

La calidad de los jardines de cuidado infantil y el desarrollo infantil

Maria Caridad Araujo
Marta Dormal
Norbert Schady

La calidad de los jardines de cuidado infantil y el desarrollo infantil

Maria Caridad Araujo
Marta Dormal
Norbert Schady

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo
Araujo, Maria Caridad.

La calidad de los jardines de cuidado infantil y el desarrollo infantil / Maria Caridad
Araujo, Marta Dormal, Norbert Schady.

p. cm. — (Documento de trabajo del BID ; 779)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Child care-Evaluation. 2. Child developmet-Evaluation. 3. Child development-
Testing. I. Dormal, Marta. II. Schady, Norbert. III. Banco Interamericano de
Desarrollo. División de Protección Social y Salud. IV. Título. V. Serie.
IDB-WP-779

<http://www.iadb.org>

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

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

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

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

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



scl-sph@iadb.org

www.iadb.org/socialprotection

La calidad de los jardines de cuidado infantil¹ y el desarrollo infantil

M. Caridad Araujo*
Marta Dormal*
Norbert Schady*

Resumen

El desarrollo en la primera infancia predice lo que serán los resultados en la escolaridad y el mercado laboral en la edad adulta. En este documento usamos una estrategia de identificación de efectos fijos para evaluar el modo en que las diferencias en la calidad de los jardines de cuidado infantil afectan la comunicación, la motricidad fina y las destrezas en resolución de problemas de los niños menores de tres años. Demostramos que los niños logran resultados en su desarrollo significativamente mejores cuando han tenido en las aulas cuidadores más experimentados y cuidadores capaces de ofrecer interacciones de mayor calidad a los niños. Existe una heterogeneidad considerable en los efectos de la calidad del cuidador sobre el desarrollo infantil. Por lo general, los padres no pueden observar, o no valoran, la calidad del cuidado.

Códigos JEL: I00, I10, I20, I25, I30, I38, J13.

Palabras clave: centros de cuidado infantil, calidad, desarrollo infantil, CLASS, ASQ.

Este trabajo no habría sido posible sin el apoyo del personal técnico del Programa Nacional Cuna Más en Perú y de los niños, las familias, las cuidadoras y acompañantes técnicos de todos los centros estudiados. Romina Tomé y María Adelaida Martínez Cabrera proporcionaron una excelente asistencia en la investigación en diferentes etapas del proyecto. Sara Scholdt cumplió un papel clave en la capacitación y supervisión del equipo de codificadores del CLASS. Agradecemos los comentarios de Pedro Carneiro, Jennifer LoCasale-Crouch, Costas Meghir, Robert Pianta, Marta Rubio-Codina, Hiro Yoshikawa y de los participantes a la reunión de la Latin American Economic Association (LACEA) celebrada en Medellín, Colombia, del 10 al 12 de noviembre de 2016.

*Todos los autores son funcionarios del Banco Interamericano de Desarrollo. Araujo: mcaraujo@iadb.org; Dormal: mdormal@iadb.org; Schady: norberts@iadb.org.

¹ Nos referimos con esta denominación a los mismos servicios que, en otras publicaciones del Banco Interamericano de Desarrollo – BID se denominan “jardines de cuidado infantil”. A lo largo de este documento, los llamaremos centros de cuidado infantil.

1. Introducción

Una abundante literatura de muchas disciplinas concluye que el desarrollo en la primera infancia tiene consecuencias duraderas (Almond y Currie 2010; Shonkoff y Phillips 2000). La investigación en neurología demuestra que el cerebro es altamente plástico en edades tempranas y es muy sensible a los estímulos del ambiente (Nelson y Scheridan 2011). En paneles de largo plazo, los niños pequeños que experimentan un mejor desarrollo en lenguaje, cognitivo, motor y socioemocional obtienen mejores resultados en la edad adulta (Case y Paxson 2008; Currie y Thomas 2001; Moffitt et al. 2011). Mejoras plausiblemente exógenas en la educación materna (Carneiro et al. 2013), nutrición temprana (Hoddinott et al. 2008; Maluccio et al. 2009), la calidad del entorno en el hogar (Eckenrode et al. 2010; Gertler et al. 2014; Olds et al. 1998), la asistencia al preescolar (Berlinski et al. 2008; Campbell et al. 2002, 2014; Heckman et al. 2010) y en la calidad del aula en el centro de cuidado infantil (Chetty et al. 2011) han demostrado traducirse en un rendimiento escolar más alto, un mejor estado de salud, niveles de conducta delictiva más bajos y mejores resultados en el mercado laboral en los países desarrollados y en desarrollo.

Muchos niños, especialmente entre los pobres, tienen profundos déficits en su desarrollo a edades tempranas. En Estados Unidos, los niños pobres se rezagan desde una edad temprana en los puntajes escolares por una desviación estándar o más respecto de sus homólogos de mejor estatus socioeconómico (Carneiro and Heckman 2003; Duncan and Magnuson 2013). En el mundo en desarrollo, se estima que más de 200 millones de niños no alcanzan todo su potencial de desarrollo (Grantham-McGregor et al. 2007). En muchos países latinoamericanos más de la mitad de los niños pobres tienen un año o más de retraso en su desarrollo del lenguaje cuando comienzan la escolaridad formal y estas brechas persisten a medida que los niños avanzan en el sistema escolar (Schady et al. 2015).

El desarrollo infantil ocurre a medida que los niños pequeños interactúan con su entorno. Una gran proporción de niños en Estados Unidos y otros países desarrollados asisten al preescolar o a un centro de cuidado infantil². La cobertura de los jardines de cuidado infantil

² En la literatura no hay una distinción clara entre los “centros de cuidado infantil” (nidos, guarderías, salas-cuna, según el país) y el “preescolar”. A veces, el término centro de cuidado infantil se refiere a servicios para niños menores de 3 años (36 meses), mientras que el preescolar está relacionado con niños más grandes (de 3 y 4 años). El preescolar se ofrece usualmente durante un turno de 4 horas en la mañana. Los centros de cuidado infantil operan generalmente durante más horas pues con ellos se pretende facilitar el trabajo de los padres. En este documento, al analizar los programas de América Latina, nos referimos como “centros de cuidado infantil” a los servicios provistos por entidades distintas del Ministerio de Educación o por proveedores privados, frecuentemente sin un currículo claro u objetivos de desarrollo infantil, con personal poco calificado y no profesional, y generalmente (pero no siempre) destinados a niños más pequeños. Nos referimos como “preescolar” a los servicios provistos por el Ministerio de Educación (o regulados por él cuando el sector privado se encarga de la provisión), generalmente a niños más grandes (de 3 a 5 años), que cuentan con educadores profesionales y un currículo (frecuentemente diseñado para facilitar la transición hacia la escolaridad formal). Siguiendo esta definición, el programa que estudiamos en este documento, *Cuna Más*, está destinado más al cuidado infantil que a los servicios de preescolar.

también ha ido en aumento en muchos países en desarrollo³. En Chile y Brasil, por ejemplo, la proporción de niños de 3 años o menores que asisten a algún tipo de centro de cuidado infantil se duplicó en la década pasada y en Ecuador creció seis veces (Berlinski y Schady 2015).

Investigaciones de Estados Unidos sugieren que un centro de cuidado infantil y un preescolar de alta calidad pueden reportar grandes beneficios a los niños, especialmente a los de hogares pobres. Esto es particularmente visible en programas modelo pilotos de pequeña escala como el Perry Preschool Program en Ypsilanti, Michigan (Heckman et al. 2010; Schweinhart et al. 2005) y el Abecedarian Program en Chapel Hill, Carolina del Norte (Campbell et al. 2002, 2014). Hay también evidencia de los beneficios de Head Start, el programa nacional que llega a casi un millón de niños de bajos ingresos en Estados Unidos⁴. Sin embargo, los jardines de cuidado infantil también han demostrado tener efectos negativos en algunos niños (como evidencian Baker et al. 2008, 2015 y Kottelenberg y Lehrer 2016, sobre los efectos de los jardines subsidiados en Quebec; y Havnes y Mogstad 2015 respecto de los servicios universales de cuidado infantil universal en Noruega). Hay una variedad de posibles razones para explicar estos hallazgos aparentemente contradictorios, pero una es que hay grandes diferencias tanto en la calidad del cuidado como en la del entorno del hogar al que los niños pequeños están expuestos⁵. También existen desafíos en la implementación de programas de alta calidad a escala (como las experiencias de Quebec y de Noruega).

Existen aún menos conocimientos acerca de los efectos de los jardines de cuidado infantil sobre los resultados de los niños en los países en desarrollo, en particular del que se brinda a los niños menores de 3 años. Behrman et al. (2004) y Bernal y Fernández (2013) evalúan los efectos de jardines de cuidado infantil comunitarios en el desarrollo infantil en Bolivia y Colombia, respectivamente. Sus resultados sugieren un efecto positivo entre los niños un poco más grandes (aproximadamente de 4 años o mayores) y ningún efecto (o efectos negativos) entre los niños menores. Rosero y Oosterbeek (2011) encuentran que la asistencia a un centro de cuidado infantil tiene efectos negativos en el desarrollo cognitivo y del lenguaje en los niños de entre 3 y 5 años

³ En América Latina y el Caribe, los servicios de cuidado infantil financiados por el sector público llegan a más de 3,1 millones de niños a través de más de 114.000 proveedores, según un estudio de 36 de los programas de cuidado infantil más grandes de la región (Araujo et al. 2013).

⁴ La literatura sobre los efectos de Head Start es abundante. Son referencias importantes Carneiro y Ginja (2014), Currie y Thomas (1995), Deming (2009), Garcés et al. (2002), Kline y Walters (2016), Ludwig y Miller (2007), y Puma et al. (2010; 2012). Currie (2001), Duncan y Magnuson (2013) y Ludwig y Phillips (2007) analizan la evidencia.

⁵ Nótese que lo que importa es la calidad del centro de cuidado infantil *relativa* al entorno del hogar contrafactual en el que habrían estado los niños de no haber asistido a un centro de cuidado infantil. Este entorno contrafactual es generalmente mejor para los niños de hogares con un estatus socioeconómico alto que para aquellos de hogares con un estatus socioeconómico bajo, lo que podría explicar por qué los impactos positivos de los jardines de cuidado infantil se encuentran con más frecuencia entre los niños más pobres.

en Ecuador; las madres de los niños que asisten a estos servicios muestran una menor propensión a practicar una crianza receptiva⁶.

En este documento estudiamos el modo en que la calidad de los jardines de cuidado infantil afecta el desarrollo de los niños de entre 6 y 24 meses de edad, utilizando datos de Perú, un país de ingreso medio. Los primeros dos años de vida son un periodo en el cual el cerebro muestra una gran plasticidad y sensibilidad a las influencias del entorno (Fox et al. 2010; Grantha-McGregor et al. 2007; Shonkoff y Phillips 2000). Sabemos que hay únicamente dos documentos anteriores que abordan explícitamente la relación entre calidad del cuidado y desarrollo infantil en este rango de edad crítico, en un país en desarrollo. Bernal et al. (2015) evalúan cuidadosamente un programa que trasladó a niños que recibían cuidado comunitario a centros de cuidado más grandes (con capacidad para 150 niños o más cada uno) en Colombia. Muestran que ese desplazamiento entrañó costos sustanciales, tanto en términos de la infraestructura que se construyó para el efecto como porque los centros contrataron a personal profesional adicional, con remuneraciones más altas. Sin embargo, la calidad no mejoró como tampoco lo hicieron las medidas de desarrollo infantil. También en Colombia, Bernal (2015) evalúa los efectos de un programa de capacitación continua para madres comunitarias que trabajan como cuidadoras. La autora encuentra que el programa elevó la calidad del cuidado y mejoró el desarrollo cognitivo y socioemocional de los niños menores de 3 años.

Como analizaremos más adelante, la calidad del cuidado infantil puede medirse de varias maneras. En nuestro análisis, nos centramos en la frecuencia y la calidad de las interacciones que los niños pequeños tienen con sus cuidadores, medidas a través de una herramienta de observación del aula conocida como *Toddler Classroom Scoring System* (Sistema de puntuación para la evaluación en el aula, CLASS de aquí en adelante, por sus siglas en inglés; La Paro et al. 2012; Pianta et al. 2007). El CLASS ha demostrado una fuerte correlación con el desarrollo infantil en Estados Unidos (Bandel et al. 2014; Mashburn et al. 2008; Pianta et al. 2016). Además, examinamos si los niños que tenían cuidadores con más experiencia o más años de escolaridad presentan mejores resultados.

Para evaluar los efectos de la calidad de los jardines de cuidado en el desarrollo infantil, utilizamos datos de una muestra de 291 jardines. Nuestra estrategia de identificación se basa en comparaciones entre la calidad y los resultados de los niños entre aulas de un mismo centro.

⁶ Existen asimismo algunas investigaciones sobre los efectos de la asistencia al preescolar formal entre niños mayores en América Latina. Berlinski et al. (2009) estudian los efectos de un proyecto que construyó servicios de preescolar a gran escala en Argentina. El programa variaba en tiempo e intensidad entre las provincias, lo que los autores utilizaron como estrategia de identificación. Encuentran que los niños que asistían al preescolar a los 4 años tenían puntajes más altos en las pruebas y menos problemas conductuales en el tercer grado. En otro documento, usando datos de Uruguay, Berlinski et al. (2008) muestran que los niños que asistieron al preescolar tienen un 27 por ciento más de probabilidades de seguir en la escuela a los 15 años que otros niños que no fueron al preescolar.

Mostramos que un niño asignado a un cuidador que obtiene puntajes del CLASS una desviación estándar mayores, tiene resultados en su desarrollo mejores en 0,07 desviaciones estándar. Más aún, sostenemos que la asociación entre los puntajes del CLASS y el desarrollo infantil puede estar subestimada debido a un error de medición en el CLASS, probablemente por un factor de dos o más.

No encontramos en nuestra muestra evidencia de que los cuidadores con niveles educativos más altos sean más efectivos. Sin embargo, un año adicional de experiencia del cuidador está asociado a resultados en el desarrollo infantil más altos en 0,03 desviaciones estándar. También observamos que la experiencia y el puntaje del no están correlacionados en nuestros datos, lo que indica que los cuidadores con más experiencia realizan actividades que fomentan el desarrollo infantil y que no se capturan en nuestra medición de las interacciones entre cuidador y niño.

Nuestro análisis toma cuidadosamente en consideración las posibles fuentes de heterogeneidad en la relación entre la calidad del cuidador y el desarrollo infantil. Para este efecto, además de los resultados que se enfocan sobre nuestra medida agregada del desarrollo infantil, estimamos por separado los efectos de la calidad de los jardines sobre el lenguaje, las habilidades motoras finas y la capacidad de resolución de problemas; descomponemos el puntaje del CLASS en dos de los dominios de esta escala: apoyo emocional y conductual y apoyo pedagógico en el aprendizaje; probamos las no linealidades en el efecto de la experiencia del cuidador sobre el desarrollo infantil; y analizamos los efectos de la calidad sobre la distribución (y no solamente sobre la media) del desarrollo infantil. El resultado más importante de este análisis es que el efecto de tener un cuidador con un puntaje del CLASS más alto se concentra en en la cola inferior de la distribución del desarrollo infantil, mientras que el efecto de contar con un cuidador con más experiencia es particularmente beneficioso para los niños en su cola superior.

La estrategia de efectos fijos a nivel de centro de cuidado infantil que utilizamos es interesante porque elimina las características invariables en el tiempo de los jardines y de las poblaciones a las que sirven (por ejemplo, diferencias de estatus socioeconómico entre barrios). No obstante, las diferencias no observadas en los niños o cuidadores entre aulas *dentro* de un mismo centro son una amenaza potencial para la identificación.

Proporcionamos tres piezas de evidencia que sugieren que nuestra estrategia de identificación es razonable, en particular para el CLASS. Primero, nuestras estimaciones son muy insensibles a la adición de una gran cantidad de controles. Segundo, aprovechamos el hecho de que nuestros datos incluyen una evaluación de la calidad del cuidador hecha por los padres (en una escala de 1 a 4, similar a la escala Likert) y por los supervisores del centro (que colocan a los

cuidadores en una de tres categorías de desempeño, que a su vez determinan su remuneración). Mostramos que ni los padres ni los supervisores otorgan mejores calificaciones a los cuidadores con mejores puntajes del CLASS, lo que sugiere que no conocen, o no valoran, la calidad de las interacciones entre el el cuidador y el niño, medidas por el CLASS. Tomamos esto como una evidencia que los efectos del CLASS que estimamos tienen muy pocas probabilidades de estar sesgados por una asignación intencionada de los niños a los cuidadores. Finalmente, mostramos que los coeficientes de nuestras regresiones del desarrollo infantil sobre el CLASS están muy cerca de otros reportados en la literatura existente. Esto sugiere que la magnitud de los efectos que estimamos es plausible.

El resto del documento prosigue del siguiente modo: en la Sección 2 revisamos brevemente la literatura sobre la calidad del cuidado infantil. En la Sección 3 se describen nuestros datos y el contexto peruano. En la Sección 4 analizamos nuestra estrategia de identificación y presentamos los resultados en la Sección 5. La sección 6 contiene nuestras conclusiones.

2. La medición de la calidad en los jardines de cuidado infantil

La calidad de los jardines de cuidado infantil es un concepto multifacético. Frecuentemente, se hace una distinción entre los elementos de la estructura y del proceso. La calidad estructural se refiere a los recursos que pueden facilitar las interacciones que son necesarias en un entorno de aprendizaje. Incluye medidas de la calidad de la infraestructura, la disponibilidad de materiales de aprendizaje y un currículo, las calificaciones y experiencia de los cuidadores y la proporción de niños por cuidador. La calidad estructural es relativamente fácil de medir y de regular.

Por otro lado, la calidad de procesos se centra en dimensiones más sutiles de la calidad, tales como el modo en que se implementa el currículo y la frecuencia, tipo y naturaleza de las interacciones que tienen lugar entre los niños, entre los niños y los cuidadores y entre los padres y los cuidadores. Medir las variables de proceso es más complicado y largo porque requiere la observación y codificación confiables de estas interacciones. Sin embargo, la calidad de procesos ha demostrado predecir los resultados de los niños en una variedad de contextos⁷.

Los aspectos de procesos y estructurales de la calidad están a menudo relacionados entre sí. Cuando la proporción de niños por cuidador es alta, las interacciones positivas son menos frecuentes; cuando se dispone de pocos o ningún material o de infraestructura básica, las rutinas

⁷ Son referencias importantes La Paro et al. (2004); Pianta (2003); Pianta et al. (2016); Thomason y La Paro (2009); Vandell y Wolfe (2000).

de salud y nutrición tienden a ser de baja calidad y las actividades son más pocas en número y más pobres en calidad. Los cuidadores mejor educados y aquellos específicamente capacitados en desarrollo infantil son capaces de realizar actividades más apropiadas y estimulantes para el desarrollo (NICHD 2000a, 2000b; Vandell y Wolfe 2000). Las variables estructurales tales como los salarios del personal también han probado predecir otros aspectos de la calidad de los jardines de cuidado infantil (Whitebook et al. 2001).

Investigaciones de Estados Unidos han documentado asociaciones entre la calidad del cuidado y el desarrollo infantil y el aprendizaje. Ruzek et al. (2014) utilizan el *propensity score matching* (método de emparejamiento por puntaje de propensión) para mostrar que el cuidado de calidad más alta para los niños menores de 3 años está asociado a mayores niveles de desarrollo cognitivo a los 24 meses de edad. Peisner-Feinberg et al. (2001) muestran que dos aspectos de la calidad de procesos en el preescolar —las prácticas en el aula y la cercanía en las interacciones entre maestro y niño— predicen las destrezas a lo largo de la escuela primaria.

Mashburn et al. (2008) comparan datos de la calidad del preescolar de 11 estados de Estados Unidos y exploran la asociación entre la calidad del programa y el desarrollo del lenguaje, el académico y el social. Los autores utilizan tres medidas de calidad: características del diseño del programa y de la infraestructura según los estándares del (*National Institute for Early Education Research*) (Instituto Nacional de Investigación de la Educación Inicial) y los indicadores del *The State of Preschool* (Estado del Preescolar); observaciones de la calidad general del aula medida por la *Early Childhood Environment Rating Scale – ECERS* (Escala de Evaluación de Contextos Educativos Infantiles; Harms y Clifford 1980; Harms, Clifford y Cryer 1998); y observaciones de las interacciones medidas por el CLASS. Concluyen que la calidad de las interacciones entre el maestro y el niño está asociada de manera consistente a los resultados del desarrollo de los niños.

Otra cuestión que ha merecido atención es si los efectos de un cuidado de mejor calidad en el desarrollo infantil perduran en el tiempo. Vandell et al. (2010) reportan que asistir a jardines de cuidado de alta calidad durante los primeros años está asociado a un mejor desempeño académico cognitivo a los 15 años y a un número menor de comportamientos externos⁸. Li et al. (2013) muestran que un aumento de una desviación estándar en la calidad del cuidado recibido por los niños menores de 3 años (medida por el *Observational Record of the Caregiving Environment*, ORCE, Registro de Observaciones de los Entornos de Prestación de Cuidado;

⁸ En la literatura sobre psicología y psiquiatría infantil a menudo se hace una distinción entre problemas conductuales “internos” y “externos” (Achenbach 1978; Liu 2006). Los niños que tienen problemas internos son retraídos, ansiosos o deprimidos, mientras que aquellos que presentan problemas externos tienden a ser hiperactivos, perturbadores o agresivos. Los comportamientos externos que aparecen en la primera infancia han probado predecir la delincuencia juvenil, el crimen en la edad adulta y la violencia.

NICHD 1966) está asociada a un incremento de corto plazo de 0,15 desviaciones estándar en el desarrollo cognitivo. Sin embargo, a menos que los niños también asistan a un preescolar de alta calidad a los 4-5 años, los beneficios de un cuidado de alta calidad a una edad temprana se desvanecen rápidamente; véase también Garcés et al. (2002) sobre el modo en que el programa Head Start puede interactuar con la calidad de la educación que los niños recibirán más tarde.

En suma, la literatura sobre los Estados Unidos sugiere que los niños que asisten a un centro de cuidado infantil o a un preescolar de mayor calidad, en particular con una mejor calidad de procesos, obtienen mejores resultados. Sin embargo, en la práctica la calidad es muy variable y son pocos los niños que están expuestos de modo consistente a una educación inicial de alta calidad (Piana et al. 2016). Se sabe incluso menos acerca de la calidad del cuidado infantil que reciben los niños en los países en desarrollo, incluida América Latina. Lo que la poca evidencia disponible sugiere es que la calidad es con frecuencia baja, en particular en aquellas dimensiones de calidad más directamente vinculadas a los resultados de los niños (Araujo et al. 2015 y Berlinski y Schady 2015).

3. Contexto y datos

A. Contexto

Estudiamos los efectos de la calidad del cuidado infantil en los niños de entre 6 y 24 meses de edad en Perú, un país de ingreso medio en América del Sur. En la última década, Perú ha exhibido altas tasas de crecimiento económico —5.9 por ciento anual, la más alta de América Latina— y reducciones sustanciales de la pobreza: la proporción de la población que vive debajo de la línea de pobreza establecida por el Banco Mundial de 3,10 dólares per cápita por día cayó del 27 al 9 por ciento (World Bank 2016).

Asimismo, Perú ha registrado mejoras significativas en varios indicadores de bienestar infantil. Entre 2000 y 2015, la desnutrición crónica (retraso en el crecimiento o bajo peso para la edad) de los niños menores de 5 años se redujo del 31 por ciento al 14 por ciento y la mortalidad infantil cayó de 30 por 1000 a 13 por 1000 nacidos vivos. Ha habido igualmente incrementos en la matrícula escolar, si bien los resultados en el aprendizaje continúan siendo pobres⁹.

⁹ Perú obtuvo los puntajes más bajos de entre todos los países que participaron en la prueba internacional PISA de matemáticas para los estudiantes de 15 años en 2014 y, aunque experimentó la mejoría más notable de la región en la prueba PISA de 2015, los puntajes lo ubicaron todavía en el lugar 66 de los 72 países participantes (OECD 2014, 2016). En una prueba de matemáticas administrada en 15 países de América Latina en 2013, el 40 por ciento de los estudiantes de tercer grado de Perú obtuvieron puntajes que los colocaron en la categoría de desempeño más baja, mejor que el promedio de la región (47 por ciento) pero sustancialmente peor que países con desempeño más alto como Chile (15 por ciento) y Costa Rica (23 por ciento) (Unesco 2015).

En nuestro documento analizamos el *Programa Nacional Cuna más* (Cuna Más de aquí en adelante). En las zonas urbanas, Cuna Más ofrece servicios de cuidado infantil, geográficamente focalizados en los distritos con alta concentración de la pobreza, y están disponibles para niños de entre 6 y 36 meses de edad. El cuidado se imparte en centros comunitarios¹⁰. Los niños son atendidos por cuidadores (no por educadores profesionales) contratados dentro de la comunidad. Cada aula tiene un cuidador. Los cuidadores no mantienen una relación laboral formal con Cuna Más, sino que reciben un estipendio mensual del programa por sus servicios y que a menudo se complementa con copagos de los padres. Los cuidadores requieren haber completado la escuela secundaria, lo que en la práctica no siempre se cumple. Hay un educador profesional que actúa como supervisor de entre 12 y 15 cuidadores y también de los centros donde trabajan. En nuestra muestra cada educador profesional supervisa, en promedio, 8 centros.

B. Datos

Utilizando información administrativa, tomamos una muestra aleatoria de 301 centros comunitarios de cuidado infantil que tenían por lo menos dos aulas. Estos centros cubren muchas zonas del país y corresponden a 301 centros poblados en 137 distritos diferentes y 22 departamentos peruanos¹¹.

Los datos se recolectaron entre noviembre de 2013 y enero de 2014. Los encuestadores visitaron los centros y elaboraron un registro de todos los niños en cada aula. En la práctica, en 10 de los 301 centros de la muestra original había solo un aula, o solo un aula con niños de entre 6 y 24 meses (el rango de edad que consideramos en el estudio). Estos centros fueron descartados de la muestra. Poco más de la mitad (159) de los centros restantes tenían exactamente dos aulas. Cuando había tres o más, se escogieron aleatoriamente dos. Por lo tanto, nuestra muestra final incluye 582 aulas en 291 centros.

Los datos sobre las características del centro, del aula y del cuidador se recolectaron en el centro y los datos sobre los hogares y los niños, en las viviendas de los niños. Hubo un total de 4058 niños en las 582 aulas de la muestra. Intentamos contactar a todos los 2324 niños del rango de edad del estudio (entre 6 y 24 meses) atendidos en estas aulas. Completamos exitosamente

¹⁰ Además de los centros comunitarios, Cuna Más opera bajo otras dos modalidades. En la una, el servicio es provisto en una casa familiar. Esta modalidad está en proceso de discontinuarse. En la otra, el cuidado se imparte en infraestructura construida para este fin (Centros Infantiles de Atención Integral, CIAI). En este estudio nos centramos únicamente en el cuidado provisto por los centros comunitarios. En septiembre de 2015, estos centros atendieron al 60 por ciento de los niños inscritos en Cuna Más, comparados con el 33 por ciento que recibieron atención en casas familiares y el 7 por ciento que lo hicieron en los CIAI. Estas cifras provienen de información administrativa (comunicación directa con Cuna Más en diciembre de 2015).

¹¹ De acuerdo a la información administrativa, había 584 centros comunitarios de Cuna Más que tenían dos aulas o más cuando se seleccionó la muestra. El marco muestral excluyó una región del país (conocida como VRAE) donde el personal de Cuna Más determinó que no sería posible llevar a cabo el estudio debido a problemas de accesibilidad y seguridad.

la evaluación del desarrollo infantil de 2198 niños en 2173 hogares (el 94,6 por ciento de los que intentamos contactar)¹².

La Tabla 1 presenta estadísticas descriptivas de los niños de la muestra y sus familias; la unidad de observación es siempre el niño. Cuna Más instala sus servicios de cuidado infantil sobre todo en las zonas urbanas y el 88 por ciento de los hogares de la muestra viven en un área urbana. Poco menos de la mitad de los niños de la muestra son niñas.

El estatus socioeconómico de los hogares de nuestra muestra parece ser similar al de otros hogares de las zonas urbanas de Perú. La educación materna promedio es de 10 años (que es también el promedio para las mujeres adultas del Perú urbano, de acuerdo a la Encuesta Nacional de Hogares, ENAHO de 2014, una encuesta de hogares multipropósito que el Instituto Nacional de Estadísticas, INEI, realiza regularmente). El 78 por ciento de los hogares disponen de agua entubada y el 64 por ciento tienen acceso al sistema de alcantarillado (comparados con el 85 por ciento y el 79 por ciento, respectivamente, en el Perú urbano). El 16 por ciento de las madres encuestadas reportan tener ascendencia indígena o afroperuana (comparadas con el 25 por ciento de las zonas urbanas que indica la encuesta nacional). El 68 por ciento de los niños de la muestra viven con sus dos padres.

La proximidad y la edad del niño parecen ser factores determinantes para la demanda de servicios de cuidado infantil en Perú. Las familias reportan vivir, en promedio, a 10,59 minutos de distancia a pie del centro. Los niños más grandes tienen más probabilidades de acudir a los centros. Al momento de la evaluación del desarrollo, el 21 por ciento de los niños del estudio tenían entre 6 y 12 meses, el 36 por ciento entre 13 y 18 y el 44 por ciento, entre 19 y 24 meses de edad.

La principal variable de resultado que utilizamos en nuestro estudio se obtiene de la tercera versión del *Ages and Stages Questionnaire* (Cuestionario de Edades y Etapas, ASQ de aquí en adelante; Squires et al. 2009). Aplicamos tres de las cinco escalas del ASQ: comunicación, resolución de problemas y motricidad fina. No aplicamos la motricidad gruesa ni la escala personal-social básicamente por limitaciones de tiempo y de recursos. El ASQ incluye una mezcla de preguntas que son respondidas por la madre del niño y otras que las registra un encuestador mediante la observación directa. La prueba ha sido aplicada en muchos países en desarrollo, incluidos México (Angeles et al. 2011), Colombia (Bernal 2015), Mozambique (Martínez et al. 2012), y en un estudio que cubre cuatro países, entre ellos Perú (Fernald et al. 2012). Recurrimos

¹² En lo que concierne a los niños restantes, se disponía de información incompleta o inconsistente (24), estuvieron ausentes cuando el encuestador visitó el centro (101 casos) o sus padres se negaron a participar (1 caso).

a un equipo de psicólogos peruanos para pilotear el ASQ e introducir los cambios que fueran del caso. En el Apéndice A se proporcionan más detalles sobre la prueba y su aplicación.

Para medir la calidad de las interacciones entre el cuidador y el niño utilizamos el *Toddler Classroom Assessment Scoring System* (CLASS de aquí en adelante; La Paro et al. 2012; Pianta et al. 2007). El CLASS es un instrumento de observación para usarse con niños de entre 15 y 36 meses de edad¹³. Evalúa la calidad de las interacciones entre el cuidador y el niño en dos dominios: el apoyo emocional y conductual, y el apoyo pedagógico en el aprendizaje. El primero tiene cinco dimensiones: clima positivo, clima negativo, sensibilidad del educador, consideración de las perspectivas del niño y manejo de la conducta. El clima negativo está codificado a la inversa, de modo que los puntajes más altos indican un clima menos negativo en el aula. A su vez, el segundo dominio tiene tres dimensiones: facilitación del aprendizaje y desarrollo, calidad de la retroalimentación y modelaje lingüístico. El CLASS se califica en una escala de 1 a 7. Los puntajes de 1 y 2 se consideran de baja calidad, de entre 3 y 5 de calidad media y los que están entre 6 y 7 como de alta calidad.

Para calcular el CLASS, se filmó durante cuatro horas en las dos aulas de cada centro, siempre a la misma hora del día para asegurar la comparabilidad. Se cortó el video resultante en cuatro segmentos de 20 minutos cada uno. Para cada aula, se seleccionaron los cuatro segmentos y fueron codificados dos veces por dos codificadores distintos, asignados aleatoriamente¹⁴. Los puntajes del aula se construyen calculando el promedio de los puntajes de los cuatro segmentos y los dos codificadores. En el Apéndice B se proporciona información detallada sobre la confiabilidad del CLASS en nuestra muestra y otras propiedades de este instrumento.

En la Tabla 2 se resumen las características promedio de los centros y de las cuidadoras de nuestra muestra. Los centros tenían un promedio de 2,64 aulas y 18 niños. El tamaño promedio de las aulas de la muestra es de 8,68. Para nuestro análisis, nos enfocamos únicamente en los niños menores de 24 meses. Nuestra muestra de 291 centros incluye 184 coordinadores de centro, que distribuyen su tiempo entre varios centros. Han completado un promedio de 16 años de escolaridad y tienen 1 año de experiencia de trabajo en el centro¹⁵.

¹³ Al momento de planificar este estudio, no existía ninguna versión del CLASS para medir la calidad del cuidado infantil para niños de menos de 15 meses de edad. Nos pusimos en contacto con los autores del CLASS, quienes nos recomendaron utilizar el CLASS-Toddler aunque cerca de un tercio de los niños de la muestra fueran menores de 15 meses. (Correspondencia de los autores con Jennifer LoCasale-Crouch y Robert Pianta, julio 2013).

¹⁴ En raras ocasiones, cuando los puntajes diferían entre los dos codificadores en más de un valor preestablecido, un tercer codificador distinto volvía a codificar el segmento en cuestión.

¹⁵ Los años de experiencia de trabajo en un centro son pocos porque, cuando se recolectaron los datos, Cuna Más había recientemente contratado a coordinadoras que tenían credenciales educativas más altas para todos sus centros.

Las cuidadoras tienen niveles educativos más bajos que las coordinadoras (una media de 10 años de escolaridad). En promedio, cuentan con 2 años de experiencia, aunque hay una variación considerable: casi la mitad (46 por ciento) están en su primer año de trabajo en el centro. El 19 por ciento de las cuidadoras son indígenas o afroperuanas. Es interesante anotar que, tanto en términos de origen étnico como de niveles educativos, las cuidadoras tienen un perfil similar al de las madres. No resulta sorprendente porque son las mujeres de la comunidad las que trabajan en los centros de Cuna Más. Los puntajes del CLASS en el dominio del apoyo emocional y conductual se ubican en el rango de calidad media, 3,95 en promedio. Los relativos al apoyo pedagógico en el aprendizaje son bajos, con un puntaje promedio de 1,81.

Nuestras estimaciones se centran en las aulas de un mismo centro, en los puntajes CLASS, en la experiencia de las cuidadoras y en su nivel educativo. En promedio, la diferencia dentro de un centro es de 0,85 desviaciones estándar para los puntajes del CLASS, de 2 años para la experiencia de las cuidadoras y de 2,6 años para su nivel educativo. Al hacer descomposiciones simples se observa que el 31 por ciento de la variación en los puntajes del CLASS, el 36 por ciento de la variación en la experiencia y el 34 por ciento de la variación en el nivel educativo de las cuidadoras se producen en los centros. Esta es la variabilidad que aprovechamos para la identificación.

4. Estrategia de identificación

Nuestros principales resultados se basan en regresiones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la siguiente forma:

$$(1) \quad Y_{ihkc} = \alpha_c + \beta X_{ihkc} + \theta Q_{kc} + \varepsilon_{ihkc},$$

donde Y_{ihkc} es el desarrollo del niño i del hogar h , en el aula k del centro c , medido por el ASQ; α_c es un conjunto de efectos fijos de centro; X_{ihkc} es un conjunto de controles para los niños y los hogares, que más adelante se describen con mayor detalle; Q_{kc} es un conjunto de características del aula, incluidos los puntajes del CLASS, la experiencia y el nivel educativo de la cuidadora; y ε_{ihkc} es el término de error.

El parámetro de interés es θ , que mide hasta qué punto el desarrollo infantil es más alto en las aulas en las que las cuidadoras tienen mayores puntajes de CLASS, mayor nivel educativo o más años de experiencia. Tanto los puntajes del ASQ como del CLASS han sido estandarizados de modo que tienen una media de cero y una desviación estándar de 1. En el caso del ASQ,

eliminamos los efectos de la edad antes de convertir los puntajes a puntajes-z utilizando los métodos no paramétricos propuestos en Rubio-Codina et al. (2016). El nivel educativo y la experiencia de la cuidadora están en años. Los errores estándar están corregidos a nivel de conglomerado (centro).

En nuestro primer conjunto de resultados, nos enfocamos en el puntaje del ASQ total del niño, que está dado por el promedio simple de sus puntajes en las escalas de comunicación, motricidad fina y resolución de problemas. Luego exploramos si hay heterogeneidad en la relación entre la calidad de la cuidadora y los resultados del niño. Con este fin, primero estimamos la ecuación (1), por separado para las diferentes escalas del ASQ y por dominio del CLASS (apoyo emocional y conductual, y apoyo pedagógico en el aprendizaje). Dado que el uso de varias escalas supone la prueba de hipótesis múltiples, reportamos si los coeficientes en estas regresiones son significativos cuando utilizamos el procedimiento propuesto en Romano y Wolf (2005)¹⁶.

Otra dimensión interesante de la heterogeneidad es la posible no linealidad en los retornos a la experiencia. La literatura sobre los maestros en Estados Unidos muestra que se desempeñan sustancialmente mejor durante su primer año de trabajo pero que los retornos a la experiencia se estancan de ahí en adelante (véanse Jacob 2007; Staiger y Rockoff 2010, y las referencias que contienen). Para probar si nuestros datos siguen ese patrón, consideramos definiciones alternativas de cuidadoras “experimentadas”: aquellas con 1 o más años de experiencia, 2 o más y así en adelante hasta 7 o más años de experiencia. Luego estimamos regresiones del desarrollo infantil empleando estas definiciones alternativas de cuidadoras experimentadas como variable dependiente. Si los retornos a la experiencia dejan de aumentar luego de un cierto punto, esperaríamos que los coeficientes de las cuidadoras “experimentadas” sean similares para umbrales alternativos de la experiencia más allá de ese punto¹⁷.

Finalmente, analizamos si los efectos de la calidad de la cuidadora (medidos por el CLASS o la experiencia) son especialmente grandes en un lugar particular de la distribución. Esto es importante pues varios estudios han encontrado que el acceso al cuidado infantil puede beneficiar a algunos niños más que a otros, o beneficiar a algunos niños y perjudicar a otros. Por ejemplo, Havnes y Mogstad (2015) argumentan que el acceso universal al cuidado infantil en Noruega benefició a los niños de los hogares pobres, pero tuvo efectos negativos en los niños de familias

¹⁶ En las regresiones en las que la variable explicativa es la experiencia o los puntajes del CLASS (las dos primeras filas de la Tabla 4) corregimos los errores estándar por la prueba de 3 hipótesis. En las regresiones en las cuales la variable explicativa es uno de los dos dominios del CLASS (la tercera y cuarta filas de la Tabla 4) corregimos los errores estándar por la prueba de 6 hipótesis.

¹⁷ Por ejemplo, si los cuidadores con 3 años de experiencia no son más efectivos que aquellos que tienen solo 2 años en este trabajo, esperaríamos que el coeficiente en una regresión del desarrollo infantil sobre una variable dicotómica que identifica a las cuidadoras experimentadas sea similar cuando se los define como aquellos que tienen 2 o más años de experiencia o 3 o más años de experiencia.

más acomodadas. Kottelenberg y Lehrer (2016) demuestran que la provisión de servicios de cuidado infantil en Quebec tuvo efectos positivos en los resultados de los niños más pobres, pero impactos negativos en los niños ubicados entre los percentiles 10 y 50 de la distribución.

Para analizar los efectos distributivos de las diferencias en la calidad de la cuidadora, procedemos de dos maneras. Primero, dentro de cada centro, identificamos a la cuidadora que tiene puntajes del CLASS más altos (o más bajos), así como mayor (o menor) experiencia. Luego calculamos los puntajes del ASQ de los niños de los percentiles 5, 10 ... 95 de la distribución en cada uno de estos cuatro grupos y tomamos la diferencia de puntajes en cada ventíl entre los niños atendidos por cuidadoras con puntajes del CLASS altos y bajos, y entre las cuidadoras con más y menos experiencia. En un segundo ejercicio, generamos variables dicotómicas para los niños que se sitúan por debajo de los percentiles 10, 25 y 50 de la distribución de los puntajes ASQ y por encima de los percentiles 50, 75 y 90, y a la vez estimamos regresiones para cada una de estas variables en el puntaje del CLASS o la experiencia de la cuidadora.

Como analizamos anteriormente, nuestra estrategia de identificación asume que no hay una asignación intencionada de los niños con características no observables que estén correlacionadas con el desarrollo infantil, a las cuidadoras de alta o baja calidad. No podemos probar este supuesto directamente. Sin embargo, es muy improbable que los niños sean asignados a cuidadoras de diferente calidad si los padres y los supervisores no la observan o la valoran. Por lo tanto, analizamos el modo en que los padres y los supervisores califican a las cuidadoras.

Para el análisis de los padres recurrimos a una pregunta en la encuesta del hogar. Se solicitó a las madres calificar a la cuidadora de su niño como “muy buena”, “buena”, “mala” o “muy mala”. En la práctica, el 31 por ciento les dieron a las cuidadoras una valoración de “muy buena” y otro 68 por ciento juzgaron que eran “buenas”. Debido a que menos del 2 por ciento de las madres calificaron a las cuidadoras como “malas” o “muy malas”, en nuestro análisis simplemente generamos una variable dicotómica que toma el valor de uno si la madre calificó a la cuidadora como “muy buena”, o de cero en caso contrario. Luego estimamos una regresión para esta variable sobre el puntaje del CLASS, los años de experiencia, el nivel educativo y el puntaje medio del ASQ de un aula, incluyendo efectos fijos de centro.

Para el análisis de los supervisores, utilizamos datos que indican si un supervisor asignó una cuidadora dada a una de tres categorías de desempeño, A, B o C. Las cuidadoras de la categoría A ganaban 300 nuevos soles por mes, mientras que a aquellas de las categorías B y C

se les pagaba 330 y 360 nuevos soles, respectivamente¹⁸. En la práctica, el 45 por ciento de las cuidadoras fueron asignadas a la categoría A, 7 por ciento a la categoría B y 48 por ciento a la categoría C. Dada esta distribución, generamos una variable dicotómica que toma el valor de uno si una cuidadora fue asignada a la categoría de desempeño C, o de cero en caso contrario. Al igual que en el análisis de los padres, procedimos a estimar una regresión de esta variable sobre el puntaje del CLASS, los años de experiencia, el nivel educativo y el puntaje medio del ASQ de un aula, incluidos los efectos fijos de supervisor.

En este documento reportamos los resultados de dos especificaciones. En una especificación incluimos solo los efectos fijos (los de centro, en regresiones en las cuales la unidad de observación es el niño o su madre, los efectos fijos de supervisor en regresiones sobre la categoría de desempeño asignada a las cuidadoras). En la segunda especificación añadimos variables de control de la composición del aula (el número de total niños, la proporción de niñas y la edad promedio). Cuando la unidad de observación es el niño o la madre, también controlamos por el género del niño, las características demográficas del hogar (el nivel educativo, la edad y el origen étnico de la madre, si padre y madre viven en el hogar y el número de miembros del hogar), el número de activos del hogar (los activos incluyen refrigerador, cocina a gas, lavadora, plancha, licuadora, TV, DVD, computador, equipo de sonido, celular y televisión por cable), la distancia desde el hogar al centro (en minutos) y variables que miden la calidad de la vivienda (si dispone de agua entubada en su interior y, por separado, si está conectada al sistema de alcantarillado, el número de dormitorios y si la vivienda tiene pisos de tierra)¹⁹. Una comparación de los coeficientes en las regresiones con y sin controles es una prueba de robustez general. Además, si los factores observados y no observados determinantes del desarrollo infantil están correlacionados, es una indicación de hasta qué punto nuestros resultados puedan estar sesgados por los no observables (Altonji et al. 2005).

5. Resultados

A. Principales resultados

En la Tabla 3 se presentan los resultados de la regresión (1) para diferentes medidas de la calidad de la cuidadora: el puntaje del CLASS, la experiencia y el nivel educativo de la cuidadora. La

¹⁸ En diciembre de 2013 1 US\$ equivalía a 2,8 soles peruanos.

¹⁹ Se imputaron los valores faltantes y se los reemplazó por la mediana de la muestra (para las variables continuas) o la moda (para las variables binarias) en 79 casos en los que una o más de las variables a nivel del hogar tenían datos faltantes. En estos casos, en las regresiones también incluimos una variable dicotómica igual a uno cuando los datos fueron reemplazados.

variable dependiente es el puntaje total del ASQ del niño. Las columnas 1 y 2 de la tabla se centran en el puntaje del CLASS. Muestran que los niños que asisten a aulas con cuidadoras con puntajes del CLASS una desviación estándar mayores, presentan puntajes del ASQ más altos en 0,07 desviaciones estándar. La diferencia en los parámetros estimados entre la especificación con y sin controles es apenas de 0,001 desviaciones estándar. Consideramos que esto constituye una evidencia sólida de que los niños con características diferentes no son asignados de manera sistemática a cuidadoras con mejores o peores puntajes del CLASS.

¿Es plausible la magnitud de los efectos que estimamos? Para responder a esta pregunta comparamos nuestras estimaciones con otras que reporta la literatura. La *NICHD Early Child Care Research* (Investigación de Cuidado Infantil Temprano del Instituto Nacional de Salud Infantil y Desarrollo Humano) y Duncan (2003) reportan que en Estados Unidos un incremento de una desviación estándar en la calidad del cuidado recibido por niños de entre 6 y 24 meses de edad (con la calidad medida por el ORCE) está asociado con incrementos de 0,08 desviaciones estándar en el desarrollo cognitivo a los 54 meses de edad.

Araujo et al. (2016) analizan cómo la calidad de las interacciones entre el maestro y el niño en las aulas del centro de cuidado infantil (niños de 5 a 6 años), medida por el CLASS, predice los puntajes en lenguaje, matemáticas y función ejecutiva al finalizar el jardín de infantes en Ecuador, un país vecino de Perú. La estrategia de identificación se basa en la asignación aleatoria de niños a las aulas de la escuela, y se observa una tasa de cumplimiento del 98,5 por ciento. Fundamentándose en esta inusualmente clara estrategia de identificación, Araujo et al. (2016) encuentran que un incremento de una desviación estándar en el puntaje CLASS eleva los puntajes de las pruebas en entre 0,08 desviaciones estándar (cuando se usa el CLASS del año lectivo anterior para los maestros de la muestra) y en 0,06 desviaciones estándar (cuando se usa el CLASS contemporáneo)²⁰.

En suma, otros estudios que han observado la asociación entre calidad del cuidado para niños de edades similares en un contexto muy diferente (Estados Unidos) o para niños mayores (de 5 a 6 años en lugar de 6 a 24 meses) en un contexto similar al nuestro y utilizando el mismo instrumento para medir la calidad (el CLASS), reportan tamaños de los efectos muy cercanos a aquellos que nosotros estimamos en este estudio.

Los resultados reportados por Araujo et al. (2016) son útiles también porque incluyen una discusión cuidadosa sobre cómo el error de medición del puntaje CLASS podría afectar los coeficientes estimados. Los autores muestran que el error de codificación en el puntaje CLASS

²⁰ En nuestro estudio los puntajes del CLASS fueron codificados por el mismo grupo de codificadores y supervisados por el mismo codificador principal, según Araujo et al. (2016).

(diferencias entre los dos codificadores que codificaron el mismo segmento del video) es pequeño. Sin embargo, hay un error sustancial en el puntaje del CLASS asociado al hecho de que se observa a los maestros solo durante un día. Puesto que en este estudio se dispone tanto de los puntajes del CLASS de año lectivo previo como los del CLASS contemporáneo para los mismos maestros, Araujo et al. (2016) pueden depurar en sus estimaciones el error de medición estimando una regresión de los puntajes de las pruebas de los niños en el CLASS contemporáneo instrumentado con el CLASS del año lectivo previo. El coeficiente del puntaje del CLASS en estas regresiones es de 0,18, es decir, entre 2,5 y 3 veces el valor del parámetro estimado en una regresión simple por MCO. Si el error de medición introduce un sesgo de atenuación de la misma magnitud en las estimaciones que reportamos, esto implicaría que el verdadero efecto de la calidad medida por el CLASS sobre el desarrollo infantil en nuestra muestra de los centros de cuidado en Perú sería del orden de 0,17 a 0,21 desviaciones estándar.

Luego nos centramos en la experiencia del cuidador. Las columnas 3 y 4 de la Tabla 3 muestran que, en promedio, un año más de experiencia del cuidador está asociado a un desarrollo infantil 0,03 desviaciones estándar más alto, con o sin los controles adicionales. La tercera columna de la Tabla 3 muestra que el nivel educativo del cuidador no está asociado al desarrollo infantil en nuestra muestra. Las columnas finales (7 y 8) incluyen las tres características del cuidador que se estiman en la regresión. Los coeficientes para cada una de ellas están esencialmente inalterados. Esto indica que los cuidadores más experimentados mejoran el desarrollo infantil en formas que no capta la medida de la calidad de las interacciones entre el cuidador y el niño del CLASS²¹. Nuestros datos no nos permiten identificar cuáles podrían ser estos factores, pero una posibilidad es que las cuidadoras más experimentadas sean capaces de ofrecer contenidos de mejor calidad y más apropiados para la edad a los niños que atienden. El CLASS se concentra en las interacciones y no evalúa los aspectos de calidad relacionados con los contenidos que se imparten en el aula.

En suma, la Tabla 3 muestra que la experiencia de la cuidadora y el puntaje del CLASS (pero no el nivel educativo de la cuidadora) están robustamente asociados a las diferencias dentro del centro respecto de los resultados de los niños, sin importar si incluimos una lista larga de variables como controles o si incluimos cada atributo de la cuidadora individualmente o todos en conjunto.

B. Heterogeneidad

²¹ En una regresión del CLASS para los años de experiencia de la cuidadora, incluidos los efectos fijos de centro, el coeficiente es 0,004, con un error estándar de 0,021.

Para comenzar nuestro análisis de la heterogeneidad, primero exploramos las asociaciones entre la calidad y las diferentes escalas del ASQ (comunicación, motricidad fina y resolución de problemas). Este análisis también presenta los puntajes del CLASS en sus dos dominios (apoyo emocional y conductual, y apoyo pedagógico en el aprendizaje).

La Tabla 4 muestra los coeficientes de varias regresiones diferentes de una variable de resultados dada (por ejemplo, puntajes del ASQ en la escala de comunicación) sobre una medida de la calidad del cuidador (por ejemplo, su puntaje en el dominio de apoyo pedagógico en el aprendizaje del CLASS). La tabla muestra que la experiencia del cuidador y el puntaje CLASS están asociados a mejoras en diferentes dominios del desarrollo infantil. En lo que concierne a la experiencia, los efectos más grandes se encuentran en las escalas de comunicación y motricidad fina del ASQ. Estos resultados son significativos al 10 por ciento o más incluso después de controlar por las múltiples hipótesis que se prueban. Para el CLASS, los mayores efectos se encuentran sobre la escala de resolución de problemas del ASQ. Nuevamente estos resultados son significativos a niveles del 10 por ciento o más, tras controlar por las múltiples hipótesis que se prueban. Cuando se analiza el CLASS por dominio, los efectos son muy similares para los dominios de apoyo emocional y conductual y de apoyo pedagógico en el aprendizaje.

Después procedemos a analizar si los retornos a la experiencia en nuestra muestra de cuidadores son lineales. En la Figura 1 graficamos los coeficientes de regresiones separadas del desarrollo infantil sobre una variable dicotómica que identifica a los cuidadores más experimentados, cuando el corte entre los experimentados y no experimentados está dado por diferentes valores de experiencia. La figura muestra que los coeficientes se incrementan monótonicamente de izquierda a derecha a medida que el umbral de definición de los cuidadores experimentados se incrementa de 1 a 6 años y parece estancarse de ahí en adelante. Por ejemplo, cuando se ha definido que un cuidador experimentado es el que tiene por lo menos 1 año de experiencia, el coeficiente es estadísticamente no significativo y tiene un valor de 0,08 desviaciones estándar; cuando el corte se fija en 3 años de experiencia, también es estadísticamente no significativo y su valor es 0,13 de una desviación estándar; y cuando los cortes se establecen en 5 y 7 años, los coeficientes son de 0,21 y 0,25 desviaciones estándar, respectivamente. Esto demuestra que los retornos a la experiencia entre los cuidadores en Perú aumentan a un plazo más largo que los de los maestros de escuela en Estados Unidos.

Finalmente, analizamos si los efectos de la calidad del cuidador (medidos por el puntaje del CLASS o la experiencia) son especialmente grandes en algún punto de la distribución. La Figura 2 grafica la diferencia en los puntajes del ASQ entre los niños con cuidadores que tienen

puntajes CLASS altos y bajos, y entre aquellos con experiencia alta y baja, en cada ventíl de la distribución²². La línea que corresponde al puntaje del CLASS muestra claramente que los efectos más grandes de tener un cuidador con puntaje alto del CLASS se encuentran en el lado izquierdo de la distribución. Por ejemplo, en la muestra con un puntaje del CLASS alto, los niños del percentil 10 de la distribución tienen un puntaje del ASQ de 0,18 desviaciones estándar más alto que los niños del percentil 10 en la muestra con un puntaje bajo del CLASS. Las diferencias en los ventiles más altos son más pequeñas. Por otro lado, la línea que corresponde a la experiencia muestra que los efectos más grandes de tener un cuidador más experimentado están concentrados en el lado derecho de la distribución. En la muestra de experiencia alta, los niños del percentil 90 de la distribución tienen un puntaje del ASQ 0,15 desviaciones más alto que los niños del percentil 90 en la muestra de experiencia baja. Las diferencias en los ventiles más bajos son más pequeñas.

Complementamos la figura con los resultados de las regresiones de las variables dicotómicas para los niños que se ubican por debajo de los percentiles 10, 25 y 50 de la distribución de puntajes del ASQ y por sobre los percentiles 50, 75 y 90 en lo referente al puntaje del CLASS del cuidador o a su experiencia. Como es el caso en la Figura 2, los resultados de la Tabla 5 muestran patrones diferentes. Tener un cuidador más experimentado parece beneficiar a la mayor parte de los niños, pero los efectos más grandes se concentran en el lado derecho de la distribución: un año más de experiencia del cuidador aumenta en 1 punto porcentual la proporción de niños que están por sobre el percentil 90 de la distribución de los puntajes del ASQ. Por otro lado, el efecto de las mejores interacciones entre el cuidador y el niño se concentra en el lado izquierdo de la distribución: los cuidadores que presentan puntajes del CLASS una desviación estándar más altos reducen la proporción de niños que están por debajo del percentil 10 de la distribución en 3,1 puntos porcentuales.

En suma, la Figura 2 y la Tabla 5 sugieren que los impactos medios reportados en la Tabla 3 pasan por alto efectos distributivos importantes, lo que guarda coherencia con los resultados que presentan Havnes y Mogstad (2015) para Noruega y Kottelenberg y Lehrer (2016) para Quebec. En nuestro caso, no obstante, estos efectos distributivos son diferentes para nuestras dos medidas de la calidad del cuidador: el puntaje del CLASS y la experiencia.

²² Por ejemplo, el primer punto (el de más a la izquierda) de la línea que corresponde al puntaje CLASS está dado por la diferencia entre los puntajes del ASQ de los niños del percentil 5 de las distribuciones para los cuidadores con puntajes CLASS altos y bajos.

C. ¿Observan y valoran las madres y los supervisores del centro la calidad?

El panel I de la Tabla 6 reporta los resultados de las regresiones sobre cómo las madres evalúan a los cuidadores. Hay una evidencia débil de que las madres valoran la experiencia del cuidador: un año más de experiencia aumenta la probabilidad de que un cuidador sea juzgado como “muy bueno” por aproximadamente 1 punto porcentual. Sin embargo, la magnitud del coeficiente es muy pequeña y solo marginalmente significativa. No hay evidencia de que las madres otorguen mejores evaluaciones a los cuidadores que tienen puntajes del CLASS mejores, a aquellos con mayor nivel educativo o a aquellos en cuyas aulas el promedio de los puntajes del ASQ son más altos.

El Panel II se enfoca en la categoría de desempeño a la que son asignados los cuidadores por sus supervisores. Estos resultados indican muy claramente que se recompensa la antigüedad de los cuidadores de los centros. Un año adicional de experiencia aumenta la probabilidad de que un cuidador sea asignado a la categoría de desempeño C en 8 puntos porcentuales. Al igual que con los padres, no hay evidencia de que los supervisores recompensen a los cuidadores que tienen un mayor nivel educativo, mejores puntajes del CLASS o cuyas aulas muestren un mejor desarrollo infantil.

En suma, excepto un efecto pequeño y marginalmente significativo de la experiencia, encontramos poca evidencia de que las madres asignen calificaciones más altas a los mejores cuidadores. Esto resulta de enorme interés: si los padres son incapaces de observar la calidad, o no la valoran, no serán proclives a demandar servicios de cuidado infantil de alta calidad²³. Mientras tanto, los resultados de los supervisores sugieren claramente que se recompensa su antigüedad, independientemente de las interacciones que los cuidadores tengan con los niños o de cuán efectivos sean para producir mejores resultados en el desarrollo infantil. Esto también es de enorme interés porque sugiere que en Perú la evaluación del desempeño conducida por los supervisores es, en gran medida, un ejercicio meramente mecánico.

6. Conclusiones

Una cantidad creciente de niños de los países desarrollados y en vías de desarrollo asisten a centros de cuidado infantil. Esto ocurre a una edad en la que el cerebro es muy plástico y se ve afectado por las influencias ambientales. La calidad del cuidado infantil aparece como un factor

²³ La dificultad de que los padres observen la calidad del cuidado infantil ha sido puntualizada en alguna otra literatura, incluidas la de Blau (2001) y Blau y Currie (2006).

determinante de los beneficios, si es que los hay, de asistir a este tipo de servicios. Sin embargo, poco se sabe hasta ahora acerca de la calidad del cuidado infantil en los países en desarrollo.

En este documento analizamos el modo en que las diferencias en calidad entre los cuidadores de un mismo centro afectan el desarrollo de los niños menores de tres años en Perú, un país de ingreso medio. Mostramos que los niños asignados a cuidadores más experimentados y a cuidadores que desarrollan mejores interacciones con ellos, logran mejores resultados en su desarrollo. Las buenas interacciones entre el cuidador y el niño se muestran particularmente beneficiosas para los niños en la cola inferior de la distribución de puntajes del ASQ. Los cuidadores más experimentados tienen efectos positivos sustanciales en la cola derecha de esta distribución.

Nuestros hallazgos aportan a la escasa literatura que existe sobre los efectos de la calidad del cuidado infantil en los países en desarrollo. Más aún, tienen claras implicaciones para las políticas. Tanto en los países desarrollados como en los países en desarrollo, el personal que labora en los centros de cuidado infantil es menos calificado, percibe remuneraciones más bajas y enfrenta niveles de rotación más altos que los maestros de niños un poco más grandes. En Estados Unidos, por ejemplo, la rotación anual de los trabajadores de cuidado infantil se ubica en entre el 25 y el 40 por ciento (Porter 2012 y las referencias que contiene). En América Latina, los educadores de la primera infancia reciben remuneraciones más bajas —y sus evaluaciones y trayectorias profesionales son diferentes— que los maestros de escuela primaria (Kagan et al. 2015).

Los altos niveles de rotación imposibilitan que los cuidadores adquieran experiencia e impiden que los niños desarrollen vínculos estables y seguros con ellos (Love et al. 2003; Raikes 1993; Scarr et al. 1994). Según una extensa literatura sobre desarrollo infantil y psicología, los vínculos son cruciales para el desarrollo (en particular el socioemocional) durante la primera infancia. Los niños que no logran entablar vínculos seguros con los adultos a su alrededor tienen peor rendimiento escolar y presentan niveles más altos de depresión clínica y actividad delictiva en la edad adulta (Ainsworth y Bel 1970; Bowlby 1969; Rutter y los English and Romanian Adoptees (ERA) Study Team 1998; Shonkoff y Phillips 2000). La rotación de los cuidadores de nuestra muestra es muy alta: el 46 por ciento se encuentran en su primer año de trabajo. En los países en desarrollo como el que analizamos en este estudio, resultan significativos los beneficios que reportarían para el cuidado infantil las políticas orientadas a reducir la rotación entre los cuidadores. Estas políticas deberían incluir la profesionalización de la fuerza de trabajo y una remuneración competitiva.

Nuestro estudio muestra asimismo que la calidad de las interacciones entre los cuidadores y los niños de nuestra muestra es muy baja en el dominio de apoyo pedagógico en el aprendizaje del CLASS. Este es el dominio (y su equivalente, el de apoyo pedagógico del CLASS para niños un tanto mayores) más fuertemente asociado al desarrollo cognitivo en la primera infancia y al desempeño posterior en pruebas administradas en niños de edad escolar (Burchinal et al. 2008, 2010; Hamre y Pianta 2005; Mashburn et al. 2008). Algunos programas piloto de capacitación continua para maestros de niños pequeños que se han enfocado en las interacciones entre maestro y niño han demostrado ser prometedores en Estados Unidos (Bierman et al. 2008; Downer et al. 2013; Hamre et al. 2010). Este tipo de capacitación también ha resultado ser efectiva para las madres comunitarias poco calificadas que participan en el cuidado infantil en Colombia (Bernal 2015). Parece ser importante, en contextos como el que analizamos en este documento, que se haga más experimentación y se evalúen cuidadosamente las formas innovadoras de capacitación previa y de capacitación continua de cuidadores.

De forma más general, nuestros resultados sugieren que en los países en desarrollo en los que la cobertura del cuidado infantil es alta o está en crecimiento, se debería poner más atención a los programas que buscan retener a los cuidadores efectivos y aumentar su capacidad de involucrarse en interacciones frecuentes y de alta calidad con los niños que cuidan.

Referencias

- Achenbach, Thomas M. 1978. "The Child Behavior Profile: I. Boys aged 6-11". *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 46(3): 478-88.
- Ainsworth, Mary D. Salter y Silvia M. Bell. 1970. "Attachment, Exploration, and Separation: Illustrated by the Behavior of One-Year Olds in a Strange Situation". *Child Development* 41(1): 49-67.
- Almond, Douglas y Janet Currie. 2011. "Human Capital Development before Age Five". In Orley Ashenfelter and David Card, eds., *Handbook of Labor Economics* (pp. 1315-486). North Holland: Amsterdam.
- Altonji, Joseph, Todd E. Elder y Christopher R. Taber. 2005. "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools". *Journal of Political Economy* 113(1): 151-84.
- Angeles, Gustavo, Paola Gadsen, Sebastian Galiani, Paul Gertler, Andrea Herrera, Patricia Kariger y Enrique Seira. 2011. "Evaluación de Impacto del Programa Estancia Infantiles para Apoyar a Madres Trabajadoras. Informe Final de la Evaluación de Impacto". *Instituto Nacional de Salud Pública*. México. Disponible en http://www.2006-2012.sedesol.gob.mx/work/models/SEDESOL/EvaluacionProgramasSociales/Evaluacion_Impacto/EI_PEI_2011/Inf_Final_PEI.pdf
- Araujo, M. Caridad, Pedro Carneiro, Yyannu Cruz-Aguayo y Norbert Schady. 2016. "Teacher Quality and Learning Outcomes in Kindergarten". *Quarterly Journal of Economics* 131(3): 1415-53.
- Araujo, M. Caridad, Florencia Lopez-Boo, Rafael Novella, Sarah Schodt y Romina Tomé. 2015. "The Quality of Centros Infantiles del Buen Vivir in Ecuador". IADB Policy Brief No. IDB-PB-248. DOI: <http://dx.doi.org/10.18235/0000184#sthash.4aTsjRAX.dpuf>
- Araujo, M. Caridad, Florencia López Boo y Juan Manuel Puyana. 2013. *Overview of Early Childhood Development Services in Latin America and the Caribbean*. Washington, D.C: Inter-American Development Bank. Disponible en <http://www.iadb.org/es/temas/proteccion-social/desarrollo-infantil-temprano.1929.html>.
- Baker, Michael, Jonathan Gruber y Kevin Milligan. 2008. "Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being". *Journal of Political Economy* 116(4): 709-45.
- . 2015. "Non-Cognitive Deficits and Young Adult Outcomes: The Long-Run Impacts of a Universal Child Care Program". NBER Working Paper 21571.
- Bandel, Eileen, Nikki Aikens, Cheri A. Vogel, Kimberly Boller y Lauren Murphy. 2014. "Observed Quality and Psychometric Properties of the CLASS-T in the Early Head Start Family and Child Experiences Survey". OPRE Technical Brief 2014-34, Mathematica Policy Research. Disponible en https://www.acf.hhs.gov/sites/default/files/opre/baby_faces_class_t_final_final_r.pdf
- Behrman, Jere R., Yingmei Cheng y Petra E. Todd. 2004. "Evaluating Preschool Programs When Length of Exposure to the Program Varies: A Nonparametric Approach". *Review of Economics and Statistics* 86(1): 108-32.

Berlinski, Samuel, Sebastian Galiani y Paul Gertler. 2009. "The Effect of Pre-Primary Education on Primary School Performance". *Journal of Public Economics* 93(1-2) February: 219-34.

Berlinski, Samuel, Sebastian Galiani y Marco Manacorda. 2008. "Giving Children a Better Start: Preschool Attendance and School-Age Profiles". *Journal of Public Economics* 92(5-6) June: 1416-40.

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

Bernal, Raquel. 2015. "The Impact of a Vocational Education Program for Childcare Providers on Children's Well-Being". *Economics of Education Review* 48: 165-83.

Bernal, Raquel y Camila Fernández. 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 and Medicine* 97: 241-49.

Bernal, Raquel, Orazio Attanasio, Ximena Peña y Marcos Vera-Hernández. 2015. "The Effects of the Transition from Home-Based Childcare to Center-Based Childcare in Colombia". Universidad de los Andes, Bogotá e Institute for Fiscal Studies, London. Unpublished.

Bierman, Karen, Celine Domitrovich, Robert Nix, Scott Gest, Janet Welsh, Mark Greenberg, Clancy Blair, Keith Nelson y Sukhdeep Gill. 2008. "Promoting Academic and Social-Emotional School Readiness: The Head Start REDI Program". *Child Development* 79: 1802-17.

Blau, David. 2001. *The Child Care Problem: An Economic Analysis*. New York: Russel Sage Foundation.

Blau, David y Janet Currie. 2006. "Pre-School, Day Care, and After-School Care: Who's Minding the Kids?" In Eric Hanushek and Finniss Welch, eds., *Handbook of the Economics of Education*, Volume 2. Amsterdam: North Holland.

Bowlby, John. 1969. *Attachment and Loss, Vol. I: Attachment*. New York: Basic Books.

Burchinal, Margaret, Carollee Howes, Robert Pianta, Donna Bryant, Dianne Early, Richard Clifford y Oscar Barbarin. 2008. "Predicting Child Outcomes at the End of Kindergarten from the Quality of Pre-Kindergarten Teacher-Child Interactions and Instruction". *Applied Developmental Science* 12(3): 140-53.

Burchinal, Margaret, Nathan Vandergrift, Robert Pianta y Andrew Mashburn. 2010. "Threshold Analysis of Association between Child Care Quality and Child Outcomes for Low-Income Children in Pre-Kindergarten Programs". *Early Childhood Research Quarterly* 25(2): 166-76.

Campbell, Frances, Gabriela Conti, James J. Heckman, Seong Hyeok Moon, Rodrigo Pinto, Elizabeth Pungello y Yi Pan. 2014. "Early Childhood Investments Substantially Boost Adult Health". *Science* 343(6178): 1478-85.

Campbell, Frances, Craig T. Ramey, Elizabeth Pungello, Joseph Sparling y Shari Miller-Johnson. 2002. "Early Childhood Education: Young Adult Outcomes from the Abecedarian Project". *Applied Developmental Science* 6(1): 42-57.

Carneiro, Pedro y Rita Ginja. 2014. "Long-Term Impacts of Compensatory Preschool on Health and Behavior: Evidence from Head Start". *American Economic Journal: Economic Policy* 6(4): 135-73.

Carneiro, Pedro and James J. Heckman. 2003. "Human Capital Policy". In J. Heckman and A. Krueger, eds., *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies?* Cambridge, MA: MIT Press.

Carneiro, Pedro, Costas Meghir y Matthias Parey. 2013. "Maternal Education, Home Environments, and the Development of Children and Adolescents". *Journal of the European Economic Association* 11: 123-60.

Case, Anne y Christina Paxson. 2008. "Stature and Status: Height, Ability, and Labor Market Outcomes". *Journal of Political Economy* 116(3): 499-532.

Chetty, Raj, John N. Friedman, Nathaniel Hilger, Emmanuel Saez, Diane Whitmore Schanzenbach y Danny Yagan. 2011. "How Does your Kindergarten Classroom Affect your Earnings? Evidence from Project STAR". *Quarterly Journal of Economics* 126(4): 1593-1660.

Currie, Janet. 2001. "Early Childhood Education Programs." *Journal of Economic Perspectives* 15(2): 213-238.

Currie, Janet y Duncan Thomas. 1995. "Does Head Start Make a Difference?" *American Economic Review* 85(3): 341-64.

----- . 2001. "Early Test Scores, Socioeconomic Status, and Future Outcomes". *Research in Labor Economics* 20: 103-32.

Deming, David. 2009. "Early Childhood Intervention and Life-Cycle Skill Development: Evidence from Head Start". *American Economic Journal: Applied Economics* 1(3): 111-34.

Downer, Jason, Robert Pianta, Margaret Burchinal, Samuel Field, Bridget Hamre, Jennifer LoCasale-Crouch, Carollee Howes, Karen La Paro y Catherine Scott-Little. 2013. "Coaching and Coursework Focused on Teacher- Child Interactions during Language-Literacy Instruction: Effects on Teacher Outcomes and Children's Classroom Engagement." Unpublished paper, University of Virginia.

Duncan, Greg J. y Katherine Magnuson. 2013. "Investing in Preschool Programs". *Journal of Economic Perspectives* 27(2): 109-32.

Eckenrode, John, Mary I. Campa, Dennis W. Luckey, Charles R. Henderson, Robert Cole, Harriet Kitzman, Elizabeth Anson, Kimberly Sidora-Arcoleo, Jane Powers y David Olds. 2010. "Long-Term Effects of Prenatal and Infancy Nurse Home Visitation on the Life Course of Youths: 19-Year Follow-Up of a Randomized Trial". *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine* 164(1): 9-15.

Fernald, Lia C.H., Patricia Kariger, Meslissa Hidrobo y Paul Gertler. 2012. "Socioeconomic Gradients in Child Development in Very Young Children: Evidence from India, Indonesia, Peru, and Senegal". *Proceedings of the National Academy of Sciences* 109(2): 17273-80.

Fox, Sharon E., Pat Levitt y Charles A. Nelson. 2010. "How the Timing and Quality of Early Experiences Influence the Development of Brain Architecture". *Child Development* 81(1): 28-40.

Garcés, Eliana, Janet Currie y Duncan Thomas. 2002. "Longer-Term Effects of Head Start". *American Economic Review* 92(4): 999-1012.

Gertler, Paul, James Heckman, Rodrigo Pinto, Adriana Zanolini, Christel Vermeersch, Susan Walker, Susan Chang y Sally Grantham-McGregor. 2014. "Labor Market Returns to an Early Childhood Stimulation Intervention in Jamaica". *Science* 344(6187): 998-1001.

Grantham-McGregor, Sally, Yin Bun Cheung, Santiago Cueto, Paul Glewwe, Linda Richter, Barbara Strupp y el International Child Development Steering Group. 2007. "Developmental Potential in the First Five Years for Children in Developing Countries". *Lancet* 369(9555): 60–70.

Harms, T. y R. M. Clifford. 1980. *Early Childhood Environment Rating Scale*. New York: Teachers College Press.

Harms, T., R. M. Clifford y D. Cryer. 1998. *Early Childhood Environment Rating Scale—Revised*. New York: Teachers College Press.

Hamre, Bridget K. y Robert Pianta. 2005. "Can Instructional and Emotional Support in the First-Grade Classroom Make a Difference for Children at Risk of School Failure?" *Child Development* 76(5): 949-67.

Hamre, Bridget K., Laura M. Justice, Robert Pianta, Carolyn Kilday, Beverly Sweeney, Jason Downer y Allison Leach. 2010. "Implementation Fidelity of MyTeachingPartner Literacy and Language Activities: Association with Preschoolers' Language and Literacy Growth". *Early Childhood Research Quarterly* 25(3): 329–347.

Havnes, Tarjei y Magne Mogstad. 2015. "Is Universal Child Care Leveling the Playing Field?" *Journal of Public Economics* 127(C): 100-14.

Heckman, James, Seong Hyeok Moon, Rodrigo Pinto, Peter A. Savelyev y Adam Yavitz. 2010. "The Rate of Return to the HighScope Perry Preschool Program". *Journal of Public Economics* 94(1-2): 114-28.

Hoddinott, John, John A. Maluccio, Jere R. Behrman, Rafael Flores y Reynaldo Martorell. 2008. "Effect of a Nutrition Intervention during Early Childhood on Economic Productivity in Guatemalan Adults". *Lancet* 371(9610): 411-16.

Jacob, Brian. 2007. "The Challenges of Staffing Urban Schools with Effective Teachers". *The Future of Children* 17(1): 129-54.

Kagan, Sharon Lynn, M. Caridad Araujo, Analia Jaimovich y Yyannú Cruz-Aguayo. 2015. "Understanding Systems Theory and Thinking: Early Childhood Education in Latin America and the Caribbean". In Anne Farrell, Sharon Lynn Kagan y Kay M. Tisdall, eds., *SAGE Handbook of Early Childhood Research* (pp. 163-84). Sage: London.

Kline, Patrick y Christopher R. Walters. 2016. "Evaluating Public Programs with Close Substitutes: The Case of Head Start". *Quarterly Journal of Economics* 131(4): 1795-1848.

Kottelenberg, Michael J. y Steven F. Lehrer. 2016. "Targeted or Universal Coverage? Assessing Heterogeneity in the Effects of Universal Childcare". Forthcoming, *Journal of Labor Economics*.

La Paro, Karen M., Bridget K. Hamre y Robert Pianta. 2012. *Classroom Assessment Scoring System (CLASS) Manual, Toddler*. Baltimore, MD: Paul H. Brookes.

La Paro, Karen M., Robert Pianta y Megan Stuhlman. 2004. "The Classroom Assessment Scoring System: Findings from the Prekindergarten Year". *The Elementary School Journal* 104(5): 409-26.

Li, Weilin, George Farkas, Greg J. Duncan, Margaret Burchinal y Deborah L. Vandell. 2013. "Timing of High-Quality Child Care and Cognitive, Language, and Preacademic Development". *Developmental Psychology* 49(8): 1440-51.

Liu, Jianghong. 2004. "Childhood Externalizing Behavior: Theory and Implications". *Journal of Child and Adolescent Psychiatric Nursing* 17(3): 93-103.

Love, John M., Linda Harrison, Abraham Sagi-Schwartz, Marinus H. Van Ijzendoorn, Christine Ross, Judy A. Ungerer, Helen Raikes, Christy Brady-Smith, Kimberly Boller, Jeanne Brooks-Gunn, Jill Constantine, Ellen Eliason Kisker, Diane Paulsell y Rachel Chazan-Cohen. 2003. "Child Care Quality Matters: How Conclusions May Vary With Context". *Child Development* 74(4): 1021-33.

Ludwig, Jens y Douglas Miller. 2007. "Does Head Start Improve Children's Life Chances? Evidence from a Regression Discontinuity Design." *Quarterly Journal of Economics* 122(1): 159-208.

Ludwig, Jens y Deborah Phillips. 2007. "The Benefits and Costs of Head Start." NBER Working Paper 12973.

Maluccio, John A., John Hoddinott, Jere R. Behrman, Reynaldo Martorell, Agnes R. Quisumbing y Aryeh D. Stein. 2009. "The Impact of Improving Nutrition During Early Childhood on Education among Guatemalan Adults". *Economic Journal* 119(537): 734-63.

Martínez, Sebastián, Sophie Naudeau y Vitor Pereira, V. 2012. "The Promise of Preschool in Africa: a Randomized Evaluation of Early Childhood Development in Rural Mozambique". Unpublished paper, The World Bank and Save the Children. Disponible en http://siteresources.worldbank.org/INTAFRICA/Resources/The_Promise_of_Preschool_in_Africa_ECD_REPORT.pdf.

Mashburn, Andrew J., Robert Pianta, Bridget K. Hamre, Jason T. Downer, Oscar A. Barbarin, Donna Bryant, Margaret Burchinal, Diane M. Early y Carollee Howes. 2008. "Measures of Classroom Quality in Prekindergarten and Children's Development of Academic, Language, and Social Skills". *Child Development* 79(3): 732-49.

Moffitt, Terrie, Louise Arseneault, Daniel Belsky, Nigel Dickson, Robert Hancox, HonaLee Harrington, Renate Houts, Richie Poulton, Brent Roberts, Stephen Ross, Malcolm Sears, W. Murray Thomson y Avshalom Caspi. 2011. "A Gradient of Childhood Self-Control Predicts Health, Wealth, and Public Safety". *Proceedings of the National Academy of Sciences* 108(7): 2693-98.

Nelson, Charles A. y Margaret A. Sheridan. 2011. "Lessons from Neuroscience Research for Understanding Causal Links between Family and Neighborhood Characteristics and Educational Outcomes". In Greg J. Duncan and Richard J. Murnane, eds., *Whither Opportunity: Rising Inequality, Schools, and Children Life Chances* (pp. 27-46). New York: Russell Sage Foundation.

National Institute of Child Health and Human Development (NICHD), Early Child Care Research Network. 2000a. "Characteristics and Quality of Child Care for Toddlers and Preschoolers". *Applied Developmental Science* 4(3): 116-135.

----- . 2000b. "The Relation of Child Care to Cognitive and Language Development". *Child Development* 71(4): 960-80.

National Institute of Child Health and Human Development Early (NICHD) Child Care Research Network y Greg J. Duncan. 2003. "Modeling the Impacts of Child Care Quality on Children's Preschool Cognitive Development". *Child Development* 74(5): 1454-75.

National Institute of Child Health and Human Development Early (NICHD) Child Care Research Network. 1996. "Observational Record of the Caregiving Environment" *Early Childhood Research Quarterly* 11(3): 296-306.

Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). 2014. PISA 2012: *Results in Focus: What 15-Year-Olds Know and What They Can Do With What They Know*. Disponible en <http://www.oecd.org/pisa/keyfindings/pisa-2012-results-overview.pdf>. Consultado en noviembre 25, 2016.

----- . 2016. PISA 2015: Results in Focus. Disponible en <http://www.oecd.org/pisa/pisa-2015-results-in-focus.pdf>. Consultado en diciembre 21, 2016.

Olds, David, Charles R. Henderson, Robert Cole, Harriet Kitzman, Dennis W. Luckey, Lisa Pettitt, Kimberly Sidora, Pamela Morris y Jane Powers. 1998. "Long-Term Effects of Nurse Home Visitation on Children's Criminal and Antisocial Behavior". *Journal of the American Medical Association* 280(14): 1238-44.

Peisner-Feinberg, Ellen S., Margaret Burchinal, Richard M. Clifford, Mary L. Culkin, Carolle Howes, Sharon Lynn Kagan y Noreen Yazejian. 2001. "The Relation of Preschool Child-Care Quality to Children's Cognitive and Social Developmental Trajectories through Second Grade". *Child Development* 72(5): 1534-53.

Pianta, Robert. 2003. *Experiences in p-3 Classrooms: The Implications of Observational Research for Re-Designing Early Education*. New York: Foundation for Child Development.

Pianta, Robert, Jason Downer y Bridget Hamre. 2016. "Quality in Early Education Classrooms: Definitions, Gaps, and Systems". *Future of Children* 26(2): 119-37.

Pianta, Robert, Karen M. La Paro and Bridget K. Hamre. 2007. *Classroom Assessment Scoring System—CLASS*. Baltimore: Brookes.

Porter, Noriko. 2012. "High Turnover among Early Childhood Educators in the United States". Disponible en http://www.childresearch.net/projects/ecec/2012_04.html.

Puma, Michael, Stephen Bell, Ronna Cook y Camilla Heid. 2010. *Head Start Impact Study: Final Report*. Washington, DC: U.S. Department of Health and Services, Administration for Children and Families.

Puma, Michael, Stephen Bell y Camilla Heid. 2012. *Third Grade Follow-Up to the Head Start Impact Study*. Washington, DC: U.S. Department of Health and Human Services, Administration

for Children and Families.

Raikes, Helen. 1993. "Relationship Duration in Infant Care: Time with a High-Ability Teacher and Infant-Teacher Attachment." *Early Childhood Research Quarterly* 8(3): 309-25.

Romano, Joseph P. y Michael Wolf. 2005. "Stepwise Multiple Testing as Formalized Data Snooping". *Econometrica* 73(4): 1237-82.

Rosero, José y Hessel Oosterbeek. 2011. "Trade-offs between Different Early Childhood Interventions: Evidence from Ecuador". Discussion Paper No. 11-102/3, Faculty of Economics and Business, University of Amsterdam y Tinbergen Institute, Amsterdam.

Rubio-Codina, Marta, M. Caridad Araujo, Orazio Attanasio, Pablo Muñoz y Sally Grantham-McGregor. 2016. "Concurrent Validity and Feasibility of Short Tests Currently Used to Measure Early Childhood Development in Large Scale Studies". *PlosOne*. Published: August 22, 2016. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0160962>.

Rutter, Michael y the English and Romanian Adoptees (ERA) Study Team. 1998. "Developmental Catch-Up, and Deficit, Following Adoption After Severe Global Early Privation". *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 39(4): 465-76.

Ruzek, Erik, Margaret Burchinal, George Farkas y Greg J. Duncan. 2014. "The Quality of Toddler Child Care and Cognitive Skills at 24 Months: Propensity Score Analysis Results from the ECLS-B". *Early Childhood Research Quarterly* 29(1): 12-21.

Scarr, Sandra, Marlene Eisenberg y Kirby Deater-Deckard. 1994. "Measurement of Quality in Child Care Centers". *Early Childhood Research Quarterly* 9(2): 131-51.

Schady, Norbert Jere R. Behrman, M. Caridad Araujo, Rodrigo Azuero, Raquel Bernal, David Bravo, Florencia López Boo, Karen Macours, Daniella Marshall, Christina Paxson y Renos Vakis. 2015. "Wealth Gradients in Early Childhood Cognitive Development in Five Latin American Countries". *Journal of Human Resources* 50(2): 446-63.

Schweinhart, Lawrence J., Jeanne Montie, Zongping Xiang, W. Steven Barnett, Clive R. Belfield y Milagros Nores. 2005. *Lifetime Effects: The High/Scope Perry Preschool Study Through Age 40*. Ypsilanti, MI: High/Scope Press.

Shonkoff, Jack P. and Deborah A. Phillips. 2000. *From Neurons to Neighborhoods: The Science of Early Childhood Development*. Washington, D.C.: National Academy Press.

Squires Jane, Diane Bricker, Elizabeth Twombly, Robert Nickel, Jantina Clifford, Kimberly Murphy, Robert Hoselton, LaWanda Potter, Linda Mounts y Jane Farrell. 2009. *Ages & Stages English Questionnaires, Third Edition (ASQ-3): A Parent-Completed, Child-Monitoring System*. Baltimore, MD: Paul H. Brookes Publishing Co.

Staiger, Douglas O. y Jonah E. Rockoff. 2010. "Searching for Effective Teachers with Imperfect Information". *Journal of Economic Perspectives* 24(3): 97-118.

Thomason, Amy C y Karen M. La Paro. 2009. "Measuring the Quality of Teacher-Child Interactions in Toddler Child Care". *Early Education and Development*. 20(2): 285-304.

United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (UNESCO). 2015. *Informe de Resultados TERCE (Tercer Estudio Regional Comparativo y Explicativo)*. Disponible en <http://unesdoc.unesco.org/images/0024/002435/243532S.pdf>. Consultado en noviembre 25, 2016.

Vandell, Deborah L. and Barbara Wolfe. 2000. *Child Care Quality: Does It Matter and Does It Need to Be Improved?* Washington, D.C: US Department of Health and Human Services, Office for Planning and Evaluation.

Vandell, Deborah L., Jay Belsky, Margaret Burchinal, Nathan Vandergrift, Laurence Steinberg y NICHD Early Child Care. 2010. "Do Effects of Early Child Care Extend to Age 15 Years? Results from the NICHD Study of Early Child Care and Youth Development". *Child Development* 81(3): 737-56.

Whitebook, Marcy, Laura Sakai, Emily Gerber y Carollee Howes. 2001. "Then and Now: Changes in Child Care Staffing, 1994-2000". *Washington, DC and Berkeley, CA: Center for the Child Care Workforce and the Institute of Industrial Relations, University of California.*

World Bank. 2016. "World Development Indicators". Disponible en <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators>. Consultado en noviembre 25, 2016.

Tabla 1: Características de los niños y sus familias

	Media/ Proporción	Desviación estándar	N
Edad del niño en meses	17,04	4,85	2198
Proporción de niños de 6 a 12 meses	0,21	0,41	2198
Proporción de niños de 13 a 18 meses	0,36	0,48	2198
Proporción de niños de 19 a 24 meses	0,44	0,50	2198
Proporción de niñas	0,47	0,50	2198
Edad de la madre	28,15	6,96	2175
Años de escolaridad de la madre	10,05	3,27	2175
Proporción de madres indígenas	0,16	0,36	2153
Número de miembros del hogar	4,75	1,86	2196
Proporción de hogares con padre y madre	0,78	0,42	2198
Número de dormitorios en el hogar	1,92	1,13	2188
El hogar tiene agua entubada	0,78	0,41	2198
El hogar está conectado al sistema de alcantarillado	0,64	0,48	2198
El principal material de los pisos es tierra	0,32	0,47	2198
Número de activos (0-11)	5,09	2,63	2198
Distancia al centro de cuidado infantil (minutos)	10,59	15,18	2182
Proporción en zona urbana	0,88	0,32	2198

Nota: Estas estadísticas descriptivas se refieren a los 2198 niños de entre 6 y 24 meses de edad que asistían a los 291 centros de cuidado infantil de la muestra que usamos en la estimación. Los activos incluyen refrigerador, cocina a gas, lavadora, plancha, licuadora, TV, DVD, computador, equipo estéreo, celular y TV por cable.

Tabla 2: Características de las cuidadoras, los coordinadores de centros de cuidado infantil y los centros de cuidado infantil

	Media/ Proporción	Desviación estándar	N
Características de la cuidadora			
Puntaje CLASS total	3,15	0,33	582
CLASS-apoyo emocional y conductual	3,95	0,36	582
CLASS-apoyo pedagógico en el aprendizaje	1,81	0,34	582
Años de experiencia en el centro	2,05	2,86	582
Años de escolaridad	10,01	3,03	581
Proporción de indígenas	0,19	0,39	576
Características del supervisor			
Años de experiencia en el centro	1,01	2,36	184
Años de escolaridad	15,84	1,17	179
Características del aula y del centro			
Número de niños por aula	8,68	2,28	582
Número de niños que asisten al centro	18,20	6,09	291
Número de aulas	2,64	0,80	291
El centro tiene energía eléctrica	0,67	0,47	291
El centro tiene agua entubada	0,74	0,44	291
El centro está conectado al sistema de alcantarillado	0,65	0,48	291

Nota: Las estadísticas descriptivas se refiere a las 582 cuidadoras, 184 supervisores y 291 centros de cuidado infantil de la muestra que usamos en la estimación. El número de niños por aula se refiere al número total de niños (incluidos los mayores de 24 meses de edad y, por ende, no incluidos en nuestro análisis) que asistían a las 582 aulas de la muestra. El número total de aulas del centro corresponde a todas las aulas de un centro dado, incluidas las dos que son parte de nuestra muestra de análisis.

Tabla 3: Calidad del aula y resultados del desarrollo infantil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
CLASS total	0,070** (0,034)	0,069** (0,033)					0,071** (0,034)	0,073** (0,033)
Experiencia			0,030*** (0,011)	0,030*** (0,011)			0,030*** (0,012)	0,029*** (0,011)
Educación					0,002 (0,012)	0,001 (0,012)	0,004 (0,012)	0,001 (0,012)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí

Nota: El tamaño de la muestra es de 2198 en todas las especificaciones. La variable dependiente es el puntaje del ASQ (con media cero y desviación estándar de uno). El puntaje del CLASS ha sido normalizado para tener una media de cero y una desviación estándar de una unidad, la experiencia corresponde a los años de trabajo en el centro de cuidado infantil y la educación a los años de escolaridad que se han completado. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de centro. Las especificaciones que aparecen en números impares no incluyen controles. En las columnas pares los controles son el género del niño, las características demográficas del hogar (educación, edad y origen étnico de la madre; si padre y madre viven en el hogar; el número de miembros del hogar); la cantidad de activos del hogar (incluidos refrigerador, cocina a gas, lavadora, plancha, licuadora, TV, DVD, computador, equipo estéreo, celular y TV por cable); la distancia del hogar hasta el centro (en minutos), las variables que miden la calidad del hogar (si dispone de agua entubada dentro de la casa y, por separado, si está conectado al sistema de alcantarillado; el número de dormitorios; si la casa tiene pisos de tierra); y variables que describen la composición del aula (número de niños, proporción de niñas y edad promedio). Los errores estándar están corregidos a nivel de conglomerado (centro). *, **, *** son significativos al 10 por ciento, 5 por ciento y 1 por ciento, respectivamente.

Tabla 4: Heterogeneidad de los efectos de la calidad

	Total ASQ		ASQ Comunicación		ASQ Motricidad fina		ASQ Resol. problemas	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Experiencia	0,030*** (0,011)	0,030*** (0,011)	0,021* (0,011)	0,024**1 (0,010)	0,029**2 (0,012)	0,027**1 (0,011)	0,018 (0,012)	0,016 (0,012)
CLASS total	0,070** (0,034)	0,069** (0,033)	0,021 (0,036)	0,028 (0,035)	0,049 (0,035)	0,050 (0,034)	0,091**2 (0,036)	0,080**1 (0,035)
CLASS-apoyo emocional y conductual	0,054 (0,034)	0,056* (0,033)	0,002 (0,034)	0,009 (0,034)	0,044 (0,036)	0,047 (0,035)	0,079** (0,035)	0,073** (0,034)
CLASS-apoyo pedagógico en el aprendizaje	0,081** (0,036)	0,077** (0,037)	0,050 (0,041)	0,057 (0,039)	0,045 (0,038)	0,044 (0,037)	0,089**1 (0,036)	0,072** (0,036)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí

Nota: Cada celda corresponde a una regresión diferente (32 regresiones separadas). El tamaño de la muestra es de 2198 en todas las especificaciones. Las variables dependientes son: el puntaje total de ASQ, el puntaje de la escala de comunicación, el puntaje de la escala de motricidad fina y el puntaje de la escala de resolución de problemas, todos normalizados para que tengan una media de cero y una desviación estándar de uno. El puntaje del CLASS también ha sido normalizado para tener una media de cero y una desviación estándar de uno. La experiencia corresponde a los años de trabajo en el centro de cuidado infantil. Todas las regresiones incluyen los efectos fijos de centro. Las especificaciones que aparecen en números impares no incluyen controles. En las columnas pares los controles son los que se señalan al pie de la Tabla 3. Los errores estándar fueron corregidos a nivel de conglomerado (centro) y se indican entre paréntesis. *, **, *** son significativos al 10 por ciento, 5 por ciento y 1 por ciento, respectivamente, cuando los errores estándar no están corregidos por la prueba de hipótesis múltiples. ¹, ² al 10 y 5 por ciento, respectivamente, cuando los errores estándar se corrigen por la prueba de hipótesis múltiples usando el procedimiento propuesto por Romano y Wolf (2005).

Tabla 5: Efectos distributivos de las diferencias en la calidad del aula

	CLASS total		Experiencia	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Efecto promedio	0,070** (0,034)	0,069** (0,033)	0,030*** (0,011)	0,030*** (0,011)
Regresiones con efectos fijos para las variables dicotómicas de los puntajes por encima (debajo) de diferentes puntos de corte en la distribución				
Debajo del percentil 10	-0,031*** (0,011)	-0,031*** (0,011)	-0,007* (0,004)	-0,007* (0,004)
Debajo del percentil 25	-0,007 (0,016)	-0,007 (0,016)	-0,008 (0,005)	-0,006 (0,005)
Debajo del percentil 50	-0,034** (0,017)	-0,036** (0,018)	-0,012** (0,006)	-0,013** (0,006)
Encima del percentil 50	0,034** (0,017)	0,036** (0,018)	0,012** (0,006)	0,013** (0,006)
Encima del percentil 75	0,024 (0,016)	0,024 (0,015)	0,009* (0,005)	0,009* (0,005)
Encima del percentil 90	0,004 (0,011)	0,003 (0,011)	0,009* (0,004)	0,010** (0,004)
Controles	No	Sí	No	Sí

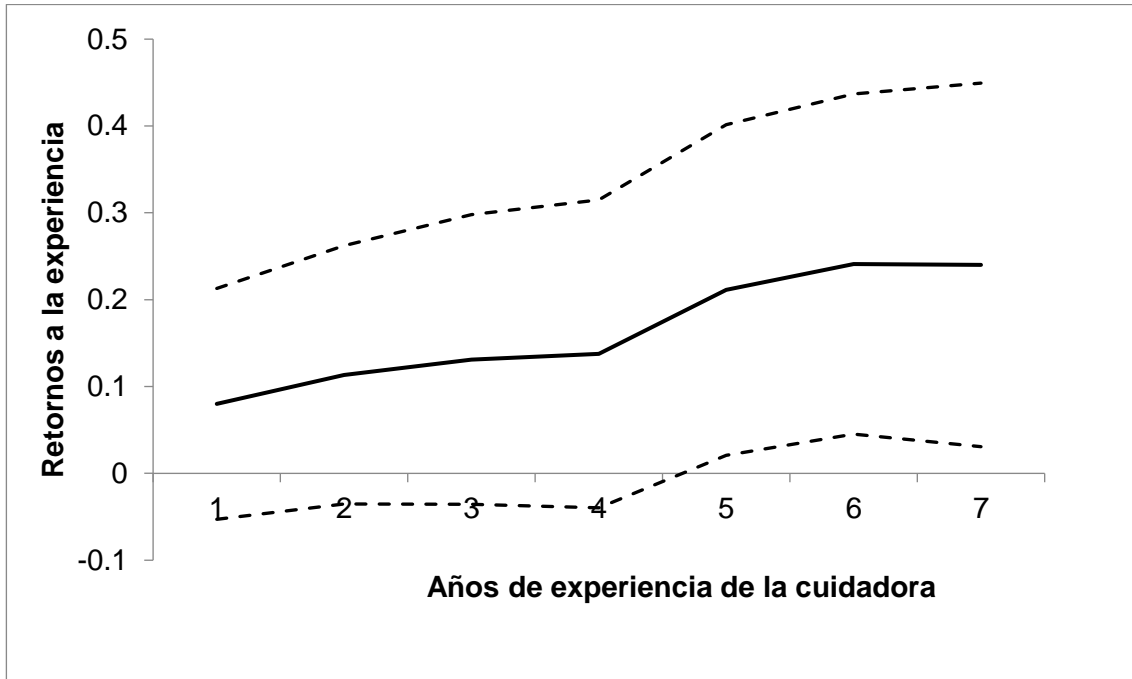
Nota: El tamaño de la muestra es de 2198 en todas las especificaciones. La variable dependiente está dada por las variables dicotómicas que toman el valor de uno si un niño tiene un puntaje total del ASQ por debajo de los percentiles 10, 25 y 50, respectivamente, o por encima de los percentiles 50, 75 y 90, respectivamente. El puntaje del CLASS ha sido normalizado para tener una media de cero y una desviación estándar de uno y la experiencia son los años de trabajo en el centro de cuidado infantil. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de centro. Véase la nota de la Tabla 3 para la lista de controles. Los errores estándar están corregidos a nivel de conglomerado (centro). *, **, *** son significativos al 10 por ciento, 5 por ciento y 1 por ciento, respectivamente.

Tabla 6: ¿Qué características de las cuidadoras valoran los padres y los supervisores?

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel I: Padres					
CLASS total	0,012 (0,020)				0,012 (0,021)
Experiencia		0,010* (0,005)			0,010* (0,005)
Educación			-0,007 (0,007)		-0,006 (0,007)
Promedio puntaje ASQ total				0,004 (0,028)	-0,003 (0,028)
Panel II: Supervisores					
CLASS total	-0,002 (0,029)				-0,004 (0,027)
Experiencia		0,080*** (0,011)			0,080*** (0,011)
Educación			-0,018** (0,008)		-0,010 (0,008)
Promedio puntaje ASQ total				0,020 (0,047)	-0,015 (0,039)

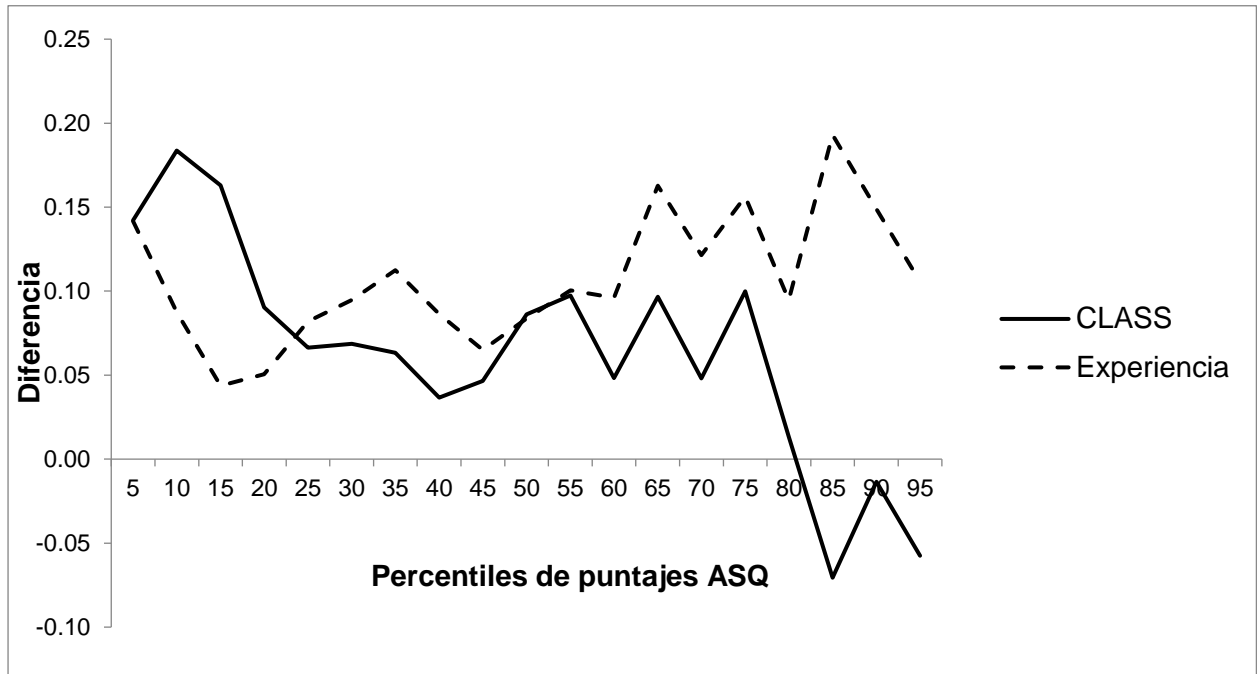
Nota: El tamaño de la muestra es de 2.122 en todas las regresiones para los padres, 572 en todas las regresiones para los supervisores. La variable dependiente del Panel I es una variable dicotómica igual a 1 si la madre calificó al supervisor como “muy bueno”, 0 en caso contrario; y en el Panel II una variable dicotómica igual a 1 si las cuidadoras fueron asignadas por el supervisor a la categoría de desempeño más alta (de entre tres). Todas las regresiones para los padres incluyen los efectos fijos de centro y los controles que se señalan al pie de la Tabla 3; todas las regresiones para los supervisores incluyen efectos fijos de supervisor, así como los controles correspondientes al número total de niños en cada aula, la proporción de niñas y la edad promedio del aula. Los errores están corregidos a nivel de conglomerado (centro) en las regresiones para los padres y a nivel de supervisor en las regresiones para los supervisores. *, **, *** son significativos al 10 por ciento, el 5 por ciento y el 1 por ciento, respectivamente.

Figura 1: Retornos a la experiencia, definiciones alternativas de cuidadoras “experimentadas” y “no experimentadas”



Nota: La figura grafica los coeficientes y los intervalos de confianza al 95 por ciento de cada una de las regresiones del desarrollo infantil estimadas para las definiciones alternativas de cuidadoras “experimentadas” y cuidadoras “no experimentadas”. Por ejemplo, el primer punto (el de más a la izquierda) corresponde a una regresión en la cual se define como cuidadora experimentada a aquella que tiene por lo menos 1 año de experiencia, el segundo punto a una regresión en la cual una cuidadora experimentada es la que tiene por lo menos 2 años de experiencia, y así en adelante. Todas las regresiones incluyen los controles señalados al pie de la Tabla 3 y efectos fijos de centro. Los errores estándar están corregidos a nivel de conglomerado (centro).

Figura 2: Efectos distributivos del puntaje del CLASS y de la experiencia de la cuidadora



Nota: Para generar la figura, procedimos del siguiente modo. Primero, calculamos la media del puntaje del CLASS y la media de la experiencia de las cuidadoras en cada centro. Segundo, calculamos si cada cuidadora tenía puntajes del CLASS por encima o por debajo de la media del centro (“CLASS alto” y “CLASS bajo”, respectivamente) y experiencia por encima o por debajo de la media del centro (“experiencia mayor” y “experiencia menor”, respectivamente). Tercero, calculamos los puntajes del ASQ de los niños de los percentiles 5, 10 ... 95 de la distribución en cada uno de estos cuatro grupos (puntaje del CLASS alto y bajo, mayor y menor experiencia). Cuarto, tomamos la diferencia de los puntajes en cada ventíl entre puntaje del CLASS alto y puntaje del CLASS bajo, y entre mayor y menor experiencia. La figura grafica estas diferencias.

Apéndice A: El Cuestionario de Edades y Etapas (ASQ por sus siglas en inglés)

El *Ages and Stages Questionnaire* (Cuestionario de Edades y Etapas; ASQ, de aquí en adelante; Squires et al. 2009), tercera versión, fue administrado para medir el desarrollo infantil en los niños de la muestra. El ASQ consiste de cuestionarios específicos de la edad, un total de 10 para el rango de 6 a 24 meses. Si bien el ASQ fue originalmente diseñado como un cuestionario para ser completado por la madre, para este estudio un entrevistador lo administró al niño en presencia de su madre o del cuidador principal en el hogar. La versión en español de la prueba fue modificada por psicólogos locales para adaptarla al contexto peruano. Para establecer protocolos de administración homogéneos en toda la muestra, el equipo de psicólogos definió ítems específicos debían administrarse directamente al niño, mientras otros podían ser recogidos por reporte de la madre. Como resultado de esta adaptación, en todos los cuestionarios específicos de la edad, la mayoría de ítems de las escalas de motricidad fina y de resolución de problemas fueron abordados directamente con los niños, mientras que la mayoría de los ítems de la escala de comunicación fueron recogidos por reporte materno. Más precisamente, en todos los cuestionarios específicos de la edad, solo el 6,7 por ciento de todos los temas de la escala de motricidad fina y el 10 por ciento de todos los de la escala de resolución de problemas se recogieron por reporte materno. Un pilotaje cuidadoso de los instrumentos aseguró que el protocolo de administración pudiera ser aplicado efectivamente durante la recolección de datos.

Cada cuestionario específico del ASQ incluye seis ítems por área de desarrollo. Cada uno recibe un puntaje de 10 si el niño responde a él, de 5 si lo hace a veces y de 0 si no lo hace, para llegar a un máximo de 60 puntos por escala. Dado que la prueba fue diseñada como una prueba de tamizaje y a fin de reducir el número de niños que alcanzan el techo de la prueba (y por ende aumentar la variabilidad de los puntajes en la cola superior de la distribución), a los niños que completaron correctamente todos los ítems de la escala se les aplicó los tres primeros ítems del cuestionario correspondiente a la edad subsiguiente, siguiendo a Rubio-Codina et al. (2016). Esta adaptación permitió que los niños que de otro modo hubiesen alcanzado el techo de la prueba (10 a 11 por ciento de la muestra dependiendo de la escala) fueran examinados en otros tres temas, con un grado de dificultad mayor. Como resultado de esta adaptación, los puntajes crudos del ASQ se evalúan sobre un total de 90.

Los psicólogos que adaptaron el lenguaje y la administración del ASQ también realizaron su *test-retest* en una muestra de 26 niños, con una diferencia promedio de dos semanas entre la primera y segunda administración. Considerando 9 ítems por área de

desarrollo, se obtuvo una correlación a nivel de niño (intra-child o ICC por sus siglas en inglés) de 0,80-0,85.

El ASQ fue administrado por un equipo de 23 entrevistadores, seleccionados de entre los 36 que participaron en la capacitación. Todos contaba con educación terciaria pero no tenían experiencia previa en la administración del ASQ. Todos habían trabajado antes como encuestadores. Su capacitación fue conducida por una de las psicólogas que adaptó el ASQ. Incluyó 5 días de capacitación en aula y un mínimo de 10 a 15 administraciones de práctica, algunas de ellas supervisadas por la capacitadora. Todas las administraciones se hicieron en español. Nuestra encuesta fue corta y no recolectó datos sobre el idioma que se hablaba en el hogar pues fue una muestra urbana y solo el 15 por ciento de los jefes de hogar entrevistados se autoidentificaron como indígenas, basándose en su cultura y costumbres.

La Tabla A1 muestra la consistencia interna del instrumento. Las alfas de Cronbach^{24,25} se calcularon por separado para cada cuestionario. Las cifras que se reportan se refieren al promedio de las 10 alfas (i.e. una por cuestionario) para cada área de desarrollo. Las alfas de Cronbach para el ASQ se ubicaron en un rango razonable para las tres áreas — $\alpha=0,644$ para comunicación, $\alpha=0,567$ para motricidad fina, $\alpha=0,592$ resolución de problemas— y bueno para el total (i.e. los ítems de las tres áreas juntas) con un $\alpha=0,751$. Todos los coeficientes de correlación son altos.

Tabla A1. Consistencia interna del ASQ-3

	Correlación	Alfa
Comunicación	0,718***	0,644
Motricidad fina	0,744***	0,567
Resolución de problemas	0,750***	0,592
Total		0,751

Nota: Alfas de Cronbach y coeficientes de correlación de Pearson entre cada área de desarrollo y el puntaje total. *, **, *** son significativos al 10 por ciento, 5 por ciento y 1 por ciento respectivamente.

Apéndice B: El Toddler Classroom Assessment Scoring System (CLASS)

²⁴ Generalmente, la literatura sobre el tema considera que una medida de consistencia interna es razonable cuando se ubica en el rango de 0,60 a 0,70 para ambos indicadores.

²⁵ Se considera que las correlaciones son muy altas cuando se ubican en el rango de 0,80 a 1; altas en el rango de 0,60 a 0,80; moderadas en el rango de 0,40 a 0,60; bajas en el rango de 0,20 a 0,40; y muy bajas cuando el rango es menor de 0,20.

La calidad de procesos en el aula se midió utilizando el *Toddler Classroom Assessment Scoring System* (CLASS de aquí en adelante; La Paro et al. 2012; Pianta et al. 2007) y se codificó a partir de cuatro vídeos de 20 minutos grabados en el curso de un día normal en el centro de cuidado infantil. El CLASS es un instrumento de observación para niños de entre 15 y 36 meses de edad. Evalúa la calidad de las interacciones entre el maestro y el niño en dos dominios: apoyo emocional y conductual, y apoyo pedagógico en el aprendizaje.

Cada segmento de vídeo fue codificado dos veces por dos codificadores distintos asignados aleatoriamente. Un equipo de seis observadores certificados en el CLASS realizó la codificación. Los codificadores participaron en ejercicios grupales diarios supervisados por un capacitador certificado en el CLASS para garantizar su confiabilidad a lo largo del tiempo. Cuando los puntajes diferían entre los dos codificadores en más de 2 puntos (1 punto en las escalas de menos variabilidad), se realizaba una tercera codificación y el puntaje del segmento corresponde al promedio de los dos que presentan la discrepancia más pequeña. Los puntajes del aula se promedian entre los cuatro segmentos. Los puntajes del CLASS se computaron para las 582 aulas de la muestra.

El 98 por ciento de los vídeos se grabaron en español. Entre los restantes, 8 incluyeron fragmentos en español y en un idioma indígena y 2 vídeos fueron grabados exclusivamente en un idioma indígena. Estos 10 vídeos corresponden a 8 centros de cuidado infantil diferentes. Todos los codificadores eran nativos hispanoparlantes y no hablaban ningún idioma indígena.

La Tabla B1 presenta la consistencia interna del instrumento, usando los mismos indicadores que se utilizaron para el ASQ en el Apéndice A (i.e. la correlación entre cada subescala y el puntaje total del instrumento, y los alfas de Cronbach). La herramienta muestra una consistencia excelente en base a ambos indicadores. Todas las correlaciones están en un rango muy alto (i.e. sobre 0,80), con dos excepciones: consideración por las perspectivas del niño en el rango alto (ICC=0,73) y clima negativo en el rango moderado (ICC=0,53). La correlación más baja para el clima negativo, comparada con otras subescalas, podría deberse a su poca variabilidad en la muestra. Las α de Cronbach fueron buenos: $\alpha=0,87$ para apoyo emocional y conductual, $\alpha=0,85$ para apoyo pedagógico en el aprendizaje y $\alpha=0,91$ para toda la escala.

Tabla B1. Consistencia interna del CLASS

Apoyo emocional y conductual	0,959***	0,870
1. Clima positivo	0,916***	
2. Clima negativo	0,530***	
3. Sensibilidad del maestro	0,931***	
4. Consideración de las perspectivas del niño	0,734***	
5. Manejo de la conducta	0,846***	
Apoyo pedagógico	0,858***	0,853
6. Facilitación del aprendizaje y desarrollo	0,881***	
7. Calidad de la retroalimentación	0,852***	
8. Modelaje lingüístico	0,897***	
Toda la escala		0,906

Nota: Alfas de Cronbach para las dimensiones y dominios del CLASS y los coeficientes de correlación de Pearson entre las dimensiones y dominios del CLASS con el puntaje total. *, **, *** son significativos al 10 por ciento, 5 por ciento y 1 por ciento respectivamente.