

DOCUMENTO DE TRABAJO DEL BID N° IDB-WP-1036

Centros infantiles públicos y costo-efectivos benefician a niños y madres en un país de bajos ingresos

Andrés Hojman
Florescia López Boo

Banco Interamericano de Desarrollo
División de Protección Social y Salud

Agosto 2019

Centros infantiles públicos y costo-efectivos benefician a niños y madres en un país de bajos ingresos

Andrés Hojman
Florecia López Boo

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo
Hojman, Andrés.

Centros infantiles públicos y costo-efectivos benefician a niños y madres en un país de
bajos ingresos / Andrés Hojman, Florencia López Boo.

p. cm. — (Documento de trabajo del BID ; 1036)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Day care centers-Nicaragua. 2. Child care services-Government policy-Nicaragua.

I. López Boo, Florencia. II. Banco Interamericano de Desarrollo. División de Protección
Social y Salud. III. Título. IV. Serie.

IDB-WP-1036

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2019 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

<https://www.iadb.org/es/proteccionsocial>

Centros infantiles públicos y costo-efectivos benefician a niños y madres en un país de bajos ingresos*

Andrés Hojman[†]
Escuela de Gobierno
Universidad Católica de Chile

Florencia López Boo[‡]
Banco Interamericano de Desarrollo

Resumen

En este documento se evalúan los impactos de un programa público que introdujo el acceso a centros de cuidado infantil de medio tiempo para niños menores de cuatro años en las áreas urbanas pobres de Nicaragua. Exploramos los efectos de este programa en varias medidas de resultado de los niños y de los padres. Nuestra estrategia de identificación aprovecha la aleatorización original y la distancia a los centros, utilizando Variables Instrumentales (VI) y métodos de Efectos de Tratamiento Marginales (ETM) para abordar el cumplimiento imperfecto con las asignaciones de tratamiento originales. Presentamos un modelo teórico para racionalizar nuestros supuestos de VI. Encontramos un impacto positivo de 0,35 desviaciones estándar en las destrezas sociales personales y un impacto de 14 puntos porcentuales en la participación laboral de las madres. Encontramos, asimismo, evidencia que sugiere que la calidad es sumamente importante para los impactos a nivel del niño, pero no a nivel de la madre.

* Códigos JEL: C21, I28, I38. Palabras clave: Estudio experimental, Desarrollo Infantil Temprano, Cuidado infantil, América Latina, Participación materna en la fuerza laboral, Calidad. Agradecemos a Emannuelle Sánchez-Monin y Meri Hellaranta, que dirigieron la implementación del programa, así como a Ciro Avitabile, quien participó en algunas etapas de diseño del estudio. Quisiéramos también expresar nuestro reconocimiento al personal técnico y al ministro del MIFAN por su apoyo, y al equipo del CIASES por su trabajo de recolección de datos. Agradecemos igualmente la excelente asistencia en la investigación de Mayaris Cubides, Pedro Dosque y Sebastián Montero. También los importantes comentarios de Samuel Berlinski y los de quienes participaron en los seminarios del BID (abril 2019), LACEA (noviembre 2018) y PUC-Chile (diciembre 2018). Agradecemos a Alejandra Adoum por la traducción y Maria de la Paz Ferro por sus revisiones.

Versión original en inglés: <http://dx.doi.org/10.18235/0001849>

[†] andreshojman@uc.cl, Vicuña Mackenna 4860, Santiago, Chile.

[‡] florencial@iadb.org, 1300 New York Avenue, N.W. Washington, D.C. 20577, USA.

1 Introducción

Las brechas en el desarrollo cognitivo entre los niños de hogares ricos y pobres pueden ser identificadas a una edad temprana y se amplían a medida que los niños crecen, como se demuestra en estudios realizados en Estados Unidos y en la región de América Latina y el Caribe (ALC en adelante). [Heckman \(2008\)](#) muestra que la diferencia en los puntajes de desarrollo cognitivo de los niños de tres años basados en el nivel educativo de la madre (educación universitaria versus menos que educación secundaria) se aproxima a 1,5 desviaciones estándar, una diferencia que persiste hasta por lo menos los 18 años de edad. [Verdisco et al. \(2016\)](#) encontraron una diferencia de 0,5 desviaciones estándar en el desarrollo del lenguaje y cognitivo al comparar a niños de 24 y 59 meses del quintil más rico y el quintil más pobre en cuatro países de ALC (Nicaragua, Costa Rica, Perú y Paraguay). Resultados similares encuentran [Schady et al. \(2015\)](#) cuando comparan los resultados de la Prueba de Vocabulario de Peabody por cuartil de riqueza en las áreas rurales en cinco países de ALC.

Hay evidencia sustancial de la efectividad de las intervenciones de educación temprana en los países desarrollados. La literatura muestra que el cuidado infantil basado en centros puede tener beneficios sostenidos entre los niños pobres, y cuando la calidad de los centros es alta ([Almond et al., 2018](#); [Duncan y Magnuson, 2013](#); [Elango et al., 2015](#)). La evidencia más sólida proviene de pilotos de pequeña escala dirigidos a poblaciones vulnerables y con intervenciones de alta calidad, tales como el Programa Preescolar Perry ([Heckman et al., 2010](#); [Schweinhart et al., 1993](#); [Schweinhart, 2005](#)) y el programa Abecedarian ([Barnett and Masse, 2007](#); [Campbell et al., 2012, 2014](#)).

Hay también evidencia de los beneficios que reportan las intervenciones de gran escala como Head Start, un programa nacional que alcanza a casi un millón de niños pobres en Estados Unidos ([Carneiro y Ginja, 2014](#); [Kline y Walters, 2016](#)), y programas gubernamentales públicos en España, Alemania y Noruega ([Felfe et al., 2015](#); [Felfe y Lalive, 2018](#); [Drange y Havnes, 2019](#)). También se ha probado que los centros de cuidado infantil pueden no tener efecto ([Carta y Rizzica, 2018](#)) o incluso efectos negativos en algunos niños, como han demostrado estudios recientes sobre cuidado infantil de alta calidad para niños de 0 a 2 años en Boloña ([Fort et al., 2016](#)), Quebec ([Baker et al., 2008, 2015](#); [Kottelenberg y Lehrer, 2017](#)), Estados Unidos ([Herbst and Tekin, 2010](#)) y Dinamarca ([Gupta and Simonsen,](#)

2010), y sobre cuidado infantil universal en Noruega (Havnes y Mogstad, 2015). Los efectos negativos son más probables cuando los niños que asisten a los centros de cuidado infantil no son necesariamente pobres (como en los estudios de Quebec, Noruega y Boloña), de modo que la calidad del cuidado alternativo es comparativamente alta.

Los centros de cuidado infantil usualmente se implementan con el doble objetivo de promover el desarrollo infantil e incrementar la participación femenina en el mercado laboral, lo que sigue siendo un objetivo de política importante, especialmente en ALC, donde la participación de la mujer en el mercado laboral está todavía 30 puntos porcentuales por debajo de la de los hombres (Novta and Wong, 2017).¹ Para la mayoría de los niños en ALC, la alternativa al cuidado en los centros es el cuidado basado en hogares, provisto por los padres u otros familiares (incluidos niños mayores), o el cuidado informal proporcionado por vecinos. La calidad del entorno del hogar varía según los ingresos: los niños de los hogares más ricos tienen más probabilidades de recibir alimentos nutritivos, estimulación cognitiva y un cuidado de apoyo emocional que los niños de hogares más pobres (Berlinski y Schady, 2015; Elango et al., 2015). Por lo tanto, si la calidad de los centros es relativamente alta, trasladar a un niño pobre del cuidado en el hogar al cuidado público, mejorará su entorno. Sin embargo, aunque el acceso al cuidado infantil provisto por el sector público está creciendo rápidamente en ALC, los niños más pequeños y los de hogares más pobres /menos educados tienen menos probabilidades de participar en él (Berlinski y Schady, 2015). Más aún, la calidad de los centros tiende a ser deficiente (Lopez-Boo y Ferro, 2019; Berlinski y Schady, 2015; IADB, 2019).

En nuestro conocimiento, este trabajo es el primer estudio experimental que se haya hecho sobre los efectos de un programa público de cuidado infantil en un país en desarrollo.² Esta evidencia es relevante para los debates de política actual en la región de ALC porque pese a los grandes incrementos en el acceso, la calidad del cuidado infantil no se ha priorizado en la agenda de política pública. Esto contrasta con la evidencia (principalmente de los países

¹ Una revisión del impacto de los centros de cuidado infantil en la participación de las mujeres en el mercado laboral para los países desarrollados se encuentra en Baker et al. (2008) y Baker et al. (en prensa). Para ALC, Paes de Barros et al. (2011), Rosero y Oosterbeek (2011) y Berlinski et al. (2011) (aunque para preescolar) encontraron efectos positivos en la participación laboral femenina debido a una mayor asistencia en Brasil, Ecuador y Argentina, respectivamente.

² El programa atendió aproximadamente a un tercio de los niños de 0 a 4 años de las áreas urbanas más pobres de Nicaragua.

desarrollados) que sugiere que la calidad es un impulsor clave de los efectos positivos del programa en el desarrollo infantil.

Hay pocas evaluaciones convincentes del impacto que tiene el cuidado infantil basado en centros en los resultados de los niños en los países en desarrollo. [Behrman et al. \(2004\)](#) y [Bernal y Fernández \(2013\)](#) evalúan el impacto del cuidado infantil comparando niños con exposición diferenciada en Bolivia y Colombia, respectivamente. Encuentran efectos positivos en la asistencia a los centros de cuidado infantil para algunos grupos, pero no para otros. [Rosero y Oosterbeek \(2011\)](#) utilizan una estrategia de regresión discontinua para evaluar el impacto del cuidado provisto por gobiernos locales o por ONG en Ecuador. Los autores concluyen que los niños que asistieron a centros de cuidado infantil tuvieron resultados sustancialmente más bajos que aquellos que no lo hicieron. [Noboa-Hidalgo y Urzua \(2012\)](#), también encontraron efectos negativos en el desarrollo socioemocional para los niños en Chile. Sin embargo, ninguna de estas evaluaciones se basa en asignaciones aleatorias.

El Programa Urbano (PU) de Nicaragua fue un programa de desarrollo infantil temprano basado en centros y dirigido a familias en condiciones de pobreza extrema, en los barrios urbanos más pobres del país. El diseño de la evaluación asignó aleatoriamente centros (Centros Infantiles Comunitarios, o CICO en adelante) a nivel barrial. Este estudio identifica el impacto que tiene la asistencia a centros en dos resultados que rompen la transmisión intergeneracional de la pobreza: el desarrollo infantil y el trabajo materno. Nuestra estrategia de identificación aprovecha la aleatorización original y la distancia hasta los centros, utilizando métodos de Variables Instrumentales (VI) en un marco de Efectos de Tratamiento Marginales (ETM) para abordar el cumplimiento imperfecto con las asignaciones de tratamiento originales. Presentamos un modelo teórico para racionalizar nuestros supuestos de VI. Una ventaja de nuestro trabajo al compararlo con los diseños Diferencia en Diferencia, que son comunes en la literatura al respecto, es que podemos ajustar la magnitud de nuestros impactos a partir de la participación, lo cual es especialmente importante cuando se comparan los impactos con la literatura previa y a través de subgrupos.

Nuestras estimaciones de VI encuentran efectos estadísticamente significativos de 0,35 desviaciones estándar en el desarrollo social de los niños y un aumento de alrededor de 14 puntos porcentuales en la participación laboral de las madres. No rechazamos la hipótesis

de que estos impactos son homogéneos en la resistencia no observable a participar en el programa. Los impactos son robustos a diferentes especificaciones econométricas. Nuestros efectos principales son más fuertes entre las familias con menor riqueza y entre niños de más edad, lo que coincide con hallazgos previos que constan en esta literatura. Cuando ajustamos nuestras estimaciones con una medida de calidad aplicada por los supervisores de los CICO, los resultados se fortalecen y también encontramos impactos en las habilidades de motricidad fina, un indicador (*proxy*) del desarrollo cognitivo. Estos hallazgos indican que un programa público, implementado a un costo per cápita muy bajo (US\$ 92), puede tener un impacto positivo sustancial en una población muy desfavorecida, al menos en el corto plazo, en dos variables importantes como la participación laboral materna y el desarrollo social personal de los niños. Los hallazgos muestran que ese único impacto pagaría enteramente el programa.

En la Sección 2 se presenta un marco teórico. En la Sección 3 se analiza el contexto y el programa que evaluamos. En la Sección 4 se explica cómo fue diseñada la asignación del programa para propósitos de evaluación. En la Sección 5 se describen los datos. En la Sección 6 se explican las metodologías VI y ETM. En la Sección 7 mostramos nuestros principales resultados. La Sección 8 contiene nuestras conclusiones.

2 Sobre cómo la distancia cambia la decisión de participar en centros de cuidado infantil gratuito

La mayor parte de la literatura teórica que examina la demanda de cuidado infantil se enfoca en el efecto del precio en la decisión de los padres de utilizarlo. Sin embargo, en nuestro escenario (y en muchos otros países) los centros públicos de cuidado infantil son gratuitos. Así, el principal factor de decisión es la ubicación de los centros (respecto del hogar de las familias). Por lo tanto, estudiamos cómo reaccionan las familias ante cambios exógenos en la distancia que deben recorrer para llevar a sus niños a un centro.

Nosotros planteamos este problema desde la perspectiva de las madres, toda vez que son, de lejos, las cuidadoras principales más comunes de los niños de nuestra muestra. Supongamos que la madre maximiza una función de utilidad que aumenta con el consumo, C , que el nivel de capital humano del niño es K , y el tiempo total de la madre en el hogar, H . H puede ser usado para el ocio, para cuidar del niño y para trabajo no comercial. Posiblemente, más de una de esas actividades pueden ser realizadas simultáneamente. Tanto

la madre como el niño tienen limitaciones de tiempo. Cada uno de ellos dispone del mismo tiempo total en el día. La madre puede usar su tiempo en el hogar, desempeñando trabajo remunerado, $L \in \{0, 1\}$ o desplazándose al centro de cuidado infantil. D es una variable binaria que indica la asistencia del niño al centro de cuidado. El número de horas que el niño pasa en el centro (si es que asiste) es y , que es el mismo para todos los niños y tiene la misma duración de un día de trabajo de tiempo completo para la madre. El costo en tiempo de viajar al centro de cuidado infantil es δ . El número total de horas de trabajo también es fijo: las madres que deciden trabajar tienen que hacerlo durante τ horas. El niño siempre debe estar al cuidado de alguien, sea de la madre en el hogar, de la madre mientras se desplazan o del personal del centro de cuidado infantil. Si la madre decide trabajar, obtiene un salario de ω por hora trabajada. La madre no puede trabajar si no recurre al cuidado infantil. Sin embargo, puede optar por enviar al niño al centro, incluso si no está trabajando. También podría tener acceso a un ingreso exógeno, V . Finalmente, el capital humano del niño depende de si asiste al centro de cuidado infantil, D y del tiempo total que pasa con la madre, M , incluido el tiempo en que se desplazan juntos y el tiempo que pasan juntos en el hogar (que podría ser menor del que la madre pasa en el hogar). Entonces, la madre enfrenta el siguiente problema:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{C, D, L, H} \quad & U(C, K, H) \end{aligned} \quad (1a)$$

$$\text{s.t.} \quad \tau = H + \delta D + \gamma L, \quad (1b)$$

$$\tau \leq H + \delta D + \gamma D, \quad (1c)$$

$$C = \omega \gamma L + V, \quad (1d)$$

$$K = K(D, M), \quad (1e)$$

$$M = \tau - \gamma D \quad (1f)$$

La función de producción de destrezas puede expresarse como dependiente únicamente de las horas de cuidado infantil, toda vez que cualquier aumento en ellas implica una disminución del tiempo con la madre. Así, el problema puede ser reformulado como dependiente solamente del cuidado infantil y las decisiones laborales. La utilidad de una madre que usa una cantidad positiva de cuidado infantil y trabaja es:

$$U(\omega \gamma + V, K(\gamma, \tau - \gamma), \tau - \gamma - \delta) \quad (2)$$

La utilidad de una madre que usa una cantidad positiva de cuidado infantil y no trabaja es:

$$U(V, K(\gamma, \tau - \gamma), \tau - \delta) \quad (3)$$

Finalmente, la utilidad de una madre que no usa cuidado infantil es:

$$U(V, K(0, \tau), \tau) \quad (4)$$

Ahora discutimos la interpretación de los parámetros de nuestro estudio en este marco teórico. Como ya se mencionó, definimos tratamiento como la provisión (aleatoria) de centros de cuidado infantil gratuitos que están cerca del hogar familiar. Todas las familias pueden ir a un CICO situado en otro barrio, pero las familias del grupo de tratamiento tienen la ventaja de contar con un centro en su barrio. Nosotros modelamos la asignación al grupo de tratamiento cambiando el valor de δ , el costo de desplazamiento.

Basándonos en el modelo teórico, enfatizamos dos puntos que pueden ser útiles en la discusión sobre los supuestos de identificación. Primero, el modelo muestra que todas las familias deberían estar menos dispuestas a recurrir al cuidado infantil si viven lejos de un centro: δ reduce la utilidad de las dos opciones con cuidado infantil, y no se toma en cuenta para la utilidad de las madres que no utilizan el centro de cuidado infantil. Esta es una justificación teórica para nuestro supuesto de *monotonicidad*.

En segundo lugar, el modelo también muestra que los cambios en la distancia al centro de cuidado infantil, solo afectarán al capital humano del niño a través de los cambios en la participación: δ no forma parte de la ecuación para K . Solo afecta a K si cambia la probabilidad de asistir al centro de cuidado infantil. Esto proporciona una justificación para la restricción de exclusión.³

Finalmente, el modelo nos ayuda a interpretar el efecto del cuidado infantil en el capital humano del niño, que es uno de nuestros principales resultados de interés en el documento: cada hora de cuidado infantil le priva de una hora a la interacción madre-hijo. Si bien este es un caso extremo, porque usualmente el efecto de desplazamiento del tiempo parental es

³ Además de reducir el tiempo de desplazamiento, otra manera en que la distancia al CICO podría afectarla participación en el CICO es a través de efectos de pares/cambios en las normas sociales, p. ej., si veo a mi vecino llevando a sus niños al CICO, pienso que yo también debería llevar a los míos. En este modelo, la distancia no afecta la intensidad del tratamiento porque el tiempo de desplazamiento materno es equivalente al tiempo materno en el hogar ($M = \tau - \gamma D$). En un modelo en el que se desperdiciara el tiempo de desplazamiento, la distancia entraría en K incluso condicionado a D , y la restricción de exclusión no procedería.

probablemente inferior, nuestras estimaciones deberían ser interpretadas considerando que la estimulación total en el hogar no se mantiene constante cuando cambia la participación en el programa. Si el modelo incluyera la alternativa del cuidado informal, nuestros parámetros empíricos tendrían que ser interpretados como una mezcla del impacto de los centros cuando el contrafactual es el cuidado parental y los impactos cuando el contrafactual es el cuidado informal (Heckman y Vytlačil, 2007).

3 Contexto y descripción del Programa Urbano

Nicaragua es un país relativamente pobre. En 2014, el segundo año de nuestra evaluación, alrededor del 52,9% de la población tenía un ingreso de menos de US\$ 5 por día. De acuerdo a esa medida, era el segundo país más pobre de las Américas.⁴

3.1 Población objetivo

El PU se implementó en los 14 municipios de Nicaragua con el mayor número de hogares extremadamente pobres.⁵ Subsecuentemente, se seleccionaron 39 unidades de evaluación (UE). Las UE son unidades geográficas, no más grandes que un barrio, definidas con propósitos de evaluación como una posible área de captación para un centro. Cada UE debía tener una parcela de terreno donde construir un CICO. Las UE fueron asignadas aleatoriamente a condiciones de tratamiento o de control, como se describe en la próxima sección.

La Tabla 1 muestra las características de los beneficiarios objetivo del PU comparadas con el total de la población urbana y nacional de Nicaragua. La población del PU es bastante similar a la población urbana nacional. La principal excepción es el porcentaje de niños que asisten a programas de educación temprana, donde la población del PU tiene una clara ventaja porque cuando se recolectaron los datos, algunos de los CICO ya habían sido construidos. Las diferencias en piso permanente y educación materna se deben probablemente a la selección geográfica del programa.⁶ Consideramos esto como una evidencia que sugiere la validez externa de nuestro estudio, en términos de que cubre a una población representativa.

⁴ “Sociometro-BID”. Con base en microdatos armonizados de encuestas de hogares de América Latina y el Caribe.

⁵ Fueron identificados a partir de un índice de necesidades básicas insatisfechas.

⁶ Véase la Sección 6 para una discusión sobre las características de los datos disponibles.

Tabla 1: Demografía de la familia y cobertura de los servicios de primera infancia

	Población Programa Urbano (a)	Población urbana (1)	Población nacional
Desnutrición crónica, niños 0-5	11%	12,8% (c)]	17,3% (c)
Participación femenina mercado laboral	54% (a)	51% (c)	61% (c)(2)
Niños 0-3 en centros de cuidado	26% (a)	3% (b)	3,3% (b)
Hogares en extrema pobreza	N/D (3)	5,6% (e)	14,6% (e)
Hogares bajo línea de pobreza	N/D (3)	26,8% (e)	42,5% (e)
Número de miembros del hogar	5,2 (a)	4,4 (c)	4,5 (c)
Piso permanente (%)	57%	78% (c)	62,1% (c)
Madre completó educación secundaria	31,9%	50,7% (c)	42,5% (c)

Fuentes (a): datos de línea de base del PU; (b): Propuesta de Préstamo Programa Urbano de Bienestar para la Niñez IDBDOCS # 2266146; (c): ENDESA 2011-12 (Gobierno de Nicaragua, INIDE); (d): Índice Bienestar Niñez y Adolescencia 2010 (Gobierno de Nicaragua, INIDE); (e): EMNV 2009 (Gobierno de Nicaragua, INIDE).

Notas de la tabla: (1): Se refiere a todas las áreas de censo urbanas, por datos administrativos (que se traslapa con la muestra del PU, pero es un poco más amplia); (2): La participación femenina en el mercado laboral se refiere al % de mujeres en edad fértil que estaban empleadas durante los 12 últimos meses; (3) Los datos en la línea de base del PU no incluían datos exhaustivos de consumo o ingreso. El índice general de pobreza (p. ej., el % de hogares en pobreza) es más bajo en las áreas urbanas que en las rurales (26,8% frente a 42,5%). Sin embargo, de la población que vive en pobreza, una porción sustancial (35%) vive en áreas urbanas (64% en áreas rurales).

3.2 Servicios prestados por el Programa Urbano

Los CICO del PU operaban medio día, cinco días a la semana, proporcionando cuidado a niños de 1 a 4 años. El currículo estaba basado en el currículo nacional para los niños desde su nacimiento hasta los 3 años, que promueve las áreas de desarrollo personal y social, comunicación y comprensión del entorno del niño.⁷

Como parte del PU, los CICO adoptaron pautas actualizadas para definir la proporción educador/niño, requiriéndose un educador (i) por cada 8 niños menores de 1 año; (ii) por cada 8 niños de entre 1 y 3 años; y (iii) por cada 18 niños de entre 3 y 4 años. Muchas de las familias también recibían visitas domiciliarias mientras esperaban a que se implementaran los centros. Se ha estimado el costo del programa en US\$ 92 dólares por niño por año.⁸

⁷ Además de educación de primera infancia, se distribuían micronutrientes a los niños de 6 a 24 meses. Dada la baja proporción de niños de este rango de edad en nuestro estudio, no nos enfocamos en esta parte de la intervención. También, ocasionalmente, se les brindaba a las familias servicios de apoyo a cargo de trabajadores sociales capacitados, principalmente destinados a vincular a las familias con los servicios sociales disponibles. También se ofrecían periódicamente talleres parentales. Sin embargo, las visitas de apoyo y los talleres eran infrecuentes y no están bien documentados.

⁸ Fuente: Propuesta de Préstamo Programa Urbano de Bienestar para la Niñez IDBDOCS # 2266146. Incluye US\$ 20 niño/año para refrigerio en el CICO y micronutrientes.

4 Diseño de la evaluación

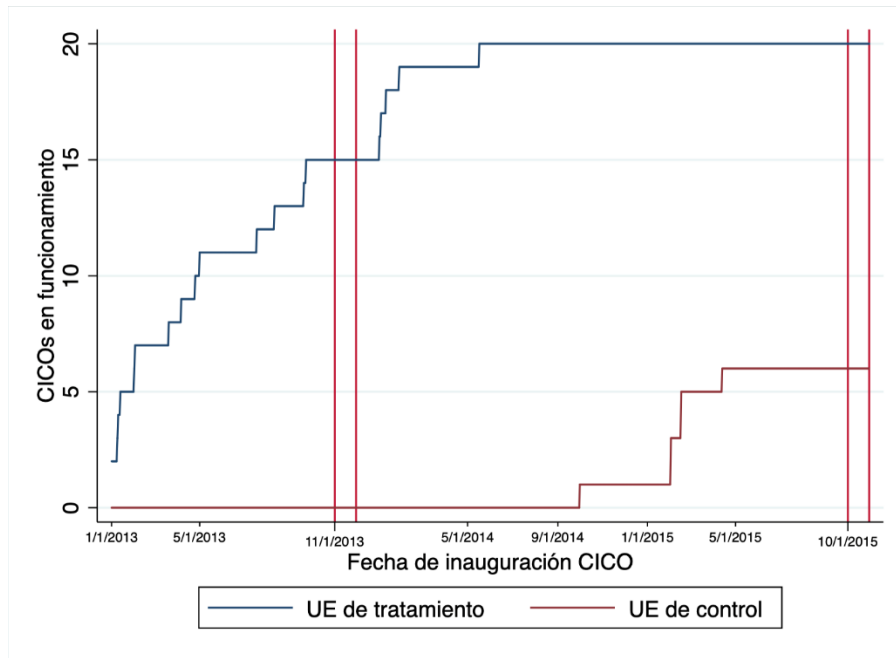
4.1 Proceso de asignación del programa

Las 39 UE fueron asignadas aleatoriamente a condiciones de tratamiento o de control. Se previó que las UE asignadas a la condición de control fueran introducidas por etapas en el programa, y que recibirían los CICO contruidos de uno a dos años después de la construcción de los centros en las UE de intervención. La Figura 1 muestra que la asignación a la intervención fue muy efectiva en la determinación del tiempo de construcción del CICO. Los CICO fueron contruidos durante los primeros 6 meses tras la asignación aleatoria en todas las UE asignadas a tratamiento. Por otro lado, la construcción de centros en el grupo de control comenzó mucho más tarde. Hacia el final de la intervención, se habían construido solo 6 CICO en estas UE. Sin embargo, dado que algunas de las UE de control también recibieron los CICO al final del periodo, definimos la participación en los CICO de dos formas: una variable binaria (nunca participó) y una medida de los meses de exposición. La Sección 7.5 muestra que nuestros resultados son robustos a utilizar cualquiera de estas mediciones.

Durante el tiempo de construcción de los centros, el grupo de tratamiento recibió algunas visitas domiciliarias.⁹ Y hubo también unidades de control que las recibieron: del total, en una segunda ronda de aleatorización, 6 UE fueron asignadas a visita. Sin embargo, las visitas no se realizaban de forma constante: ningún hogar recibió siquiera la mitad del número de visitas definidas en el diseño del programa, y el personal del programa no se ciñó al currículo (Castro y Laguna, 2016). En la Sección 7.5 analizamos las visitas domiciliarias y las incluimos explícitamente en nuestras estimaciones.

⁹ Una segunda ronda de aleatorización, con 40 unidades adicionales, se implementó más tarde para evaluar el efecto de las visitas. Se trataba de asignar aleatoriamente a las UE entre visitas y control. No usamos los datos de esta segunda ronda en la evaluación, dado que la aleatorización se vio altamente afectada: 5/20 de las nuevas unidades de “tratamiento” ya habían sido asignadas no aleatoriamente a los centros. Más aún, un error en el cuestionario implicó que la información sobre las visitas domiciliarias no estuviera disponible para los niños que asistían a los centros.

Figura 1: Calendarización de la construcción de centros



Las líneas representan el porcentaje de UE que, por la asignación aleatoria original, tenían un centro construido en la fecha señalada en el eje x. El primer par de líneas verticales muestran el rango de calendarización de la ronda de datos en la línea de base. El segundo par ilustra el rango de calendarización de la ronda final.

5 Datos

En 2013, se recopilaron en las 39 UE los datos en la línea de base de 1726 niños desde el nacimiento hasta los 4 años de edad. Se recolectó información sobre las características del hogar y del cuidador principal, y las medidas de cuatro áreas principales del desarrollo del niño, utilizando el instrumento CLAP. Como se muestra en la Figura 1, cuando se realizó la encuesta de línea de base, algunas UE ya habían comenzado a participar en los CICO. Nosotros utilizamos algunas variables de la línea de base como controles, dado que la Tabla 3 sugiere que no se vieron afectadas por esa corta exposición al tratamiento.¹⁰ A fines de 2015 se realizó una segunda ronda de recolección de datos que alcanzó a 1442 niños de la muestra de la línea de base. Esta ronda incluyó dos instrumentos de desarrollo infantil: el CLAP y el Denver II. Este último se administró a una submuestra seleccionada aleatoriamente de 734 niños de 24 a 72 meses de edad. La segunda ronda de datos incluyó también medidas de la calidad de la relación niño-padres, inversiones parentales (basadas en

¹⁰ La Sección 7.5 muestra que nuestros resultados principales cambian muy poco cuando hacemos las estimaciones sin incluir las variables de control.

la calidad del tiempo compartido) y conocimiento parental sobre el desarrollo del niño. La encuesta de seguimiento incorporó información sobre la participación de la madre en el mercado laboral, su estado educativo actual (si es que está estudiando) y la depresión materna. En nuestros análisis utilizamos estos resultados como variables dependientes principales. La encuesta de seguimiento incluye asimismo información que utilizamos para construir nuestras dos medidas de participación en los CICO: un indicador binario que describe si el niño asiste, o no, a un CICO, y una variable continua que mide la exposición al centro en número de meses de asistencia. Finalmente, los hogares fueron georreferenciados, de modo que pudimos construir el tiempo que toma viajar hacia los centros.

De los 1756 niños en la línea de base entrevistados, el 16% no pudieron ser contactados para el seguimiento. No es posible distinguir estadísticamente el nivel de deserción entre el grupo de control (17,4%) y el grupo de tratamiento (15,5%). El p-valor de una prueba de diferencia de medias entre ambos grupos es 0,28.¹¹

Usamos también medidas observacionales de la calidad estructural y de proceso de los CICO, recolectadas en 2015 por supervisores capacitados. Las medidas usadas se basan, ligeramente, en instrumentos validados internacionalmente como *ITERS* y *CLASS* (Lopez Boo et al., 2019). Los puntajes se basan en un promedio de varias observaciones, dirigidas por supervisores, a diferentes educadores en el mismo CICO durante un año. Usamos esta medida de calidad para estimar el efecto de la calidad de los CICO en las decisiones familiares acerca de utilizar los centros, y en el impacto de los CICO en el desarrollo infantil y en las prácticas/conocimiento del cuidado.

5.1 Características de los niños y los hogares

La Tabla 2 muestra las características sociodemográficas, del desarrollo infantil y del cuidador en línea de base, para los niños observados tanto en la línea de base como en el seguimiento. Utilizamos varios índices como resultados (en negrillas) que no tienen una escala fácilmente interpretable, de modo que presentamos un índice de ítems selectos a fin de dar una representación más significativa de la situación en la línea de base de los niños de la muestra y de sus familias. Las madres de nuestra muestra son jóvenes, con un promedio

¹¹ En la Sección 7.5 mostramos que nuestros resultados son robustos a corregir la atrición por un Ponderador de Probabilidad Inversa.

de edad de 26 años en la línea de base y un promedio de 7,9 años de educación. El padre biológico vive en el mismo hogar en el 66% de los casos. Algunos de los ítems del índice también merecen destacarse: aunque las madres declaran que juegan con sus niños 1,9 horas cada día, solo el 36% de ellas lo hacen con libros. Pocos niños parecen tener conductas disruptivas anormales. Finalmente, alrededor del 8% de los padres admitieron pegarles a sus niños, y una cuarta parte golpearlos con algún objeto.

5.2 Participación en CICO y duración de la exposición

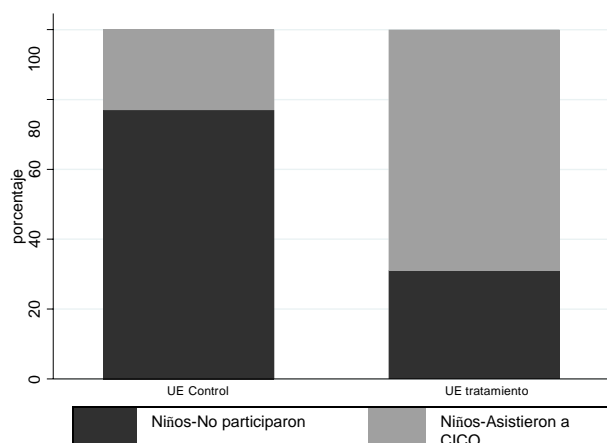
La Figura 2 muestra la asistencia del niño beneficiario al centro de cuidado infantil, de acuerdo a la asignación a nivel de las UE. Como se esperaba, en las UE asignadas a tratamiento, es decir en las UE donde se construyó un CICO desde el inicio, más familias participaron en los centros que en los barrios del grupo de control. El número promedio de meses de asistencia fue 13,1, entre los que asistieron por lo menos durante un mes.

Tabla 2: Estadísticas de la muestra en la línea de base

	N	Media	DE	Min	Max
Edad en meses	1441	23	14	0	48
Sexo	1442	,51	,5	0	1
Edad de la madre	1442	26	6,7	15	44
La madre trabaja	1359	,43	,5	0	1
La madre estudia	1359	,035	,18	0	1
Años de educación de la madre	1442	7,9	4,1	0	16
Edad del padre	954	31	9,3	18	62
El padre trabaja	953	,94	,24	0	1
El padre estudia	953	,0031	,056	0	1
Años de educación del padre	938	7,7	4,1	0	16
El padre en el hogar	1442	,66	,47	0	1
N de niños menores de 6 años en el hogar	1442	1,5	,67	0	5
CLAP social (línea de base)	1440	-,0014	,98	-4,2	,27
CLAP lenguaje (línea de base)	1440	,0082	1,2	-5,3	33
CLAP motricidad fina (línea de base)	1440	,031	,89	-7	,14
CLAP motor (línea de base)	1440	-,011	1	-6,4	,16
Inversiones parentales en línea de base	1442	,0066	1	-2,3	2,5
Interacciones (veces/semana)	1435	2,9	1,5	0	5
Juegan con libros	1438	,36	,48	0	1
Juego en familia (horas/día)	1435	1,9	1,6	0	6
Conducta no disruptiva en línea de base	713	,002	,99	-4	1,1
No es excesivamente temeroso	713	,89	,32	0	1
No hace berrinches excesivos	713	,49	,5	0	1
Trata bien a los amigos	712	,89	,31	0	1
No se entristece (semana)	713	,85	,36	0	1
Trata bien a las mascotas	691	,87	,34	0	1
No ejerce disciplina severa	1442	-,011	1	-5,8	,67
Palizas	1442	,078	,27	0	1
Puñetes	1442	,081	,27	0	1
Golpea con objetos	1442	,25	,43	0	1
Aislamiento	1442	,0035	,059	0	1
Sacudones	1442	,0083	,091	0	1
Ausencia de depresión en línea de base (CES-D)	1442	-,01	1	-2,2	1,1
Conocimiento del desarrollo del niño (KIDI) en línea de base	1442	,0031	1	-5	1,6

Notas: Las filas en negrillas son algunos de los índices que utilizamos como resultados. Los ítems que figuran debajo son sus componentes. No mostramos los ítems para KIDI y CES-D porque están patentados y porque ambas pruebas son comúnmente usadas. KIDI es una medida del conocimiento de cuestiones básicas sobre patrones de desarrollo infantil normal. Para las variables Edad de la madre, Edad del padre, Educación de la madre, Educación del padre y Juego en familia (horas/día), mostramos los percentiles 1 y 99 de la distribución en lugar de los Mínimos y Máximos porque unas pocas personas reportan valores que no tienen sentido. Los puntajes de la prueba CLAP y los índices están contruidos como una suma simple de los ítems estandarizados internamente.

Figura 2: Participación en los CICO:
Asignación aleatoria de UE frente a Participación familiar real



La barra de la izquierda incluye a todos los niños de las UE asignadas a control. Entre ellos, solo los que aparecen en gris asistieron a los CICO, alrededor de 20%. Por el contrario, la mayoría de los niños de la barra de la derecha, que representa a los que viven en UE de tratamiento, asistieron.

5.3 Descripción del desarrollo infantil y resultados del cuidador

Analizamos dos baterías de pruebas de desarrollo infantil: la prueba Denver II (Frankenburg et al., 1990, 1992) y la prueba CLAP (Martell et al., 1985). La prueba Denver II mide cuatro áreas: personal-social, lenguaje, motricidad fina y motricidad gruesa. La prueba CLAP también evalúa cuatro áreas, que en gran medida corresponden a las de la prueba Denver: social, lenguaje, coordinación y motricidad. Ambas pruebas tienen pros y contras: la Denver es una prueba más rigurosa, que evalúa al niño mediante observación directa, pero su aplicación es costosa, de modo que se administró solamente a una submuestra aleatoria de niños encuestados. La CLAP es un instrumento de evaluación ampliamente utilizado en Nicaragua. Abarca las mismas cuatro áreas de desarrollo de la Denver. Es más simple y menos precisa que la Denver, pero fue aplicada a todos los niños encuestados. La evaluación consiste en una combinación de observación del niño e información reportada por los padres.

Incluimos asimismo una medida de conducta disruptiva, utilizando información proporcionada por el cuidador respecto de una gama de conductas atípicas indicativas de la externalización o interiorización de problemas de comportamiento. Esto incluye cosas como haber hecho más de 10 berrinches durante la última semana, ser excesivamente temeroso y no tratar bien a las mascotas o los amigos.

Medimos diferentes formas de interacción padres-niño.¹² La inversión parental incluye el tiempo de juego padres-niño, tiempo de lectura y canto, insumos ampliamente reconocidos por la literatura como importantes para el desarrollo y bienestar del niño a largo plazo.¹³ En segundo lugar, presentamos una medida de dureza parental. Es una suma invertida (a cifras más altas, menos dureza en la disciplina) de acciones disciplinarias violentas por parte de los padres, que van desde gritar (el ítem más leve) hasta golpear al niño de maneras extremadamente peligrosas. Finalmente, medimos el conocimiento parental acerca del desarrollo del niño usando el cuestionario KIDI (MacPhee, 1981). La prueba tiene una clave de respuestas basada en lo que la población considera como hitos normales en el desarrollo y también en investigación científica, y el puntaje final es la suma de las respuestas correctas.

También presentamos tres resultados importantes que pertenecen a la madre del niño. Primero, consideramos una prueba de depresión materna, el CES-D. La prueba contiene varias preguntas, tomadas de cuestionarios estandarizados, sobre varios síntomas de depresión que la madre ha experimentado en la última semana. La escala está invertida para hacer que las cifras más altas representen niveles más bajos de depresión. El puntaje total es simplemente la suma invertida de los ítems. Consideramos, asimismo, el estatus laboral y el estatus estudiantil de la madre, como dos variables binarias. Estas variables son ampliamente utilizadas en la literatura sobre el tema, que considera el potencial de los centros de cuidado infantil como un incentivo para que las madres trabajen fuera del hogar (o estudien).

6 Metodología

6.1 El problema de la evaluación y las variables instrumentales

En última instancia, el propósito de nuestro estudio es identificar el impacto causal de asistir a los CICO. Sin embargo, la participación en los centros era voluntaria, de modo que enfrentamos un problema de endogeneidad: podría haber características no observables de los hogares que están asociadas tanto con la participación en el programa, como con el desarrollo del niño y los resultados maternos. Esto crea un problema de consistencia si intentamos identificar el efecto de los CICO utilizando únicamente la relación estadística entre los resultados y la participación en el programa.

¹² Con base en los Indicadores de Cuidado Familiar (Frongillo et al., 2003).

¹³ El índice incluye: (i) un indicador de si el niño juega con libros; (ii) cuántas horas por día los padres juegan con el niño; y (iii) cuántas veces los padres le contaron un cuento al niño o cantaron con él.

El PU fue diseñado para superar este problema mediante la asignación aleatoria a estatus de tratamiento. A través de la aleatorización, las UE fueron asignadas a condiciones de tratamiento o de control, y esta asignación inicial (aleatorizada) es un determinante fuerte de la participación en los CICO. Pero el cumplimiento no fue perfecto al nivel de las UE o de la familia/niño. Algunas UE de control recibieron los CICO hacia el final del estudio, los niños de las UE no tratadas asistieron a los centros, y muchos niños de las UE tratadas no lo hicieron. Así, no podemos limitarnos a comparar grupos de niños de las UE de tratamiento con grupos de niños de las UE de control. En vez de eso, aprovechamos la aleatorización inicial utilizando como estimación una variable instrumental (VI) en un marco de Efectos de Tratamiento Marginales (ETM) para obtener el efecto causal de la participación en los CICO sobre el desarrollo infantil y los resultados maternos. Para nuestras estimaciones principales, combinamos, como instrumentos, la aleatorización y variables que indican el tiempo de viaje hacia el centro más cercano. En la Sección 7.5 mostramos que se obtienen resultados similares si solamente se usa la aleatorización como instrumento.

6.2 Metodología para estimar los efectos de participar en los CICO

El marco ETM fue desarrollado a través de una serie de estudios ([Björklund y Moffitt, 1987](#); [Heckman y Vytlačil, 1999, 2005](#); [Heckman et al., 2006](#)) y nuestro análisis recurre a sus hallazgos. En esta sección seguimos los de [Heckman et al. \(2006\)](#). Usamos un modelo de selección para formular nuestras estimaciones. En la práctica, estimamos los efectos principales utilizando VI y ETM regulares. Dado que nuestra muestra no es muy grande, es importante evaluar el grado de precisión de nuestras estimaciones. Para ello, las estimaciones por VI, asumiendo una homogeneidad en los efectos de tratamiento, nos ayudan proporcionándonos un parámetro simple fácilmente interpretable. Utilizar esas estimaciones como referencia tiene la ventaja de que podemos probar la debilidad de nuestra identificación econométrica recurriendo a pruebas ampliamente conocidas. Profundizamos en la heterogeneidad de los efectos en el programa, tanto en los observables como en los no observables, usando estimaciones de los ETM. Estas nos permiten ofrecer una mejor interpretación de nuestros estimadores por VI. Al mismo tiempo, nos interesa comprender el modo en que las personas se autoseleccionan en el programa, y el enfoque ETM brinda una información única para arrojar luces sobre este proceso.

Las estimaciones ETM se interpretan usando un modelo de selección estándar. Comenzamos presentando un modelo de regresión *switching* y resultados potenciales. Para que nuestra estimación sea más confiable, asumimos una separabilidad aditiva entre los componentes no observados y observados del resultado y la linealidad de los efectos de las covariables en los resultados potenciales. Asumamos que D es la participación en un CICO, Y los resultados, X un vector de controles y Z los instrumentos. Y_1 es el resultado potencial en un estatus de tratamiento, y Y_0 en el estatus de no tratamiento. U_j es el componente no observable del resultado en el estatus de tratamiento j .

$$Y = DY_1 + (1 - D)Y_0 \quad (5)$$

$$Y_1 = X\beta_1 + U_1 \quad (6)$$

$$Y_0 = X\beta_0 + U_0 \quad (7)$$

$$D = 1[P(Z) > U_D] \quad (8)$$

Nosotros estamos interesados en identificar las estadísticas generales del efecto de tratamiento $Y_1 - Y_0 = X(\beta_1 - \beta_0) + U_1 - U_0$. La ecuación de selección está dada por un modelo de cruce de umbral. La gente elegirá participar si su resistencia no observada al tratamiento es más baja que su puntaje de propensión observada. En la medida en que la distribución de los componentes no observables sea continua, este modelo puede ser derivado, sin pérdida de generalidad, de un modelo de cruce de umbral estándar, como lo han mostrado Heckman y sus coautores.

Estamos asimismo interesados en la relación entre los componentes no observables que determinan la participación y los no observables que determinan los impactos. Los ETM representan el valor del efecto de tratamiento del programa para un valor específico del componente no observable que determina la participación. Como el efecto se identifica para los individuos que están en el margen entre participar y no participar, es útil escribir el valor del componente no observable en términos del valor de puntaje de propensión.

$$\Delta^{MTE}(x, u_D = p) = E[Y_1 - Y_0 | X = x, U_D = P(Z)] \quad (9)$$

$$= x(\beta_1 - \beta_0) + E[U_1 - U_0 | U_D = P(Z)] \quad (10)$$

Entonces, los resultados potenciales pueden ser identificados a partir de los resultados observados. Gracias al índice de suficiencia, condicionar en Z es equivalente a

condicionar en $P(Z)$. Manteniendo implícito X , los resultados observados pueden escribirse como:

$$E[Y/P] = E[Y_{1i}/P, D = 1]P + E[(Y_{0i}/P)(1 - P)] = E[Y_{1i}] \quad (11)$$

$$= X\beta_0 + E[U_0] + X(\beta_1 - \beta_0)P + E[U_1 - U_0/D = 1]P \quad (12)$$

Así, los ETM se identifican calculando la derivada del modelo de resultados observados respecto al puntaje de propensión:

$$\left. \frac{\partial E[Y|P(Z)=p]}{\partial p} \right|_{P(X,Z)=p} = X(\beta_1 - \beta_0) + E[U_1 - U_0|U_D = p] \quad (13)$$

Para que el método de VI funcione, necesitamos que nuestros instrumentos satisfagan dos condiciones: la restricción de exclusión y la condición de relevancia. La restricción de exclusión requiere que la aleatorización únicamente afecte el resultado de cada individuo a través del cambio en la probabilidad de asistir a un CICO. La aleatorización no cambió nada en los barrios aparte de la localización de los centros, de modo que asumimos que el instrumento de asignación está relacionado únicamente a los resultados de interés a través de la participación en los centros. El instrumento de distancia podría generar dudas. El programa buscó solares para construir el CICO en todos los barrios, y no tenemos reportes del programa que indiquen que la locación de los lotes de tierra en un barrio fuera, de algún modo, relevante. No se sabía si estaban ubicados en un lugar céntrico o en partes más pobres o cercanas a alguna infraestructura importante. Para reforzar este argumento, la Tabla 3 muestra que la distancia hasta el solar no determina, en la línea de base, ninguna característica importante de los hogares, aparte de lo que podría esperarse si las distancias fueran asignadas a los hogares de manera aleatoria. Más aún, la Tabla 9 compara estimaciones utilizando la aleatorización como el único instrumento. Encontramos que los resultados de las estimaciones son muy similares en las dos especificaciones, con excepción de un impacto ligeramente más fuerte en *La madre trabaja* cuando se incluyen los instrumentos del tiempo de viaje. La condición de relevancia queda claramente satisfecha: nuestras estadísticas Kleinberger-Paad se acercan a 90 y superan fácilmente todos los umbrales usuales en las pruebas de instrumentos débiles. La condición de *monotonidad* se analizó en la Sección 2. No encontramos ningún argumento sólido para creer que hay familias que respondan inversamente al tratamiento, es decir que asistan más a los centros si

viven más lejos que ellos o que el ser excluidos de la aleatorización haga que asistan más (usando el término técnico en inglés no existen *difiers*).

6.3 Pruebas de balance en la línea de base

Nuestras metodologías asumen que nuestros instrumentos no determinan resultados de ningún otro modo que no sea cambiando las probabilidades de la participación en el programa. Si bien ese supuesto no es directamente comprobable, podemos evaluar si nuestros instrumentos están relacionados con variables sustantivas que no deberían ser cambiadas por el programa. Si los instrumentos están sistemáticamente relacionados con resultados importantes en la línea de base, veríamos amenazado nuestro supuesto de que los instrumentos no están directamente relacionados con los mismos resultados del seguimiento. Con el fin de abordar este problema, en la Tabla 3 se replica la especificación que usamos para nuestras principales estimaciones, pero utilizando variables medidas en la línea de base como los resultados. Si nuestros supuestos son correctos, las variables en la línea de base deberían estar, solo por casualidad, determinadas por nuestros resultados. La tabla muestra los resultados de una regresión de la variable en la línea de base sobre nuestra predicción de la participación en el programa, estimada usando todos nuestros instrumentos: la aleatorización y los indicadores de distancia. Este es un multi-instrumento análogo a las pruebas de balance estándar en la línea de base. De las 20 variables que examinamos, vemos que solo una está determinada de modo significativo por nuestros instrumentos.¹⁴ Tomamos estos resultados como evidencia de que nuestros instrumentos no están sistemáticamente relacionados con características observables y no observables que también están relacionadas con nuestros resultados de interés.

6.4 Elección de los controles

De la Tabla 3 deducimos que solo la edad de la madre está fuertemente “desbalanceada” (al parecer afectada por el estatus de tratamiento). Incluimos esta variable como una covariable en nuestros análisis. Para reforzar nuestra precisión, también incorporamos un conjunto de covariables medidos en línea de base que son relevantes en la literatura, tanto como predictores de participación o como predictores de desarrollo infantil. Por ende,

¹⁴ Para esta prueba incluimos todas las variables principales disponibles en la línea de base, con excepción de edad del padre y educación del padre, que estaban muy fuertemente relacionadas con la edad de la madre y educación de la madre. En efecto, la edad del padre está “desbalanceada” (como lo está la edad de la madre), mientras que la educación del padre está “balanceada”.

nuestra principal especificación incluye como covariables la edad de la madre, la educación de la madre, un índice de salud, sexo del niño, edad del niño, si la madre trabaja, si el padre vive en el hogar y el número de niños menores de 6 años que hay en el hogar. En nuestros análisis de robustez, corremos las estimaciones con y sin estas covariables.¹⁵

Tabla 3: Pruebas de balance para las variables en la línea de base

Variable línea de base	N	Beta	t	p
Edad	1432	0,25	0,15	0,88
Sexo	1433	-0,00	-0,03	0,98
CLAP social (línea de base)	1431	0,14	1,14	0,25
CLAP lenguaje (línea de base)	1431	-0,05	-0,43	0,67
CLAP motricidad fina (línea de base)	1431	-0,09	-1,06	0,29
CLAP motor (línea de base)	1431	-0,02	-0,13	0,90
KIDI (línea de base)	1433	0,17	1,12	0,26
Inversiones (línea de base)	1433	0,00	0,01	0,99
No depresión (línea de base)	1433	0,05	0,37	0,71
No conducta disruptiva (línea de base)	708	0,18	1,20	0,23
No disciplina severa	1433	0,07	0,39	0,69
Edad de la madre	1,433	1,52	1,92	0,06
La madre trabaja	1352	0,04	0,51	0,61
La madre estudia	1352	-0,00	-0,11	0,91
Educación de la madre	1433	0,06	0,05	0,96
El padre trabaja	949	0,01	0,25	0,80
El padre estudia	949	-0,01	-1,37	0,17
El padre en el hogar	1433	0,02	0,24	0,81
N niños menores de 6 en hogar	1433	-0,04	-0,40	0,69
Índice de riqueza	1433	0,05	0,13	0,90

Cada fila de la tabla presenta los resultados de una regresión por mínimos cuadrados en dos fases (2SLS) de la variable en la línea de base sobre nuestro indicador de participación en los centros de cuidado infantil y los controles. La participación está instrumentada por el puntaje de propensión. Los instrumentos excluidos son la aleatorización y las unidades del tiempo de viaje hasta al centro.

¹⁵ Estas variables no tienen más de 5% de valores faltantes cada una. Imputamos esos valores utilizando las mismas variables de la ronda de seguimiento o la regresión lineal, para no perder ninguna observación debido a nuestras variables de control.

7 Resultados

7.1 Análisis de la participación

Tabla 4: Determinantes de la participación en CICO

	Beta	p-valor
Aleatorización 1	0,41	(0,00)
Tiempo al centro Pctil 1-20	0,35	(0,00)
Tiempo al centro Pctil 21-40	0,29	(0,00)
Tiempo al centro Pctil 41-60	0,17	(0,05)
Tiempo al centro Pctil 61-80	0,14	(0,15)
Edad de la madre	-0,0017	(0,48)
Educación de la madre	-0,0051	(0,25)
Índice de riqueza	-0,013	(0,47)
Sexo	-0,032	(0,22)
Edad	0,0035	(0,02)
La madre trabaja	0,039	(0,29)
Padre en el hogar	0,022	(0,50)
N niños menores de 6 en hogar	0,017	(0,44)
Observaciones	1351	

La tabla presenta los resultados de una regresión Probit que explica la asistencia a los CICO. Los coeficientes que presentamos son los efectos marginales calculados en el valor promedio de las variables.

La Tabla 4 muestra los coeficientes estimados cuando la participación en un CICO es modelada utilizando una especificación Probit. Presentamos los efectos marginales evaluados en el valor promedio de todas las variables incluidas. Utilizamos todas nuestras variables de control y nuestros instrumentos como posibles determinantes de la participación. Los instrumentos de tiempo de viaje se presentan usando una especificación flexible en la cual permitimos que el efecto del tiempo de viaje sea diferente para los grupos de personas que viven a distintas distancias del centro. Consideramos que la especificación de cuantiles que usamos es simple y lo suficientemente flexible para modelar el efecto del tiempo de viaje. Podemos ver que tanto la aleatorización como la distancia son fuertes predictores de la participación en los centros. Aparte de los indicadores de aleatorización y tiempo de viaje, el determinante más fuerte de la participación es la edad del niño, siendo los niños más grandes los más propensos a participar. Esto concuerda con la literatura ([Berlinski and Schady, 2015](#)).

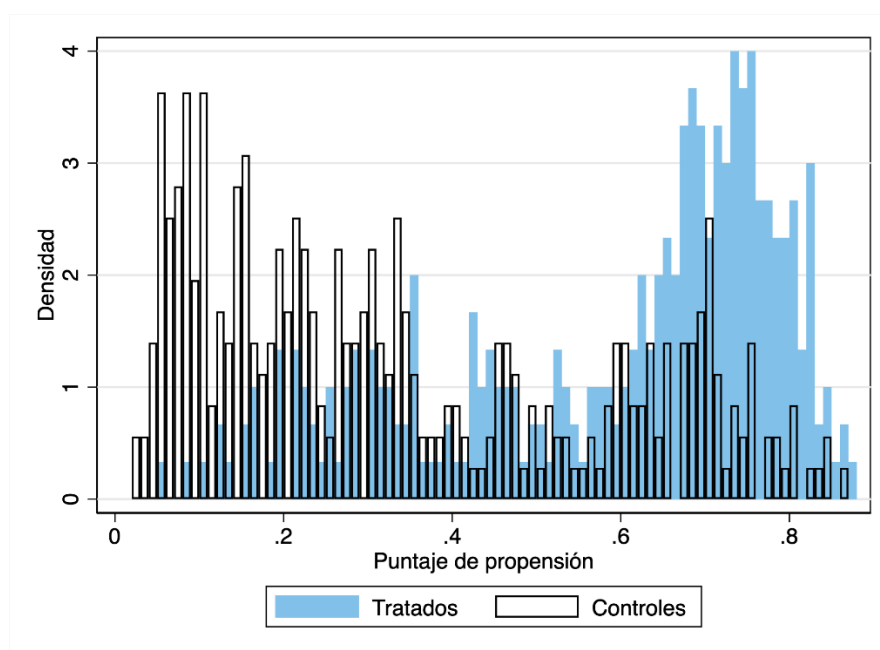
7.2 Análisis esencial de heterogeneidad

Los análisis esenciales de heterogeneidad muestran cómo los efectos del tratamiento están relacionados con la resistencia no observada a aceptarlo. Así, complementan nuestro

análisis de la participación, indicando la manera en que las personas se autoseleccionan para asistir a los centros de cuidado infantil no solamente basándose en sus características observables, sino también en los beneficios que esperan obtener. Esto es necesario para entender si un programa puede eventualmente tener un efecto en una población de interés.

Comenzamos mostrando el modo como el puntaje de propensión se distribuye en nuestra muestra. La Figura 3 indica que, al usar las variables de aleatorización y tiempo de viaje como parte de nuestro modelo de participación, predecimos puntajes de propensión que van de 0,08 a 0,85. Esos valores corresponden al 1% más bajo y más alto de los individuos de nuestra muestra. Si consideramos el 1% más bajo para el grupo de tratamiento y el 1% más alto para el grupo de control, los límites serían, en cambio, 0,1 y 0,82.

Figura 3: Puntaje de propensión



El puntaje de propensión está calculado utilizando la aleatorización, 4 unidades de tiempo de viaje al centro más cercano, y nuestras variables de control.

Como se analiza en [Heckman et al. \(2006\)](#), en algunas situaciones las estimaciones por VI no son significativas. Este problema es especialmente importante si la participación (inicio del tratamiento) no aumenta monotónicamente combinando los instrumentos con la variable escalar. Para evitarlo, es posible estimar un puntaje de propensión desde los instrumentos y los controles, y utilizarlo como un instrumento para nuestras estimaciones de VI. Otro problema de las VI es que usualmente son difíciles de interpretar, pues los

compliers (es decir, los individuos que cumplieron con la asignación aleatoria) que cambian su decisión de participación debido al instrumento podrían ser un grupo muy particular. Aunque el soporte común de nuestro puntaje de propensión no cubre a toda la población (de modo que no podemos recuperar el Efecto de Tratamiento Promedio), sí cubre una gama muy amplia de valores, que refuerza la *validez externa* de nuestras estimaciones. Así, consideramos que las estimaciones por VI básicas son interesantes para este caso.

A fin de evaluar si deberíamos explorar los ETM para cada una de nuestras variables de resultado, implementamos las pruebas de heterogeneidad esencial que se encuentran en [Heckman et al. \(2006\)](#). La hipótesis nula de estas pruebas es que la participación en el programa, D , no está determinada por sus beneficios no observables ($U_1 - U_0$). Para cada una de las variables, presentamos pruebas utilizando una especificación normal y especificaciones polinómicas, que van del orden de 2 a 5 polinomios. Como nuestra muestra no es muy grande, algunas de las pruebas no son concluyentes, dado que los p -valores que obtenemos cambian demasiado entre especificaciones. Sin embargo, podemos identificar algunos patrones claros. Primero, fallamos en rechazar la hipótesis nula de que no hay heterogeneidad esencial para el puntaje del dominio social-individual de la prueba Denver y para el resultado de trabajo de la madre, que son (como veremos) los resultados en los cuales se concentra nuestro impacto. Lo mismo se observa para los otros resultados. Encontramos, en cambio, alguna evidencia de que los impactos en el puntaje de lenguaje de Denver, inversiones parentales y depresión materna presentan patrones de heterogeneidad esencial, pero no son constantes en todas las especificaciones.

En el apéndice presentamos los gráficos de las estimaciones de los ETM. No encontramos un patrón consistente de los impactos de la resistencia no observada al tratamiento para ninguna de las variables estudiadas: pocos de los efectos estimados en la distribución de los componentes no observables son estadísticamente diferentes de cero. Dado que el tamaño de nuestra muestra no es muy grande, esto no necesariamente implica ausencia de heterogeneidad esencial. Considerando estos resultados, en el estudio nos enfocamos sobre todo en las estimaciones de las variables instrumentales e interpretamos nuestros hallazgos como los impactos promedio para el rango de individuos para los que teníamos un soporte común, y analizamos los resultados de los ETM para lenguaje en la sección de conclusiones.

Tabla 5: Pruebas de heterogeneidad esencial

Resultado	Normal	Polinomios			
		2	3	4	5
Denver Social	0,58	0,69	0,52	0,68	0,74
Denver Lenguaje	0,92	0,08	0,04	0,08	0,04
Denver Motor	0,51	0,81	0,45	0,60	0,69
Denver Motricidad fina	0,31	0,52	0,46	0,59	0,67
CLAP Social	0,36	0,18	0,13	0,05	0,04
CLAP Lenguaje	0,24	0,40	0,24	0,10	0,12
CLAP Motor	0,40	0,69	0,64	0,29	0,41
CLAP Motricidad fina	0,03	0,09	0,18	0,22	0,33
No conducta disruptiva	0,08	0,24	0,09	0,10	0,17
No disciplina severa	0,14	0,09	0,09	0,13	0,17
Inversiones parentales	0,68	0,05	0,04	0,07	0,11
KIDI	0,78	0,86	0,89	0,75	0,59
No depresión (Escala CES-D)	0,31	0,62	0,01	0,01	0,01
La madre trabaja	0,87	0,77	0,58	0,73	0,76
La madre estudia	0,95	0,67	0,82	0,92	0,96

Cada valor en la tabla representa el p-valor de una prueba de heterogeneidad esencial. La hipótesis nula para estas pruebas es que no hay heterogeneidad esencial. Las pruebas se basan en el hecho de que, en ausencia de heterogeneidad esencial, debería haber una relación lineal entre el resultado y el puntaje de propensión. La primera columna asume que los errores tienen una distribución bivariada normal, mientras que las otras utilizan una aproximación polinómica de las funciones de control.

Tabla 6: Resultados principales

Resultado	Beta	DE	p	Obs	KP
Denver Social	0,35	0,17	0,05	685	161,1
Denver Lenguaje	0,19	0,16	0,23	658	169,9
Denver Motor	0,12	0,14	0,41	654	166,4
Denver Motricidad fina	-0,15	0,18	0,39	679	174,1
CLAP Social	0,05	0,14	0,70	1.348	225,3
CLAP Lenguaje	0,06	0,13	0,64	1.348	225,3
CLAP Motor	-0,02	0,12	0,87	1.348	225,3
CLAP Fine Motor	0,03	0,10	0,73	1.348	225,3
No conducta disruptiva	0,11	0,13	0,39	1.351	223,1
No disciplina severa	0,02	0,20	0,93	1.351	223,1
Inversiones parentales	-0,00	0,18	0,99	1.351	223,1
KIDI	0,08	0,12	0,50	1.351	223,1
No depresión materna (CES-D)	0,04	0,13	0,79	1.340	217,3
La madre trabaja	0,14	0,06	0,02	1.207	207,3
La madre estudia	-0,03	0,03	0,29	1.207	207,3

Esta tabla presenta estimaciones de nuestra especificación de preferencia. Usamos un puntaje de propensión estimado usando (i) la aleatorización, (ii) 4 indicadores de quintiles del tiempo de viaje al centro más cercano, y (iii) los controles en la línea de base como nuestro instrumento. Los errores estándar por conglomerados a nivel de las UE usados para calcular los p-valores. Controles en línea de base: Edad de la madre, Edad del niño, Educación de la madre, Sexo del niño, La madre trabaja, El padre en el hogar, Índice de riqueza, Número de niños menores de 6 años que viven en el hogar.

7.3 Resultados principales usando variables instrumentales

La Tabla 6 muestra los resultados principales del estudio. Encontramos un efecto positivo importante en la dimensión personal-social de la prueba Denver, de un tercio de desviación estándar. No encontramos ningún efecto en los resultados medidos por la prueba CLAP. Sin embargo, como se mencionó anteriormente, el instrumento CLAP es menos preciso que el Denver.¹⁶ Tampoco encontramos efecto alguno en ninguna de las variables parentales (conocimiento medido por el KIDI, disciplina o inversiones y prácticas). Encontramos un parámetro positivo pero insignificante en la conducta disruptiva de los niños, como la reportan los cuidadores. Nuestra medida de la conducta disruptiva se enfoca en conductas que son relativamente extremas, de modo que este hallazgo es importante sobre todo para la cola de la distribución. No encontramos efectos en si la madre estudia o no, pero hay un efecto económicamente importante en la probabilidad de que la madre trabaje. El aumento de 14 puntos porcentuales coincide con lo que se encuentra en la literatura de los países desarrollados ([Carta y Rizzica, 2018](#); [Baker et al., 2008](#)), así como en la de ALC: [Berlinski et al. \(2011\)](#) encuentran un aumento de alrededor de 20 puntos porcentuales en los resultados laborales de las madres de niños de 4 años que asisten al preescolar en Argentina.

Nuestro hallazgo positivo (y grande) en el dominio social de la prueba Denver guarda coherencia con los resultados de los niños de las poblaciones de alto riesgo, como los encontrados en el experimento Abecedarian ([Campbell y Ramey, 1994](#)) y en el Programa Perry Preschool 1 ([Heckman et al., 2010](#)), que han afectado positivamente las habilidades socioemocionales. Coinciden también con aquellos de la literatura de los países en desarrollo: [Bernal y Fernández \(2013\)](#) y [Noboa-Hidalgo y Urzua \(2012\)](#) encuentran efectos positivos en el desarrollo social de los niños (con magnitudes de 0,30 y 0,49 desviaciones estándar, respectivamente). La falta de impacto en las habilidades motoras es común en la literatura, toda vez que este es el dominio donde los niños más pobres no experimentan déficits en relación con los más ricos. Sin embargo, la falta de impactos en el lenguaje no coincide con otros hallazgos que se encuentran en la literatura; los estudios citados de ALC dan cuenta de impactos positivos en la cognición (que incluye lenguaje). El currículo de los CICO en Nicaragua se enfoca en los dominios de desarrollo

¹⁶ Por ejemplo, para un rango de edad dado, el CLAP tiene 2-4 ítems que se administran a un niño, mientras que Denver tiene 15.

personal y social por sobre el desarrollo cognitivo. Asimismo, las proporciones adulto/niño fueron relativamente bajas para estos grupos de edad, de modo que los niños pueden no haber interactuado efectivamente con sus educadores de forma individual. Ambos hechos podrían explicar nuestra falta de impactos en lenguaje.

Una ventaja de usar VI es que hay pruebas ampliamente conocidas para evaluar si nuestros instrumentos son débiles: utilizamos el estadístico Kleibergen-Paap (KP), que es un estadístico robusto para conglomerados. Nuestras estadísticas KP son extremadamente altas, de modo que podemos garantizar firmemente que nuestros instrumentos no tienen un problema de instrumentos débiles si usamos (i) la aleatorización y las unidades de tiempo de viaje o (ii) la aleatorización por sí sola.

7.4 Heterogeneidad de los impactos en los componentes observables

La Tabla 7 muestra que, de todos los subgrupos analizados, los impactos son más fuertes en los niños más grandes y de escasos recursos. La magnitud estimada de los impactos es usualmente estable en todos los grupos. Por ejemplo, el impacto en el dominio social de Denver tiene valores de entre 0,27 y 0,44 desviaciones estándar. El impacto en el indicador *La madre trabaja* obtiene valores de entre 0,10 y 0,18.

7.5 Robustez

La Tabla 9 muestra que los impactos estimados son robustos a diferentes especificaciones. Los impactos significativos en el dominio social de Denver y en la participación de las madres en el mercado laboral tienen magnitudes y significancia muy similares cuando estimamos (i) sin controles (No controles), (ii) se incluyen las visitas domiciliarias como una variable de control, y (iii) se corrige la atrición utilizando ponderaciones de probabilidad inversa (PPI). Las magnitudes cambian mecánicamente cuando usamos los meses de exposición al tratamiento (EXP) como nuestra variable de tratamiento, pero los impactos siguen siendo significativos (aunque en el caso de la participación de las madres en el mercado laboral, lo es solo al 10%). También calculamos los p-valores de Romano-Wolf puesto que algunas de las dimensiones que medimos están relacionadas. En particular, para cada instrumento agrupamos las subpruebas de social y lenguaje, y las de motor y motricidad fina. Nuestros parámetros estimados de los CICO pierden alguna significancia con este procedimiento. La diferencia más importante que encontramos en todas las estimaciones aparece en el impacto en la participación de las madres en el mercado laboral, cuando usamos la variable de aleatorización como único instrumento.

Aunque el efecto en el trabajo materno no es significativo cuando se utiliza solo la aleatorización, es considerable en ambas estimaciones (0,14 y 0,11). Las dos magnitudes son suficientemente importantes para que estos impactos sean considerados como económicamente relevantes, así que todavía interpretamos el impacto en la participación de las madres en el mercado laboral como un efecto positivo del programa.

Como ya se analizó, una segunda fase del diseño del experimento buscaba identificar el impacto de las visitas. Nuestras principales estimaciones para el efecto de la participación en los CICO, podría estar contaminada, pues fueron más los niños del grupo de tratamiento que obtuvieron visitas, que los niños del grupo de control. Para hacer que nuestros parámetros sean interpretables como un efecto puro de los CICO, incluimos el indicador “nunca asistió a las visitas domiciliarias” como un control. Como recibir visitas es una inversión de costo relativamente bajo, asumimos que son exógenas: recibir los beneficios depende de la oferta y no de las características no observables de la familia. La Tabla 9 muestra que nuestros resultados son robustos a la inclusión de las visitas domiciliarias, y los parámetros estimados cambian muy poco.¹⁷

¹⁷ Desafortunadamente, las visitas no son observadas para muchos de los niños cuya asistencia a los CICO se reportó, porque el protocolo original de la encuesta consideró omitir las preguntas de las visitas si el niño había asistido a un centro. Utilizando datos administrativos y en línea de base, resolvimos el problema para muchas de las observaciones, pero aún tenemos un nivel de valores faltantes relativamente serio: no tenemos datos sobre las visitas para el 26% de los niños que asistieron a los CICO (mientras que los datos de las visitas para los que no asistieron a los CICO tienen solo un 1% de valores faltantes).

Tabla 7: Impactos heterogéneos

	Educ baja	Educ alta	Edad 0- 2	Edad 3- 4	Riqueza baja	Riqueza alta	Niña	Niño
Denver Social	0,28	0,42	0,31	0,38	0,41	0,32	0,27	0,44
p	0,14	0,13	0,23	0,04	0,03	0,23	0,18	0,07
Denver Lenguaje	0,17	0,25	0,26	0,19	0,14	0,36	0,24	0,13
p	0,32	0,33	0,24	0,33	0,50	0,10	0,31	0,63
Denver Motor	0,03	0,28	0,20	0,04	0,05	0,25	0,06	0,18
p	0,86	0,34	0,48	0,78	0,78	0,34	0,75	0,47
Denver Motricidad fina	-0,25	0,08	-0,22	-0,06	-0,13	-0,09	-0,02	-0,28
p	0,24	0,79	0,42	0,72	0,53	0,76	0,91	0,25
CLAP social	0,12	-0,11	0,13	-0,02	0,33	-0,36	0,22	-0,12
p	0,46	0,58	0,54	0,90	0,01	0,06	0,12	0,49
CLAP Lenguaje	0,03	0,09	-0,09	0,19	0,05	0,10	0,06	0,08
p	0,82	0,63	0,69	0,04	0,73	0,65	0,71	0,66
CLAP Motor	-0,12	0,14	-0,15	0,10	-0,02	0,01	0,06	-0,12
p	0,28	0,52	0,40	0,38	0,86	0,98	0,73	0,48
CLAP Motricidad fina	0,01	0,12	0,04	0,03	-0,00	0,11	0,02	0,05
p	0,96	0,49	0,77	0,81	1,00	0,54	0,87	0,71
No conducta disruptiva	0,02	0,27	-0,05	0,24	0,12	0,11	-0,03	0,24
p	0,89	0,16	0,80	0,08	0,48	0,60	0,85	0,16
No disciplina severa	0,01	0,05	-0,04	0,08	0,04	-0,01	-0,05	0,07
p	0,97	0,88	0,89	0,71	0,85	0,97	0,81	0,77
Inversiones parentales	0,01	-0,03	-0,01	0,00	-0,04	0,05	0,10	-0,09
p	0,97	0,90	0,98	0,98	0,82	0,85	0,56	0,70
KIDI	-0,00	0,28	0,10	0,05	0,02	0,19	-0,03	0,19
p	0,99	0,19	0,45	0,75	0,90	0,34	0,87	0,27
No depresión materna	0,15	-0,12	0,11	-0,05	0,02	0,08	0,16	-0,10
p	0,34	0,53	0,59	0,72	0,89	0,69	0,34	0,60
La madre trabaja	0,14	0,16	0,16	0,11	0,17	0,11	0,18	0,10
p	0,02	0,10	0,09	0,07	0,03	0,19	0,03	0,22
La madre estudia	-0,03	-0,02	-0,01	-0,04	-0,02	-0,04	-0,04	-0,01
p	0,23	0,61	0,89	0,07	0,37	0,37	0,28	0,82
Conteo de positivos	11	11	8	11	10	11	10	9

Esta tabla presenta estimaciones obtenidas usando nuestra especificación de base, y para subgrupos específicos. Educación baja: la madre tiene 8 años de educación o menos en la línea de base. Educación alta: 9 o más años. Edad baja: el niño tiene menos de 24 meses en la línea de base. Edad alta: más de 24 meses. Riqueza baja: bajo la media de un índice de riqueza en la línea de base. Riqueza alta: sobre la media. Niña/niño: sexo. La fila final presenta el número de resultados que tienen un efecto de tratamiento positivo.

Tabla 8: Impactos heterogéneos - Significancia

	Educ baja	p	Bebés	p	Riqueza más alta	p	Niño	p
Denver Social	-0,02	0,94	-0,03	0,92	-0,21	0,44	0,20	0,45
Denver Lenguaje	-0,11	0,66	0,13	0,66	0,24	0,39	-0,13	0,70
Denver Motor	-0,27	0,45	0,15	0,66	0,21	0,53	0,08	0,81
Denver Motricidad fina	-0,34	0,32	-0,18	0,52	-0,01	0,98	-0,34	0,24
CLAP Social	0,13	0,53	0,23	0,25	-0,63	0,00	-0,27	0,11
CLAP Lenguaje	-0,01	0,95	-0,17	0,48	0,09	0,73	0,06	0,77
CLAP Motor	-0,29	0,16	-0,02	0,93	-0,02	0,94	-0,21	0,32
CLAP Motricidad fina	-0,06	0,71	0,02	0,91	0,10	0,62	0,04	0,81
No conducta disruptiva	-0,21	0,38	-0,29	0,19	-0,07	0,80	0,24	0,25
No disciplina severa	-0,01	0,98	-0,10	0,65	-0,10	0,79	0,15	0,50
Inversiones parentales	0,06	0,81	-0,04	0,88	0,06	0,83	-0,24	0,25
KIDI	-0,22	0,26	0,07	0,70	0,13	0,55	0,19	0,39
No depresión materna	0,26	0,27	0,14	0,50	0,11	0,67	-0,33	0,12
La madre trabaja	0,02	0,80	0,06	0,61	-0,05	0,57	-0,08	0,49
La madre estudia	0,01	0,77	0,02	0,64	-0,02	0,52	0,04	0,43

Las regresiones en esta tabla incluyen la participación en los CICO y su interacción con una covariable, como las principales variables endógenas de interés. La covariable también está incluida como una variable exógena. Los instrumentos son el puntaje de propensión y su interacción con la covariable. Esta tabla presenta el coeficiente asociado a la interacción y los p-valores correspondientes. Las covariables utilizadas son: Educación baja de la madre: menos de 8 años de educación; Bebés-Niño: tiene menos de 24 meses de edad; Riqueza más alta: la familia está sobre la media en riqueza; Niño: el niño es varón.

Tabla 9: Robustez para las distintas especificaciones

	Base	Sin controles	Visita s	PPI	Aleat	Exp	RW
Denver Social	0.35	0.39	0.47	0.35	0.47	0.02	
p	<i>0.05</i>	<i>0.04</i>	<i>0.02</i>	<i>0.05</i>	<i>0.01</i>	<i>0.03</i>	<i>0.08</i>
Denver Lenguaje	0.19	0.18	0.20	0.17	0.10	0.01	
p	<i>0.23</i>	<i>0.32</i>	<i>0.34</i>	<i>0.26</i>	<i>0.59</i>	<i>0.29</i>	<i>0.22</i>
Denver Motor	0.12	0.15	0.10	0.11	0.11	0.01	
p	<i>0.41</i>	<i>0.27</i>	<i>0.58</i>	<i>0.45</i>	<i>0.48</i>	<i>0.37</i>	<i>0.56</i>
Denver Motricidad fina	-0.15	-0.13	-0.04	-0.15	-0.16	-0.01	
p	<i>0.39</i>	<i>0.52</i>	<i>0.86</i>	<i>0.37</i>	<i>0.42</i>	<i>0.51</i>	<i>0.56</i>
CLAP Social	0.05	0.30	0.04	0.07	0.11	0.00	
p	<i>0.70</i>	<i>0.03</i>	<i>0.82</i>	<i>0.60</i>	<i>0.45</i>	<i>0.74</i>	<i>0.86</i>
CLAP Lenguaje	0.06	0.30	0.09	0.09	0.12	0.01	
p	<i>0.64</i>	<i>0.07</i>	<i>0.57</i>	<i>0.50</i>	<i>0.43</i>	<i>0.47</i>	<i>0.86</i>
CLAP Motor	-0.02	-0.24	0.03	0.01	-0.02	-0.00	
p	<i>0.87</i>	<i>0.08</i>	<i>0.81</i>	<i>0.96</i>	<i>0.85</i>	<i>0.79</i>	<i>0.92</i>
CLAP Motricidad fina	0.03	-0.29	0.18	0.04	0.08	0.00	
p	<i>0.73</i>	<i>0.01</i>	<i>0.17</i>	<i>0.72</i>	<i>0.48</i>	<i>0.51</i>	<i>0.92</i>
No conducta disruptiva	0.11	0.11	0.12	0.12	0.11	0.01	
p	<i>0.39</i>	<i>0.37</i>	<i>0.40</i>	<i>0.32</i>	<i>0.35</i>	<i>0.56</i>	
No disciplina severa	0.02	-0.03	-0.13	0.04	-0.10	0.00	
p	<i>0.93</i>	<i>0.90</i>	<i>0.60</i>	<i>0.85</i>	<i>0.69</i>	<i>0.88</i>	
Inversiones	-0.00	-0.03	-0.02	-0.01	0.14	0.00	
p	<i>0.99</i>	<i>0.87</i>	<i>0.93</i>	<i>0.97</i>	<i>0.51</i>	<i>0.81</i>	
KIDI	0.08	0.04	0.11	0.06	0.21	0.01	
p	<i>0.50</i>	<i>0.72</i>	<i>0.45</i>	<i>0.60</i>	<i>0.18</i>	<i>0.26</i>	
No depresión materna	0.04	-0.07	0.17	0.04	0.04	0.01	
p	<i>0.79</i>	<i>0.62</i>	<i>0.29</i>	<i>0.78</i>	<i>0.78</i>	<i>0.57</i>	
La madre trabaja	0.14	0.16	0.14	0.14	0.11	0.01	
p	<i>0.02</i>	<i>0.02</i>	<i>0.07</i>	<i>0.02</i>	<i>0.10</i>	<i>0.08</i>	
La madre estudia	-0.03	-0.04	-0.03	-0.03	-0.02	-0.00	
p	<i>0.29</i>	<i>0.13</i>	<i>0.31</i>	<i>0.29</i>	<i>0.52</i>	<i>0.41</i>	
Conteo de positivos	11	8	11	12	11	12	

BASE: especificación original; Sin controles: la misma especificación sin controles; Visitas: especificación de base, añadiendo las visitas domiciliarias como un control (en el caso de las pruebas Denver, que no están disponibles en la línea de base, se incluye la prueba CLAP correspondiente en la línea de base); PPI: estimación de base con ponderaciones de probabilidad inversa para corregir la atrición; Exp: especificación de base pero usando los meses de exposición como una variable del tratamiento; Aleat: usando la aleatorización como único instrumento. RW: p-valores Romano-Wolf. Los grupos de hipótesis son: (i) Denver Social y Denver Lenguaje; (ii) Denver Motor y Denver Motricidad fina; (iii) CLAP Social y CLAP Lenguaje; y (iv) CLAP Motor y CLAP Motricidad fina. No depresión materna está medida utilizando la escala CES-D.

7.6 Efectos de la calidad en las decisiones parentales de participar en los CICO e Impactos ajustados por calidad

En esta sección presentamos estimaciones ajustadas por calidad, considerando el efecto de la calidad de los centros de cuidado infantil en los resultados de los niños que asisten. Para que esas estimaciones sean consistentes, necesitamos asumir que la calidad es una variable exógena: no está relacionada con variables no observables que podrían ser determinantes en los resultados de los niños.¹⁸

7.6.1 El efecto de la calidad en las decisiones parentales de participar en los CICO

La Tabla 10 muestra los determinantes de la elección, incluyendo una medida de *calidad de proceso*, que refleja la calidad de las interacciones en el aula. Se cree que este es el tipo de calidad más relevante para generar impactos positivos en los niños. Es también el aspecto de la calidad más difícil de observar y de medir (López-Boo et al., 2019).¹⁹ Sorprendentemente, la calidad de proceso determina en buena medida la participación, lo que resulta extraordinario dados los nuevos factores que hacen que así sea. Este hallazgo es importante porque sugiere claramente que los padres son capaces de observar la calidad del centro (algo que raramente los investigadores logran observar) y tomar decisiones de acuerdo con esto. Utilizando una medida de calidad más completa, que incluye materiales e infraestructura, los resultados son muy similares. Dado que la correlación entre la calidad del proceso y la calidad de los materiales es muy alta en nuestra muestra (0,88), nuestros resultados podrían provenir de la observación que los padres hacen de los materiales y de interpretarlos como *proxies* de la calidad.

7.6.2 El efecto de la calidad en los impactos del programa

En esta sección estamos interesados en estudiar la manera como el impacto de la participación en los CICO cambia según la calidad de los centros. Mantenemos el supuesto de que la calidad es una variable exógena desde el punto de vista de las familias. También asumimos que el programa no tuvo impactos en la calidad de los CICO, aparte

¹⁸ No observamos la medida de calidad para todas las UE, sino solamente para aquellas que eventualmente recibieron un CICO (véase la Figura 1). Esto incluye a 31 de las 39 UE de nuestra muestra, lo que significa que nuestras estimaciones, expuestas en esta sección, tienen alrededor de 500 observaciones para la prueba Denver y aproximadamente 1000 para los otros resultados.

¹⁹ La calidad “estructural” involucra la presencia de aquellos recursos que facilitan las características de la interacción de un entorno de cuidado; son también variables que pueden ser más fácilmente controladas y observadas.

de hacer que el centro sea construido primero.²⁰ Así, usamos la calidad como un *moderador* de los impactos del programa más que como un *mediador* (Heckman y Pinto, 2015). La Tabla 11 presenta los resultados de este ejercicio.

Tabla 10: Determinantes de la participación en los CICO, incluida una medida de calidad del proceso

	Beta	p-valor
Aleatorización 1	0,41	(0,00)
Tiempo al centro Pctl 1-20	0,27	(0,00)
Tiempo al centro Pctl 21-40	0,21	(0,00)
Tiempo al centro Pctl 41-60	0,049	(0,38)
Tiempo al centro Pctl 61-80	-0,029	(0,68)
Edad de la madre	-0,00097	(0,68)
Educación de la madre	-0,0053	(0,30)
Índice de riqueza	-0,030	(0,08)
Sexo	-0,020	(0,49)
Edad	0,0045	(0,01)
La madre trabaja	0,037	(0,37)
El padre en el hogar	0,0092	(0,80)
N niños menores de 6 en hogar	0,019	(0,36)
Calidad: Proceso	0,042	(0,02)
Observaciones	1089	

Presentamos los efectos marginales evaluados en la media de todas las variables incluidas. Usamos todas nuestras variables de control, nuestros instrumentos y una medida de calidad de proceso como posibles determinantes de la participación.

²⁰ Aunque podemos probar esta relación en los datos estudiando la independencia de la aleatorización con la medición de la calidad entre las UE cuya calidad es observada, la prueba solo puede llevarse a cabo con 31 observaciones, de modo que podríamos no tener suficiente poder estadístico. En la prueba no rechazamos la hipótesis nula de una ausencia de relación, y el efecto del tratamiento de la aleatorización en la calidad es de 0,12 desviaciones estándar, que nosotros consideramos muy baja.

Tabla 11: Impactos ajustados por la calidad

Resultado	CICO	p-valor	Calidad	p-valor
Denver Social	0,60	0,01	0,39	0,05
Denver Lenguaje	0,33	0,20	0,33	0,26
Denver Motor	0,28	0,16	0,61	0,00
Denver Motricidad fina	0,24	0,45	0,91	0,00
CLAP Social	0,15	0,38	0,04	0,82
CLAP Lenguaje	0,13	0,53	0,38	0,08
CLAP Motor	0,02	0,89	-0,06	0,72
CLAP Motricidad fina	0,24	0,08	0,20	0,18
No conducta disruptiva	0,07	0,58	0,03	0,79
No disciplina severa	-0,12	0,69	-0,38	0,26
Inversiones	0,14	0,52	0,47	0,02
KIDI	0,42	0,05	0,50	0,05
No depresión (Escala CES-D)	0,05	0,77	0,04	0,84
La madre trabaja	0,11	0,21	0,11	0,20
La madre estudia	0,01	0,86	-0,02	0,44

Esta tabla presenta las estimaciones de los impactos ajustados por la calidad. Incluimos la calidad de los CICO como una variable exógena independiente. La participación en los CICO y una interacción de esa participación con la medida de calidad son nuestras variables endógenas independientes, y los coeficientes asociados a ellas se presentan en la tabla junto a sus p-valores. Los instrumentos son la aleatorización y su interacción con la calidad.

En lo que concierne a la regresión de VI, en esta sección incluimos la calidad de los CICO como una variable exógena independiente. La participación en los centros y una interacción de esa participación con la medida de calidad, son nuestras variables endógenas. Los instrumentos son la aleatorización y su interacción con la calidad. La tabla muestra que (i) no hay impactos de la calidad en las variables maternas, como se esperaba; pero (ii) hay impactos significativos, o cercanos a serlo, en KIDI y las inversiones parentales, lo que implica que los centros de mayor calidad son más activos en la tarea de comprometer y capacitar a los padres; (iii) hay algunos impactos fuertes de la calidad de los CICO en la motricidad fina, motricidad gruesa y desarrollo social personal de la prueba Denver, lo que es extraordinario dado el número más reducido de observaciones en esta muestra. En suma, los hallazgos sugieren que la calidad —en un entorno de escasos recursos y baja calidad— es un determinante importante de los impactos de los centros de cuidado infantil.

8 Conclusiones

Existe abundante evidencia de los impactos de los programas de cuidado infantil en los países desarrollados; sin embargo, son escasas las evaluaciones rigurosas de aquellos

basados en centros en los países en desarrollo. Más aún, ello da lugar a que se cuestione la causalidad de las estimaciones provistas. Dada la gran expansión de la cobertura de los centros de cuidado infantil y la posibilidad de que esa tendencia continúe, es fundamental contar con evidencia cuantitativa de los efectos de los centros de desarrollo infantil. Este estudio evalúa el impacto de un programa implementado, entre 2013 y 2015, en Nicaragua, el segundo país más pobre de América Latina.

La mayoría de las veces, nuestros hallazgos coinciden con evaluaciones previas de los programas basados en centros que atienden a poblaciones considerablemente desfavorecidas en los países desarrollados, excepto por dos cuestiones sustanciales: primeramente, a medida que encontramos impactos positivos en el desarrollo socioemocional, no vemos ningún impacto complementario en el dominio más cognitivo del lenguaje; y en segundo lugar, sí vemos un impacto significativo en la participación materna en la fuerza laboral, que no había sido medido/analizado previamente en la literatura de ALC (Behrman et al., 2004; Noboa-Hidalgo y Urzua, 2012; Bernal y Fernández, 2013) o donde se había encontrado, en cambio, un impacto positivo acompañado de uno negativo en el desarrollo infantil (Carta y Rizzica, 2018; Baker et al., 2008; Rosero y Oosterbeek, 2011), lo que prueba una suerte de sustitución del bienestar materno por el infantil al que este estudio no se adhiere. En este sentido, nuestro trabajo está más alineado con Berlinski et al. (2009).

Nosotros encontramos algunos efectos heterogéneos (mayores impactos en los niños más grandes y de menores ingresos) que coinciden con la literatura, pero la muestra no es lo suficientemente grande como para rechazar la hipótesis nula de que son diferentes. No obstante, el tamaño de la muestra sí nos permite encontrar un efecto de moderación de nuestra variable de calidad, lo que evidencia que incluso los aumentos pequeños en el rango de calidad existente podrían dar frutos en términos de los resultados de desarrollo y posiblemente extenderse a los resultados más cognitivos.

El programa de CICO en Nicaragua resultó sustancialmente más barato que los programas que han sido evaluados en los países desarrollados, o incluso en ALC (Araujo et al., 2013). Aun así, logró tener impactos estadística y económicamente significativos en los niños y sus madres. Esto ofrece una evidencia alentadora para la posibilidad de que los países en desarrollo promuevan su capital humano a través de políticas para la primera infancia. Si nos atenemos al nivel salarial mínimo vigente en Nicaragua (aproximadamente US\$ 2400 por año), el impacto de 14 puntos porcentuales en el trabajo

materno sería más que suficiente para pagar en su totalidad el programa. Las implicaciones de política de nuestros resultados apuntan al desafío de expandir la cobertura del cuidado infantil, particularmente hacia los niños más vulnerables. Hay una necesidad clara de mejorar continuamente la calidad y de evaluarla rigurosamente en los servicios que se prestan.

Referencias

- Almond, D., Currie, J. y Duque, V. (2018). “Childhood Circumstances and Adult Outcomes: Act II”. *Journal of Economic Literature*, 56(4):1360–1446.
- Araujo, M. C., López Bóo F. y Puyana, J. M. (2013). “Overview of Early Childhood Development Services in Latin America and the Caribbean”. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Baker, M., Gruber, J. y Milligan, K. (2008). “Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being”. *Journal of Political Economy*, 116(4):709–745.
- Baker, M., Gruber, J. y Milligan, K. (2015). “Non-Cognitive Deficits and Young Adult Outcomes: The Long-Run Impacts of a Universal Child Care Program”. Informe técnico, National Bureau of Economic Research.
- Baker, M., Gruber, J. y Milligan, K. (en prensa). “The Long-Run Impacts of a Universal Child Care Program”. *American Economic Journal: Economic Policy*.
- Barnett, W. S. y Masse, L. N. (2007). “Comparative Benefit–Cost Analysis of the Abecedarian Program and its Policy Implications”. *Economics of Education Review*, 26(1):113–125.
- Behrman, J. R., Cheng, Y. y Todd, P. E. (2004). “Evaluating Preschool Programs when Length of Exposure to The Program Varies: A Nonparametric Approach”. *Review of Economics And Statistics*, 86(1):108–132.
- Berlinski, S., Galiani, S. y Gertler, P. (2009). “The Effect of Pre-Primary Education on Primary School Performance”. *Journal of Public Economics*, 93(1-2):219–234.
- Berlinski, S., Galiani, S. y Mc Ewan, P. J. (2011). “Preschool and Maternal Labor Market Outcomes: Evidence from a Regression Discontinuity Design”. *Economic Development and Cultural Change*, 59(2):313–344.
- Berlinski, S. y Schady, N. (2015). “The Early Years: Child Well-Being and the Role of Public Policy”. New York: Palgrave Macmillan.
- Bernal, R. y Fernández, C. (2013). “Subsidized Childcare and Child Development in Colombia: Effects of Hogares Comunitarios de Bienestar as a Function of Timing and Length of Exposure”. *Social Science & Medicine*, 97:241–249.
- Björklund, A. y Moffitt, R. (1987). “The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-selection Models”. *The Review of Economics and Statistics*, p. 42–49.

- Campbell, F., Conti, G., Heckman, J. J., Moon, S. H., Pinto, R., Pungello, E. y Pan, Y. (2014). "Early Childhood Investments Substantially Boost Adult Health". *Science*, 343(6178):1478–1485.
- Campbell, F. A., Pungello, E. P., Burchinal, M., Kainz, K., Pan, Y., Wasik, B. H., Barbarin, O. A., Sparling, J. J. y Ramey, C. T. (2012). "Adult Outcomes as a Function of an Early Childhood Educational Program: An Abecedarian Project Follow-up". *Developmental Psychology*, 48(4):1033.
- Campbell, F. A. y Ramey, C. T. (1994). "Effects of Early Intervention on Intellectual and Academic Achievement: A Follow-up Study of Children from Low-income Families". *Child Development*, 65(2):684–698.
- Carneiro, P. y Ginja, R. (2014). "Long-term Impacts of Compensatory Preschool on Health and Behavior: Evidence from Head Start". *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4):135–73.
- Carta, F. And Rizzica, L. (2018). Early Kindergarten, Maternal Labor Supply and Children's Outcomes: Evidence from Italy". *Journal of Public Economics*.
- Castro, V. y Laguna, R. (2016). Informe de Terminación de Proyecto del Programa Urbano. Informe técnico.
- Drange, N. y Havnes, T. (2019). "Early Childcare and Cognitive Development: Evidence from an Assignment Lottery". *Journal of Labor Economics*, 37(2):581– 620.
- Duncan, G. J. y Magnuson, K. (2013). "Investing in Preschool Programs". *Journal of Economic Perspectives*, 27(2):109–32.
- Elango, S., García, J. L., Heckman, J. J. y Hojman, A. (2015). "Early Childhood Education". *Economics of Means-Tested Transfer Programs in The United States*, 2:235–297. University of Chicago Press.
- Felfe, C. y Lalive, R. (2018). "Does Early Child Care Affect Children's Development?". *Journal of Public Economics*, 159:33–53.
- Felfe, C., Nollenberger, N. y Rodríguez-Planas, N. (2015). "Can't Buy Mommy's Love? Universal Childcare and Children's Long-term Cognitive Development". *Journal of Population Economics*, 28(2):393–422.
- Fort, M., Ichino, A. y Zanella, G. (2016). "Cognitive and Non-Cognitive Costs of Daycare 0-2 for Girls". *IZA Discussion Paper Series* No. 9756.
- Frankenburg, W. K., Dodds, J., Archer, P., Bresnick, B., Maschka, P., Edel- Mann, N. y Shapiro, H. (1990). The Denver II Technical Manual. Denver: Denver Developmental Materials, Inc.
- Frankenburg, W. K., Dodds, J., Archer, P., Shapiro, H. y Bresnick, B. (1992). "A Major Revision and Restandardization of The Denver Developmental Screening Test". *Pediatrics*, 89:91–97.
- Frongillo, E., Sywulka, S. y Kariger, P. (2003). "Unicef Psychosocial Care Indicators Project". Informe final para Unicef.

- Gupta, N. D. y Simonsen, M. (2010). “Non-cognitive Child Outcomes and Universal High Quality Child Care”. *Journal of Public Economics*, 94(1-2):30–43.
- Havnes, T. y Mogstad, M. (2015). “Is Universal Child Care Leveling the Playing Field? *Journal of Public Economics*, 127:100–114.
- Heckman, J., Moon, S. H., Pinto, R., Savelyev, P. y Yavitz, A. (2010). “Analyzing Social Experiments as Implemented: A Reexamination of The Evidence From the Highscope Perry Preschool Program”. *Quantitative Economics*, 1(1):1–46.
- Heckman, J. J. (2008). “Schools, Skills, and Synapses. *Economic Inquiry*, 46(3):289–324.
- Heckman, J. J. y Pinto, R. (2015). “Econometric Mediation Analyses: Identifying the Sources of Treatment Effects from Experimentally Estimated Production Technologies with Unmeasured and Mismeasured Inputs”. *Econometric Reviews*, 34(1-2):6–31.
- Heckman, J. J., Urzua, S. y Vytlačil, E. (2006). Understanding Instrumental Variables in Models with Essential Heterogeneity”. *The Review of Economics and Statistics*, 88(3):389–432.
- Heckman, J. J. y Vytlačil, E. (2005). “Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation 1”. *Econometrica*, 73(3):669–738.
- Heckman, J. J. y Vytlačil, E. J. (1999). “Local Instrumental Variables and Latent Variable Models for Identifying and Bounding Treatment Effects”. *Proceedings of The National Academy of Sciences*, 96(8):4730–4734.
- Heckman, J. J. y Vytlačil, E. J. (2007). “Econometric Evaluation of Social Programs, Part II: Using the Marginal Treatment Effect to Organize Alternative Econometric Estimators to Evaluate Social Programs, and To Forecast their Effects in New Environments”. *Handbook of Econometrics*, 6:4875–5143.
- Herbst, C. M. y Tekin, E. (2010). “Child Care Subsidies and Child Development”. *Economics of Education Review*, 29(4):618–638.
- IADB (2019). “Sector Framework Document for Early Childhood Development”. Sector Social. Informe técnico, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Kleibergen, F. y Paap, R. (2006). “Generalized Reduced Rank Tests using the Singular Value Decomposition”. *Journal of Econometrics*, 133(1):97–126.
- Kline, P. y Walters, C. R. (2016). “Evaluating Public Programs with Close Substitutes: The Case of Head Start”. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1795–1848.
- Kottelenberg, M. J. y Lehrer, S. F. (2017). “Targeted or Universal Coverage? Assessing Heterogeneity in The Effects of Universal Child Care”. *Journal of Labor Economics*, 35(3):609–653.
- López-Boo, F., Dormal, M. y Weber, A. (2019). “Validity of Four Measures of Child Care Quality in a National Sample of Centers in Ecuador”. *Plos One*, 14(2):E0209987.
- Lopez-Boo, F. y Ferro, M. (2019). “La calidad de los procesos en aula y desarrollo infantil de niños

- menores de tres años en los espacios de primera infancia (EPI) del Gran Buenos Aires: Validación de una lista corta de monitoreo de uso a gran escala”. Informe técnico. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Macphee, D. (1981). “Knowledge of Infant Development Inventory (KIDI) Manual”. University of North Carolina at Chapel Hill, USA.
- Martell, M., Martínez, G., Díaz Rossello, J., Lopez de Cayaffa, C. y Ruggia, R. (1985). “Evaluación primaria del crecimiento y desarrollo bio-psico-motor”. *Publicación Científica CLAP*, 1062.
- Noboa-Hidalgo, G. E. y Urzua, S. S. (2012). “The Effects of Participation in Public Child Care Centers: Evidence from Chile. *Journal of Human Capital*, 6(1):1–34.
- Novta, N. y Wong, J. (2017). *Women at Work in Latin America and the Caribbean*. International Monetary Fund.
- Paes de Barros, R., Olinto, P., Lunde, T., y Carvalho, M. (2011). “The Impact of Access to Free Childcare on Women’s Labor Market Outcomes: Evidence from a Randomized Trial in Low-income Neighborhoods of Rio De Janeiro”. Citeseer.
- Rosero, J. y Oosterbeek, H. (2011). “Trade-Offs Between Different Early Childhood Interventions: Evidence from Ecuador”. Tinbergen Institute Discussion Papers No. 2011-102/3
- Schady, N., Behrman, J., Araujo, M. C., Azuero, R., Bernal, R., Bravo, D., Lopez-Boo, F., Macours, K., Marshall, D., Paxson, C. et al. (2015). “Wealth Gradients in Early Childhood Cognitive Development in Five Latin American Countries”. *Journal of Human Resources*, 50(2):446–463.
- Schweinhart, L. J. (2005). *Lifetime Effects: The High/Scope Perry Preschool Study Through Age 40*. Number 14. High/Scope Foundation.
- Schweinhart, L. J. et al. (1993). *Significant Benefits: The High/Scope Perry Preschool Study Through Age 27. Monographs of The High/Scope Educational Research Foundation, No. Diez*. ERIC.
- Verdisco, A., Cueto, S. y Thompson, J. (2016). “Early Childhood Development: Wealth, the Nurturing Environment and Inequality First Results from The PRIDI Database”. Informe técnico. Banco Interamericano de Desarrollo.