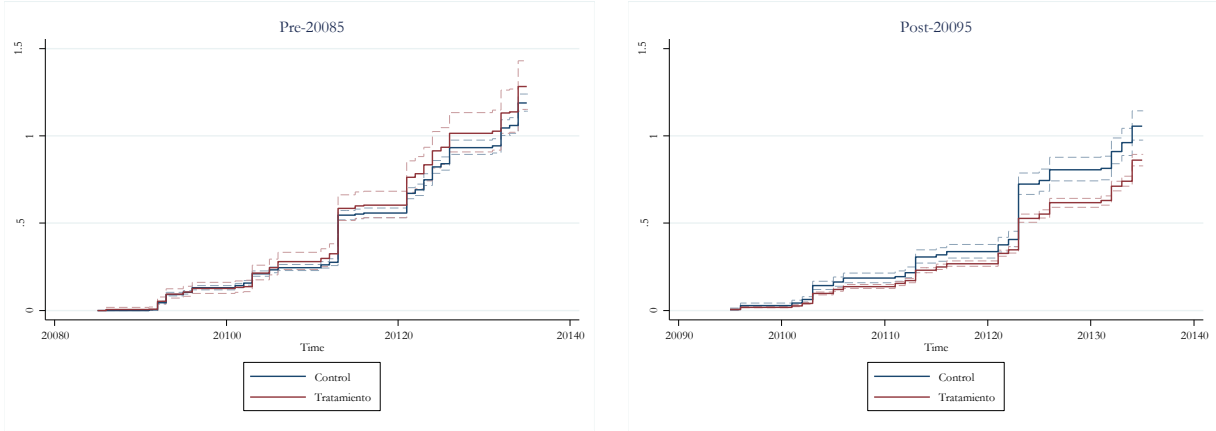
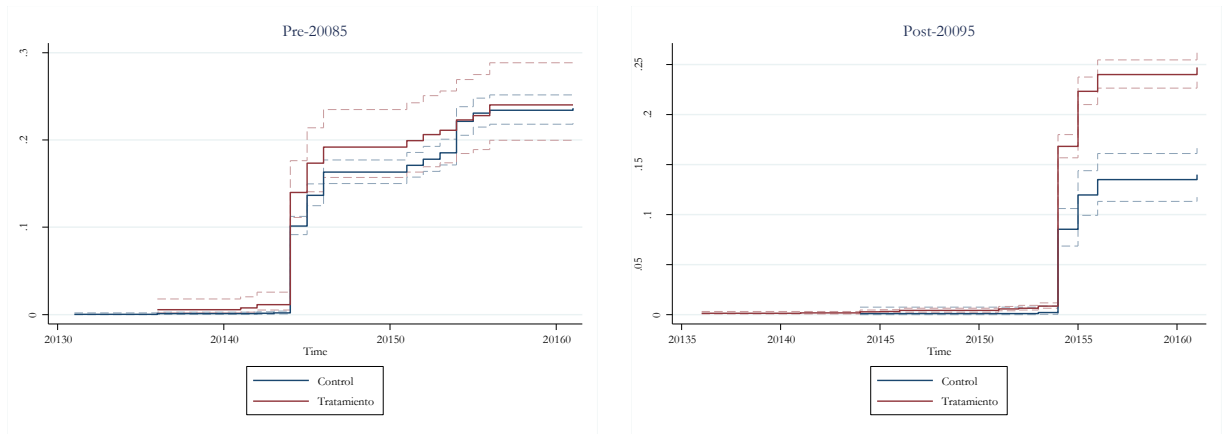


Figura 4: Estimación Nelson- Aalen de la función de riesgo para la graduación
Hombres

Beca de graduación



ENLACE

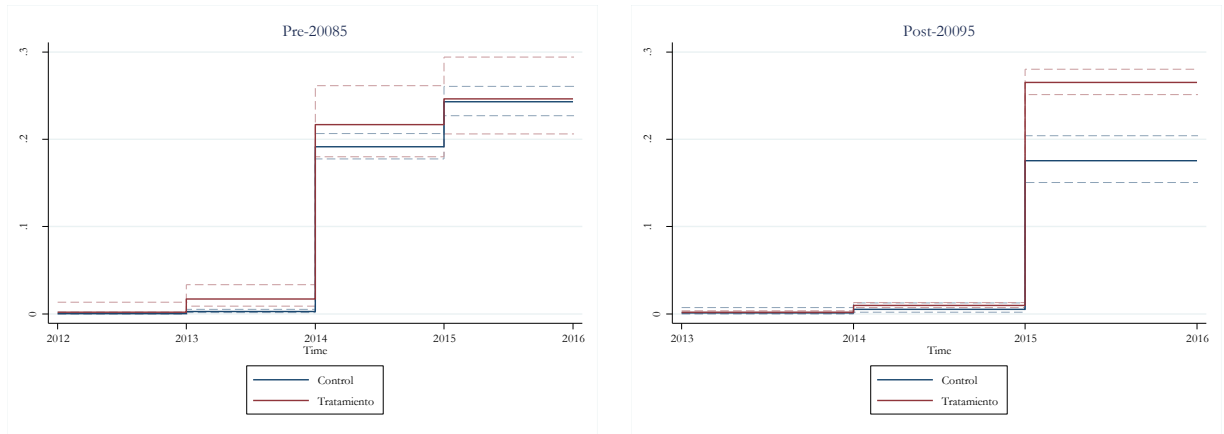


Figura 5: Heterogeneidad del impacto del Modelo Urbano en la graduación del bachillerato (prueba de graduación) por línea de base de la prueba ENLACE (percentil en el primer año de secundaria)

Mujeres

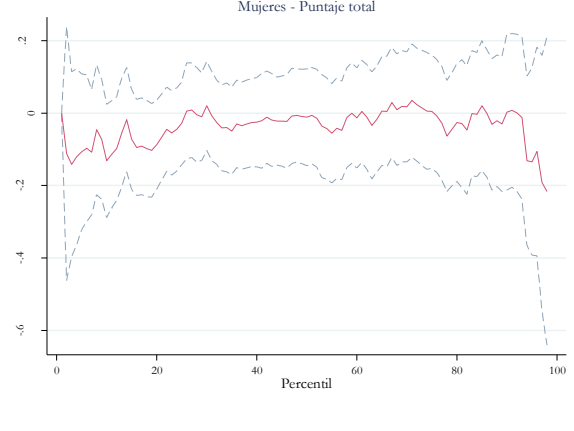
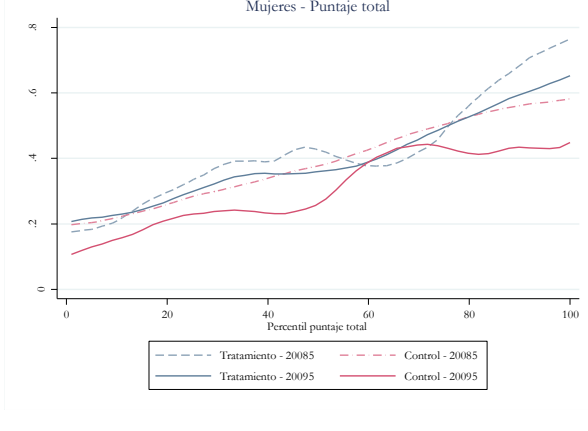
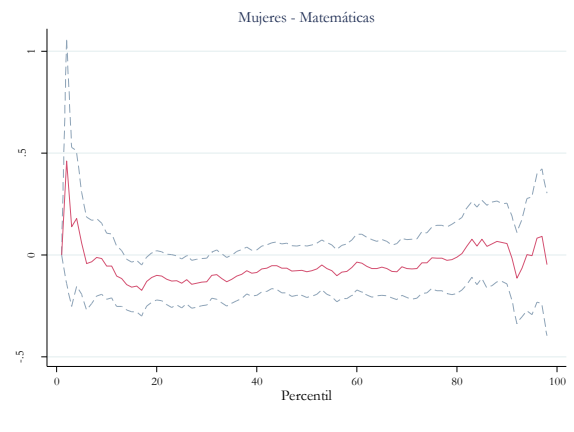
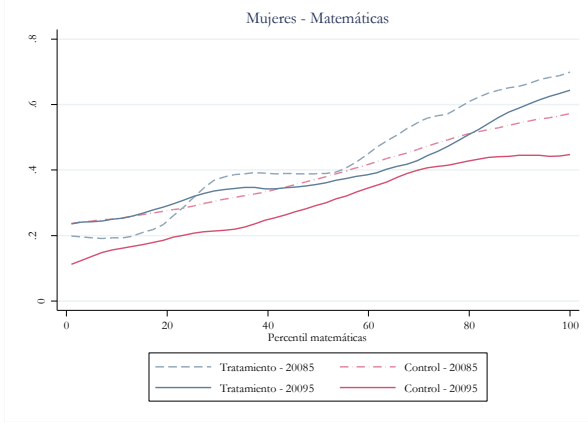
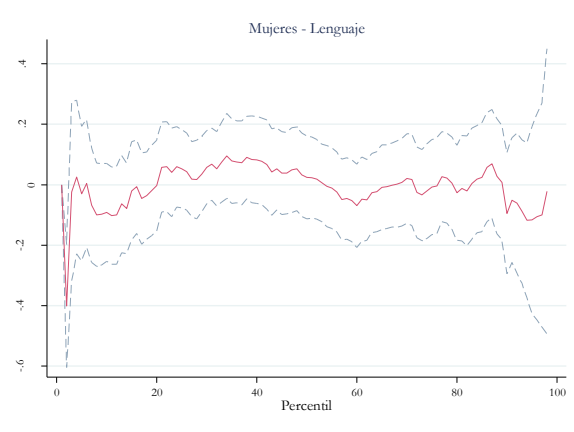
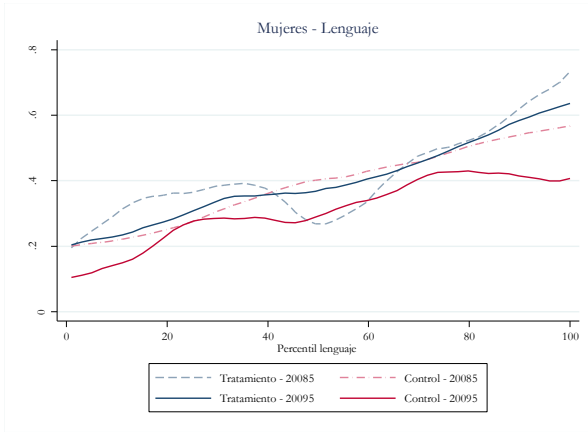
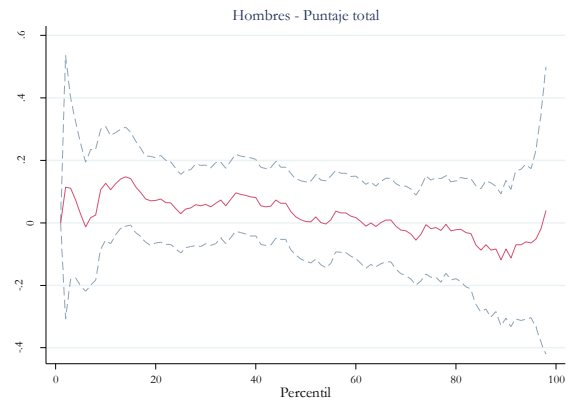
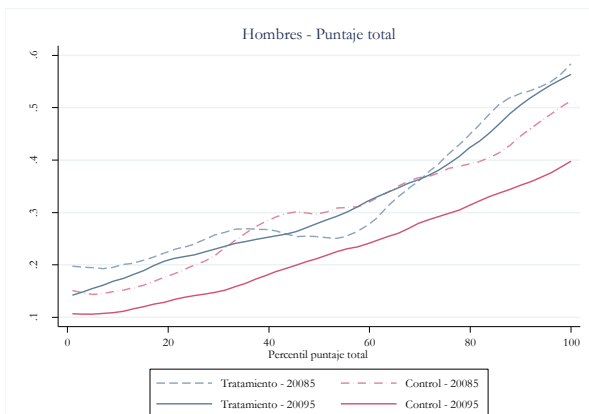
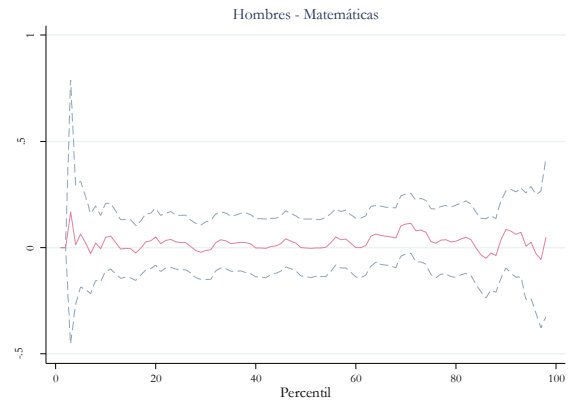
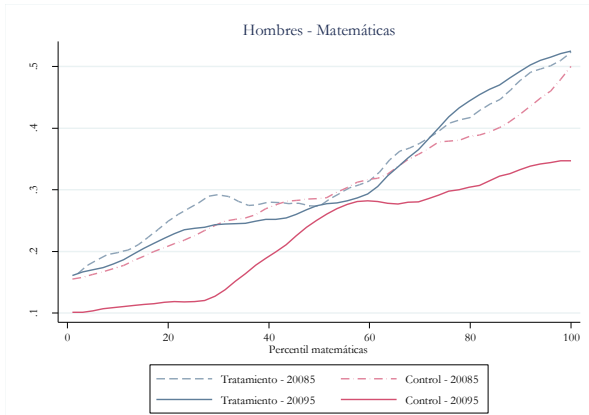
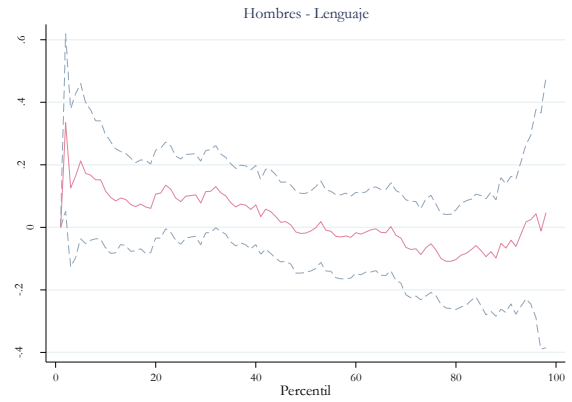
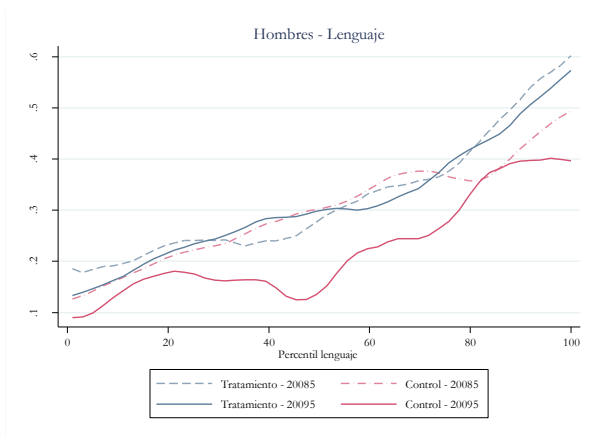


Figura 6: Heterogeneidad del impacto del Modelo Urbano en la graduación del bachillerato (prueba de graduación) por línea de base de la prueba ENLACE (percentil en el primer año de secundaria)

Hombres



Apéndice

Tabla A1: Distribución de años de escolaridad para las cohortes previas y posteriores a la intervención

Años de escolaridad	20085 (PRE)		20095 (POST)	
	T	C	T	C
6	7,88	8,22	8,26	12,17
7	10,51	9,65	10,88	13,83
8	24,32	25,00	19,15	26,98
9	14,59	12,95	12,67	9,48
10	5,45	6,64	5,86	6,42
11	2,53	2,60	8,36	6,94
12	34,73	34,94	34,81	24,18
Promedio años escolaridad	9,46	9,48	9,61	9,02

Tabla A2: Años de escolaridad estimados bajo el Modelo Urbano

VARIABLES	Años de escolaridad	
	(1)	(2)
Tiempo tratam*	0,616*** (0,117)	0,671*** (0,127)
Tratamiento	-0,019 (0,104)	-0,004 (0,112)
Tiempo	-0,460*** (0,077)	-0,586*** (0,082)
Media control	9,379	9,254
Observaciones	19.902	17.744
R-cuadrado	0,006	0,007

Nota: Los errores estándar (entre paréntesis) están corregidos por conglomerado a nivel de localidad. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tabla A3: Análisis de costo-efectividad de las becas del Modelo Urbano para la secundaria y el bachillerato

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Valor presente transferencias incrementadas del Modelo urbano (2016). Tasa interés = 12%.	Estimación de años adicionales de escolaridad bajo Modelo Urbano (Tabla A2)	Valor de año adicional de escolaridad (retorno de 8%; salario mínimo en 2016 de 73,04 pesos por día (INEGI)	Retorno anual al Modelo Urbano [2*3]	Años de empleo (18 a 65 años de edad) - se asume discontinuidad en la educación	Valor presente neto de los retornos al Modelo Urbano (2016). Tasa descuento = 12%.	Relación beneficio-costeo [6/1]
Retorno esperado para las mujeres beneficiarias (43,1% graduación del bachillerato)	\$6.372,34	0,671	\$3.556,21	\$1.707,34	47	\$14.158,66	2,222
Retorno esperado para los hombres beneficiarios (34,2% graduación del bachillerato)	\$5.670,80	0,671	\$3.497,18	\$1.601,15	47	\$13.278,08	2,341

Tabla A4. Análisis de sensibilidad del costo-efectividad

	Análisis de sensibilidad - VPN con la mitad de años de empleo (23.5)	Relación beneficio-costo con 23,5 años de empleo	Análisis de sensibilidad - VPN al límite inferior de la estimación de los años adicionales de escolaridad (95% CI)	Relación beneficio-costo en el límite inferior del intervalo de confianza al 95% de los impactos del programa en la educación
Retorno esperado para las mujeres beneficiarias (43,1% graduación de secundaria)	\$13.235,82	2,08	\$12.445,22	1,95
Retorno esperado para los hombres beneficiarios (34,2% graduación de secundaria)	\$12.412,63	2,19	\$12.238,62	2,16