



**REFLEXIONES
SOBRE EL SISTEMA
EDUCATIVO ESPAÑOL**

**EL IMPACTO DE LA
EDUCACIÓN INFANTIL EN
LOS RESULTADOS DE
PRIMARIA: EVIDENCIA PARA
ESPAÑA A PARTIR DE UN
EXPERIMENTO NATURAL**

DANIEL SANTÍN
GABRIELA SICILIA
Universidad Complutense de Madrid

MONOGRAFÍAS SOBRE EDUCACIÓN

FUNDACIÓN
RAMÓN ARECES

Fundación Europea
Sociedad y Educación

REFLEXIONES

SOBRE EL SISTEMA EDUCATIVO ESPAÑOL

EL IMPACTO DE LA EDUCACIÓN INFANTIL EN LOS RESULTADOS DE PRIMARIA: EVIDENCIA PARA ESPAÑA A PARTIR DE UN EXPERIMENTO NATURAL

DANIEL SANTÍN

GABRIELA SICILIA

Universidad Complutense de Madrid

**FUNDACIÓN
RAMÓN ARECES**

Fundación Europea
Sociedad y Educación

**EL IMPACTO DE LA EDUCACIÓN INFANTIL EN LOS RESULTADOS DE PRIMARIA:
EVIDENCIA PARA ESPAÑA A PARTIR DE UN EXPERIMENTO NATURAL**
REFLEXIONES SOBRE EL SISTEMA EDUCATIVO ESPAÑOL

Autores:
Daniel Santín
Gabriela Sicilia

DIRECCIÓN DEL PROYECTO
Mercedes de Esteban Villar
Fundación Europea Sociedad y Educación

El contenido y opiniones expuestos en este documento son responsabilidad exclusiva de sus autores.

Todos los derechos reservados

Este documento no podrá ser reproducido total o parcialmente en cualquier soporte impreso o digital sin la autorización de la Fundación Ramón Areces y la Fundación Europea Sociedad y Educación.

EDICIÓN 2015

© Fundación Ramón Areces
Vitruvio, 5 - 28006 Madrid
www.fundacionareces.es

© Fundación Europea Sociedad y Educación
José Abascal 57, 5º B
28003 Madrid
T 34 91 455 15 76
www.sociedadyleducacion.org

© Autores

Diseño:
KEN / www.ken.es

ISBN 978-84-606-5493-3

Impreso en España

ÍNDICE

| | |
|--|-----------|
| PRESENTACIÓN | 7 |
| RESUMEN EJECUTIVO | 9 |
| DOCUMENTO DE TRABAJO | 13 |
| SUMARIO | 14 |
| INTRODUCCIÓN | 15 |
| METODOLOGÍA Y ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN DE LA CAUSALIDAD | 21 |
| ANÁLISIS EMPÍRICO EN ESPAÑA | 24 |
| La Evaluación General de Diagnóstico 2009. Datos y variables | 24 |
| Estrategia para la identificación del impacto de la educación infantil | 26 |
| RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES | 32 |
| CONCLUSIONES | 35 |
| REFERENCIAS | 37 |
| ANEXO | 39 |

PRESENTACIÓN

Reflexiones sobre el sistema educativo español es el título de un proyecto impulsado por la Fundación Ramón Areces y la Fundación Europea Sociedad y Educación a lo largo de más de dos años. Su objetivo es profundizar en las relaciones entre rendimiento educativo y crecimiento económico, desde dos perspectivas fundamentales: por una parte, la que vincula el desarrollo y la competitividad de una sociedad con medidas que inciden directamente en la mejora y competencia del capital humano a través de la acción educativa; por otra, la que analiza el diseño de políticas educativas de éxito y sus efectos, a partir de evidencias procedentes de estudios comparados.

En su trabajo “El impacto de la educación infantil en los resultados de primaria: evidencia para España a partir de un experimento natural”, los profesores Daniel Santín y Gabriela Sicilia analizan el impacto que sobre la formación futura del alumnado tiene asistir a más o a menos años de educación infantil. Este documento forma parte de una obra colectiva publicada en 2015 por las fundaciones Areces y Europea Sociedad y Educación, en la que un grupo de expertos, especializados en economía de la educación, aborda aspectos clave de las políticas educativas y sus efectos en el logro escolar.

Este proyecto, dirigido por la Fundación Europea Sociedad y Educación, y que ha contado con el apoyo de la Fundación Ramón Areces, pretende ofrecer algunas bases para una fundamentada reflexión sobre nuestro sistema educativo, apoyada en los resultados de la investigación y en la evidencia empírica, y dirigida tanto al lector no especialista como a los responsables de la toma de decisiones y a los profesionales de la educación.

Reconociendo y poniendo en valor los logros alcanzados, cada uno de los trabajos refleja un compromiso hacia la mejora de la educación en España y procura, desde su propia perspectiva de análisis, responder a una serie de cuestiones básicas que marquen el rumbo de reformas duraderas y estables en nuestro sistema educativo: ¿qué tipo de educación y qué tipo de competencias predicen un crecimiento sostenible y una más equitativa distribución de oportunidades para el capital humano de nuestro país?, ¿qué tipo de reformas educativas resultan exitosas y responden mejor a los desafíos que plantea hoy la educación?, ¿qué factores de contexto deben ser tenidos en cuenta para implantar políticas educativas que redunden en el desarrollo y competitividad de la sociedad española?

FUNDACIÓN RAMÓN ARECES

FUNDACIÓN EUROPEA SOCIEDAD Y EDUCACIÓN

RESUMEN EJECUTIVO

Este resumen destaca las ideas principales que desarrollan los economistas Daniel Santín y Gabriela Sicilia en el trabajo *El impacto de la educación infantil en los resultados de primaria: evidencia para España a partir de un experimento natural*, que se integra en el proyecto *Reflexiones sobre el sistema educativo español*, promovido por la Fundación Europea Sociedad y Educación. Se ha publicado en 2015 como parte de una obra colectiva y cuenta con el patrocinio de la Fundación Ramón Areces.

INTRODUCCIÓN

A lo largo de la literatura se ha demostrado que la educación infantil tiene grandes ventajas sobre la acumulación de capital humano y el bienestar futuro de los individuos. En primer lugar, es un medio para facilitar la igualdad de oportunidades educativas, entendida como el aumento de la probabilidad de alcanzar un nivel de estudios determinado al comienzo del sistema educativo para alumnos que por sus circunstancias parten con desventaja. En segundo lugar, la educación infantil no solo mejora las capacidades cognitivas y no cognitivas de los alumnos relacionadas con su desempeño escolar, además, existe una amplia evidencia de que mejora la productividad de los individuos y su éxito en la etapa adulta. Finalmente, la educación infantil es un mecanismo potente para generar beneficios en otros aspectos de la vida de los individuos (i.e. contribuye a mejorar las habilidades y el estado de salud de los individuos), así como también para producir ciertas externalidades positivas en la economía como la reducción de riesgos sociales asociados a la criminalidad o el embarazo de adolescentes.

A partir de esta evidencia, cabe plantearse cuál es el impacto que tiene sobre la formación futura del alumnado asistir a más o a menos años de educación infantil. En España la educación infantil es voluntaria entre los 0 y los 5 años y gratuita a partir de los 3 años para todas las familias que eligen el sistema de provisión pública, ofertado por centros públicos y privados concertados. El carácter voluntario y no gratuito de esta etapa, abre interrogantes acerca del carácter exógeno de esta variable. Es decir, cabe preguntarse si existen otras variables que influyen en la decisión

de las familias de enviar a sus hijos más o menos años a esta etapa educativa y que al mismo tiempo afectan al rendimiento académico de los hijos. Si la asistencia a educación infantil no es exógena, la estimación directa de su impacto sobre el rendimiento académico de los alumnos ofrecerá dudas sobre la validez de los resultados.

OBJETIVO DE LA INVESTIGACIÓN

En este trabajo analizamos el impacto que los años de asistencia a la educación infantil tienen sobre los resultados académicos en la educación primaria controlando por la posible presencia de endogeneidad. Para ello utilizamos datos provenientes de la Evaluación General de Diagnóstico elaborada por el Ministerio de Educación español y aplicada en 2009 a alumnos de 4º curso de Educación Primaria. La principal ventaja y particularidad de esta base de datos es que proporciona, para un conjunto de escuelas, información sobre dos grupos del mismo curso y pregunta al Director del centro si la asignación de alumnos a estos grupos se realiza o no de manera aleatoria.

Así, para estas escuelas podemos explotar el hecho de que por azar habrá un grupo que en media tenga más años de educación infantil que el otro. De esta forma podemos interpretar esta diferencia como el tratamiento en un experimento natural que nos permite identificar de forma exógena variaciones en los años de asistencia a educación infantil y analizar cómo estas diferencias afectan a las diferencias en rendimiento académico entre los dos grupos.

RESULTADOS PRINCIPALES

Los resultados muestran que los años recibidos de educación infantil afectan significativamente y de forma positiva al rendimiento académico de los alumnos en cuarto curso de educación primaria. Esta evidencia podría sugerir que la educación infantil tiene un claro carácter formativo y no meramente asistencial. Más concretamente, el principal resultado de este trabajo muestra que una diferencia media de un año de asistencia a educación infantil entre dos grupos de alumnos que pertenecen a la misma escuela, produciría una ganancia de un 6% (4,4%) en el resultado medio

en matemáticas (lectura) de la clase. Asimismo, los resultados muestran un efecto negativo cuando la educación infantil comienza después de los 3 años. En cuanto a la educación infantil de primer ciclo (entre los 0 y los 2 años), encontramos un efecto positivo y significativo solamente sobre el resultado en matemáticas.

A partir de estos resultados cabe plantearse que para mejorar el sistema educativo español a través de la educación infantil resultaría positivo abrir un debate en torno a dos líneas de trabajo estratégicas. En primer lugar dado que la educación infantil importa, debería plantearse una ampliación de la gratuidad de la educación infantil a los dos años. En caso de que los recursos presupuestarios disponibles no sean suficientes, cabría entonces al menos aumentar las becas para escolarizar de forma temprana a aquellos alumnos socioeconómicamente más desfavorecidos que son quienes tienden a no asistir a esta etapa de escolarización. En segundo lugar, la educación infantil tiene un carácter formativo y no meramente asistencial. Es por ello que debería también plantearse la necesidad de analizar mediante métodos experimentales, las distintas actividades pedagógicas y lúdicas que se realizan en el aula para promover una mejor calidad y mayor homogeneidad entre los centros que permita incrementar el retorno de esta etapa educativa.

DOCUMENTO DE TRABAJO

REFLEXIONES SOBRE EL SISTEMA EDUCATIVO ESPAÑOL

**EL IMPACTO DE LA EDUCACIÓN INFANTIL
EN LOS RESULTADOS DE PRIMARIA:
EVIDENCIA PARA ESPAÑA A PARTIR
DE UN EXPERIMENTO NATURAL**

DANIEL SANTÍN

GABRIELA SICILIA

SUMARIO

En España la educación infantil es voluntaria entre los cero y los cinco años y gratuita a partir de los tres años. En este trabajo analizamos el impacto de los años de asistencia a la educación infantil sobre los resultados académicos en la Educación Primaria controlando por la posible presencia de endogeneidad. Para ello analizamos la Evaluación General de Diagnóstico 2009 aplicada a alumnos de cuarto curso de Educación Primaria. Esta base de datos tiene la peculiaridad de recoger para un grupo de escuelas información sobre dos grupos del mismo curso y de preguntar al Director del centro si la asignación de alumnos a grupos se realizó de manera aleatoria. Así, para el grupo de escuelas que aleatorizan, explotamos el hecho de que por azar en cada escuela siempre

habrá un grupo que, en media, tiene más años de educación infantil que el otro. De esta forma podemos analizar esta diferencia como el tratamiento en un experimento natural, que nos permite identificar de forma exógena variaciones en los años de asistencia a educación infantil y explicar así las diferencias en rendimiento académico entre los dos grupos. Los resultados muestran que los años de educación infantil impactan de forma positiva y significativa sobre el resultado en las pruebas de matemáticas y lectura. Además, hay un efecto positivo y significativo en matemáticas por asistir a la educación infantil de primer ciclo mientras que existe un efecto negativo y significativo en ambas disciplinas por ser escolarizado después de los tres años.

INTRODUCCIÓN

Una de las primeras decisiones a las que deben enfrentarse las familias es la de la educación de sus hijos. Finalizado el permiso por maternidad-paternidad empiezan las primeras preguntas acerca de si escolarizar o no al niño/a en educación infantil, la puerta de entrada al sistema educativo. En caso afirmativo, las siguientes cuestiones serían a qué edad empezar con la escolarización y en qué tipo de centro. Distintos factores influyen en estas decisiones; la posibilidad de conciliar la vida laboral y el cuidado del niño, el coste del servicio, la restricción presupuestaria familiar, la disponibilidad de abuelos o de un tercero para cuidar al niño en el hogar, la importancia que los padres dan a esta etapa educativa, además de otros factores objetivos y afectivos. A su vez, las autoridades educativas deben decidir, también condicionados por sus propias restricciones presupuestarias y por otros compromisos políticos, acerca de la edad en la que la educación infantil debe ser gratuita con carácter universal, si debe tener un carácter educativo o meramente asistencial, además de regular los contenidos y la formación del profesorado necesaria para impartir este nivel con el grado de calidad requerido, entre otras cuestiones.

En España, la educación infantil consta de dos ciclos, ambos de carácter voluntario. El primer ciclo de educación infantil comprende las edades de cero, uno y dos años mientras que el segundo ciclo abarca las edades de tres, cuatro y cinco años. Los alumnos se agrupan por cursos en cohortes tomando como referencia el año natural. La provisión del primer ciclo es fundamentalmente privada, si bien existe una red de centros públicos con precios competitivos y con becas para facilitar el acceso a las familias con menos recursos pero con una oferta limitada que no cubre la demanda de plazas existente. Ello implica que actualmente en España la educación infantil se produce prácticamente al cincuenta por ciento en centros públicos

y privados, si bien, tal y como muestra la Tabla 1, estos porcentajes varían según la Comunidad Autónoma (CC. AA. en adelante) de residencia. También suelen existir distintos cheques o bonos guardería proporcionados por las CC. AA. para facilitar el acceso al primer ciclo de esta etapa educativa en centros privados, donde para acceder a los mismos hay que cumplir unas condiciones determinadas fundamentalmente relacionadas con el nivel de renta familiar y por tanto el acceso a los mismos no es generalizado.

TABLA 1. TASAS NETAS DE ESCOLARIDAD EN 0, 1 Y 2 AÑOS Y DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DEL ALUMNADO DE ESTAS EDADES SEGÚN TITULARIDAD DEL CENTRO. CURSO 2011-2012

| | TASA NETA DE ESCOLARIDAD | | | | % ALUMNADO DE PRIMER CICLO | |
|-----------------|--------------------------|--------|-------|--------|----------------------------|------------------|
| | 0-2 AÑOS | 0 AÑOS | 1 AÑO | 2 AÑOS | CENTROS PÚBLICOS | CENTROS PRIVADOS |
| ESPAÑA | 30,7 | 9,7 | 31,8 | 49,8 | 51,7 | 48,3 |
| Andalucía | 33,7 | 8,2 | 35,6 | 55,9 | 41,0 | 59,0 |
| Aragón | 31,7 | 9,2 | 33,8 | 51,3 | 54,0 | 46,0 |
| Asturias | 16,9 | 8,1 | 17,6 | 24,4 | 83,7 | 16,3 |
| Baleares | 21,5 | 7,2 | 23,4 | 33,2 | 68,2 | 31,8 |
| Canarias | 7,1 | 2,1 | 6,2 | 12,3 | 61,3 | 38,7 |
| Cantabria | 24,0 | 3,2 | 9,0 | 57,9 | 74,7 | 25,3 |
| Castilla y León | 16,9 | 5,4 | 17,0 | 28,0 | 57,9 | 42,1 |
| Cast. Mancha | 33,9 | 10,3 | 35,8 | 54,4 | 64,8 | 35,2 |
| Cataluña | 36,4 | 11,5 | 38,5 | 58,8 | 61,7 | 38,3 |
| C. Valenciana | 25,3 | 7,9 | 27,4 | 39,5 | 38,9 | 61,1 |
| Extremadura | 3,3 | 1,3 | 3,1 | 5,5 | 0,0 | 100,0 |
| Galicia | 22,8 | 9,8 | 22,0 | 36,0 | 81,4 | 18,6 |
| Madrid | 43,3 | 15,4 | 47,3 | 67,3 | 44,5 | 55,5 |
| Murcia | 15,6 | 3,4 | 16,1 | 27,0 | 52,0 | 48,0 |
| Navarra | 10,5 | 4,0 | 11,0 | 16,3 | 78,2 | 21,8 |
| País Vasco | 51,9 | 20,3 | 44,0 | 91,3 | 54,5 | 45,5 |
| La Rioja | 15,7 | 5,4 | 16,8 | 24,6 | 20,3 | 79,7 |
| Ceuta | 3,8 | 0,8 | 3,5 | 7,0 | 0,0 | 100,0 |
| Melilla | 17,8 | 3,6 | 13,9 | 37,2 | 43,9 | 56,1 |

FUENTE: MECD (2014).

A pesar de la percepción extendida de que la educación infantil está ya totalmente generalizada desde edades tempranas, existen aún importantes diferencias por

CC. AA. Tal y como muestra la Tabla 1 la tasa neta de escolaridad con un año supera el 30% en Andalucía, Aragón, Castilla la Mancha, Cataluña, Madrid y el País Vasco mientras que no alcanza el 10% en Canarias, Cantabria, Extremadura y Ceuta. A los dos años las diferencias se amplían aún más, siendo por ejemplo la tasa de escolarización del País Vasco del 91,3% mientras que en Extremadura solo alcanza el 5,5%.

El segundo ciclo de educación infantil es actualmente gratuito para las familias, lo que ha llevado a que esta etapa se haya extendido progresivamente en los últimos años hasta alcanzar a más del 90% de toda la población de tres años en todas las CC. AA. (Tabla 2).

TABLA 2. EVOLUCIÓN DE LA TASA NETA DE ESCOLARIDAD EN 3 AÑOS Y DEL NÚMERO MEDIO DE AÑOS DE ESCOLARIDAD EN EDUCACIÓN INFANTIL

| | TASA NETA DE ESCOLARIDAD A LOS 3 AÑOS | | | NÚMERO MEDIO DE AÑOS DE ESCOLARIDAD EN EDUCACIÓN INFANTIL | | |
|-----------------|--|-----------|-----------|---|-----------|-----------|
| | 2001-2002 | 2006-2007 | 2011-2012 | 2001-2002 | 2006-2007 | 2011-2012 |
| ESPAÑA | 92,1 | 95,8 | 95,2 | 3,2 | 3,5 | 3,8 |
| Andalucía | 79,1 | 96,4 | 97,0 | 2,8 | 3,0 | 3,9 |
| Aragón | 96,6 | 97,1 | 94,2 | 3,1 | 3,8 | 3,8 |
| Asturias | 94,4 | 97,8 | 96,3 | 3,0 | 3,2 | 3,5 |
| Baleares | 98,0 | 91,6 | 91,9 | 3,2 | 3,2 | 3,4 |
| Canarias | 94,4 | 96,0 | 94,9 | 2,9 | 2,9 | 3,1 |
| Cantabria | 94,1 | 96,0 | 94,5 | 3,0 | 3,4 | 3,6 |
| Castilla y León | 99,0 | 99,2 | 97,2 | 3,2 | 3,4 | 3,5 |
| Cast. Mancha | 97,1 | 98,8 | 96,0 | 3,1 | 3,1 | 3,9 |
| Cataluña | 100,0 | 95,7 | 95,4 | 3,9 | 3,8 | 4,0 |
| C. Valenciana | 89,3 | 93,7 | 90,3 | 3,1 | 3,2 | 3,6 |
| Extremadura | 92,8 | 97,3 | 98,2 | 3,0 | 3,1 | 3,1 |
| Galicia | 91,2 | 97,8 | 96,9 | 3,3 | 3,5 | 3,6 |
| Madrid | 95,0 | 93,0 | 94,7 | 3,5 | 3,8 | 4,2 |
| Murcia | 92,9 | 96,6 | 97,3 | 3,2 | 3,4 | 3,4 |
| Navarra | 96,9 | 98,2 | 95,4 | 3,0 | 3,7 | 3,2 |
| País Vasco | 100,0 | 98,6 | 97,3 | 3,7 | 4,4 | 4,5 |
| La Rioja | 97,7 | 96,4 | 94,9 | 3,1 | 3,1 | 3,3 |
| Ceuta | 81,8 | 96,9 | 90,7 | 2,9 | 3,1 | 2,9 |
| Melilla | 84,6 | 93,5 | 82,7 | 3,0 | 3,4 | 3,2 |

FUENTE: MECD (2014).

La Tabla 2 también muestra cómo, en general, el número promedio de años de asistencia a educación infantil ha ido incrementándose en España hasta alcanzar en el curso 2011-12 una media de 3,8 años. La tendencia en los últimos quince años ha sido creciente en prácticamente todas las CC. AA. pero todavía existen diferencias entre Cataluña, Madrid y el País Vasco, cuyos alumnos superan los cuatro años de escolarización infantil al ser comparadas con Baleares, Canarias, Extremadura, Murcia, Navarra, La Rioja, Ceuta y Melilla, donde sus alumnos no superan los 3,5 años.

Para poder apoyar en la toma de decisiones a padres y autoridades educativas acerca del número óptimo de años de educación infantil la pregunta clave es: ¿hasta qué punto es importante la educación infantil para el devenir futuro de los niños? Desde un punto de vista teórico y empírico existe evidencia de que la intervención pública en educación infantil está justificada para lograr tres grandes objetivos sociales¹.

En primer lugar, el acceso a la educación infantil es un medio para facilitar la igualdad de oportunidades educativas entendida como el aumento de la probabilidad de alcanzar un nivel de estudios determinado al comienzo del sistema educativo para alumnos que por sus circunstancias parten con desventaja. Así, de acuerdo con Currie (2001), Cawley et al. (2001), Berlinski et al. (2008), Heckman (2013) y Gertler et al. (2014), la educación infantil proporciona a los alumnos de nivel socioeconómico más desfavorecido una oportunidad, en forma de intervención temprana, para acercar sus resultados educativos futuros a los del alumnado con mejor entorno mediante la reducción del fracaso escolar y el aumento del rendimiento académico. Además, esta intervención tiene la ventaja de no generar el no deseado *trade-off* entre eficiencia y equidad ya que permite alcanzar ambos objetivos simultáneamente (Cunha y Heckman, 2007; Heckman y Masterov, 2007).

En segundo lugar, la educación infantil no solo mejora las capacidades cognitivas y no cognitivas de los alumnos relacionadas con su desempeño escolar, además, existe una amplia evidencia de que mejora la productividad de los individuos y su éxito en la etapa adulta (Heckman et al., 2006; Borghans et al., 2008). Si bien otras políticas de mejora educativa también generarían estos resultados, la intervención a edades tempranas tiene como característica que su rentabilidad es mucho más alta en términos económicos (Heckman et al., 1999; Martin and Grubb, 2001).

1. Existe una vasta literatura empírica que avala la importancia de la educación infantil sobre distintas dimensiones del bienestar futuro de los individuos y sobre la acumulación de capital humano que ofrece resultados robustos en diferentes países. No es el objetivo de esta investigación realizar una revisión exhaustiva de esta literatura ya que ese trabajo excede los objetivos de este capítulo, sino tan solo presentar una muestra de trabajos recientes. El lector interesado puede acudir a las citas de estos trabajos y a la página web del Profesor James Heckman, Premio Nobel de Economía; <http://www.heckmanequation.org/> para un estudio en profundidad de esta cuestión.

En tercer lugar, la educación infantil es un mecanismo potente para generar beneficios en otros aspectos de la vida de los individuos (i.e. contribuye a mejorar las habilidades y el estado de salud de los individuos), así como también para producir ciertas externalidades positivas en la economía como la reducción de riesgos sociales asociados a la criminalidad o el embarazo de adolescentes (Nores y Barnett, 2010; Hines et al., 2011; Campbell et al., 2014).

A pesar de la amplia literatura internacional, en España existe menos evidencia empírica que permita establecer una relación causal entre educación infantil y resultados educativos. Ello es posiblemente debido a la dificultad de encontrar una estrategia correcta de identificación de la verdadera causalidad entre los años de educación infantil y el rendimiento educativo². En efecto, si los años de asistencia a la etapa de educación infantil están correlacionados con variables no observables (por ejemplo la motivación de la familia, la ayuda que recibe en el hogar o el interés de los padres en que su hijo asista a una buena escuela y en que obtenga altas calificaciones), y a su vez estas variables influyeran positivamente en el resultado académico de los alumnos, entonces un modelo de regresión múltiple posiblemente sobreestimaría el impacto de la asistencia a educación infantil, y por tanto sus resultados podrían estar sesgados y no ser consistentes. Para el caso de España cabe destacar como excepciones los trabajos de Hidalgo-Hidalgo y García-Pérez (2012) y de Felfe et al. (2012).

Hidalgo-Hidalgo y García-Pérez (2012) utilizan la información contenida en TIMSS-PIRLS para estudiar el impacto de la asistencia a educación infantil sobre los resultados en lengua, matemáticas y lectura. Para controlar los efectos potenciales de la endogeneidad estos autores emplean como variable adicional la población potencial de alumnos por centro de educación infantil en cada región durante los años en los que cada alumno pudo asistir a infantil en función de su edad. Además, emplean un modelo de efectos fijos para controlar la posible heterogeneidad entre grupos debido al número de años medio de educación infantil. Sus resultados concluyen que los alumnos que asistieron a educación infantil al menos tres años obtienen entre 13 y 16 puntos más en el resultado en lectura, es decir son un tres por ciento mejores en su rendimiento que los que asistieron menos años.

2. Para una excelente discusión acerca de los problemas que origina la endogeneidad en la estimación de modelos econométricos en el ámbito educativo, así como para conocer los principales métodos experimentales y cuasi-experimentales de identificación de la causalidad puede acudir a Schlotter et al. (2012) y Webbink (2005). Para una ilustración de los conceptos básicos de las metodologías de evaluación de impacto (grupo tratado, grupo control, sesgo de selección, etc.) puede acudir al documento sobre evaluación educativa, integrado en este mismo proyecto.

Felfe et al. (2012) estudian el impacto que tuvo la extensión gratuita de la educación infantil a los tres años a principios de los años noventa con la implantación de la LOGSE (Ley Orgánica General del Sistema Educativo) en el curso 1991/92 sobre el rendimiento académico y la repetición de curso a los 15 años. Para ello explotan el experimento natural que se produjo como consecuencia de la distinta extensión de la reforma a lo largo de las CC. AA. utilizando los datos de las oleadas de PISA 2003, 2006 y 2009. Utilizando el método de diferencias en diferencias encuentran que la reforma supuso un incremento a los 15 años del resultado en lectura (matemáticas) de entre 0,10 y 0,13 (0,07) desviaciones estándar. Además encuentran que este efecto es más pronunciado en las chicas y en alumnos procedentes de niveles socioeconómicos bajos.

Vista la importancia de cuantificar el impacto de la educación infantil en España el objetivo de este capítulo es doble. En primer lugar, se propone una metodología para identificar la causalidad entre los años de asistencia a educación infantil y los resultados en una etapa educativa posterior basada en la asignación aleatoria de alumnos dentro de cada escuela, y por tanto en la creación de un experimento natural. En segundo lugar, se presenta una aplicación empírica para el caso de España utilizando datos de la Evaluación General de Diagnóstico que realizó el Ministerio de Educación en 2009, donde se cuantifica el impacto de los años de asistencia a educación infantil sobre el rendimiento en matemáticas y lectura de los alumnos de cuarto curso de educación primaria.

Para cumplir con estos dos objetivos el trabajo queda organizado de la siguiente manera. El siguiente apartado discute la metodología y la estrategia de identificación de la causalidad del efecto de la educación infantil en el rendimiento académico de los alumnos. En el tercer apartado se presenta la base de datos y las variables clave en las estimaciones, además de comprobar empíricamente que realmente existe aleatoriedad en la distribución de alumnos entre los grupos evaluados. El cuarto apartado recoge los resultados de los modelos y por tanto la cuantificación del impacto de la asistencia a la educación infantil sobre los resultados educativos en matemáticas y lectura de alumnos que cursan cuarto de primaria. Para finalizar, el último apartado está dedicado a concluir el capítulo y a presentar algunas sugerencias sobre el futuro de la educación infantil en España.

METODOLOGÍA Y ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN DE LA CAUSALIDAD

Proponemos un modelo de función de producción educativa a nivel de grupos educativos para estimar cuál es el efecto medio en el rendimiento académico del grupo cuando éste tiene en media más años de educación infantil que otro grupo. Así, el resultado promedio de N alumnos $n=1, 2, \dots, N$ asignados al grupo $j; j=1, 2, \dots, J$; en la escuela $s; s=1, \dots, S$ vendrá determinado por la siguiente función:

$$\bar{A}_{js} = \alpha_0 + \beta_p P_{js} + \beta_B \bar{B}_{js} + \beta_s S_s + \beta_k \bar{K}_{js} + \beta_g \bar{g}_{js} + \beta_h h_s + \varepsilon_{js} \quad (1)$$

donde \bar{A}_{js} denota el resultado medio en una prueba de rendimiento objetiva de los N alumnos del grupo j en la escuela s . Este rendimiento medio depende de un conjunto de variables observables y no observables. Así, P_{js} muestra las características observables asociadas al grupo que incluyen las características del profesor encargado del grupo, sus prácticas docentes y otras características relevantes del grupo como el tamaño de la clase; \bar{B}_{js} recoge el nivel socioeconómico y las características observables medias de los alumnos del grupo; S_s es un factor que muestra las características observables del centro educativo, que lógicamente son las mismas para todos los grupos que pertenecen a la misma escuela y finalmente \bar{K}_{js} es un factor asociado al número medio de años de educación infantil a la que asistieron los alumnos que pertenecen al grupo j .

Además de las variables observables anteriores, la Ecuación 1 recoge dos variables adicionales no observables; un factor \bar{g}_{js} que recoge características no observables medias del grupo, por ejemplo habilidades cognitivas o no cognitivas de los alumnos o la motivación de sus padres por lograr una buena educación en sus hijos o características no observables de los profesores relacionadas fundamentalmente con su motivación y esfuerzo; y un término h_s que recoge características no observables relacionadas con la gestión eficiente y el liderazgo de la dirección del centro educativo además de un término de error aleatorio ε_{js} .

Asumimos que h_s y \bar{g}_{js} son distintas a lo largo de las escuelas. En primer lugar, no todas las escuelas realizan una gestión eficiente de los recursos de los que disponen aunque parece razonable asumir que la gestión, buena o mala, de una misma escuela afecta por igual a todos los niños que en ella estudian independientemente del grupo al que asisten. En segundo lugar, los padres más motivados por la educación de sus hijos tienden a recoger más información tanto a la hora de elegir las mejores escuelas como en las decisiones cotidianas que afectan a su educación. Igualmente, los maestros más efectivos y motivados suelen dedicar más tiempo a informarse acerca de la calidad de las escuelas a la hora de elegir el centro educativo donde tra-

bajar. El término \bar{g}_j será en media similar o no en ambos grupos dentro del mismo centro dependiendo del criterio en el que se base la distribución de los alumnos en cada grupo.

Por tanto, un aspecto crucial es la regla que se utiliza para asignar los alumnos a los grupos dentro de cada escuela. En algunos centros los directores utilizarán algún criterio no aleatorio de agrupación de los alumnos; por ejemplo a partir de la habilidad puesta de manifiesto por ellos, su idioma materno o algún otro criterio no aleatorio. Lo mismo ocurrirá cuando los profesores o los padres más motivados puedan presionar para elegir grupo o para cambiar a su hijo al que consideran mejor grupo. En ambos casos, estas variables no observables que también afectan al resultado académico de los alumnos, serían capturadas por el término de error de la Ecuación 1, el cual resultaría correlacionado con las restantes variables observables, incluidas en el modelo como regresores. Esta correlación produciría un sesgo a la hora de estimar los coeficientes de la Ecuación 1, y por tanto la estimación del verdadero impacto de las variables observables sobre el resultado académico no sería correcta.

Así, si asumimos que solo existen dos grupos $j = 1, 2$ dentro de cada escuela³ s, el rendimiento medio de cada grupo vendría dado por las ecuaciones (2) y (3).

$$\bar{A}_{1s} = \alpha_{01} + \beta_p P_{1s} + \beta_B \bar{B}_{1s} + \beta_s S_s + \beta_k \bar{K}_{1s} + \beta_g \bar{g}_{1s} + \beta_h h_s + \varepsilon_{1s} \quad (2)$$

$$\bar{A}_{2s} = \alpha_{02} + \beta_p P_{2s} + \beta_B \bar{B}_{2s} + \beta_s S_s + \beta_k \bar{K}_{2s} + \beta_g \bar{g}_{2s} + \beta_h h_s + \varepsilon_{2s} \quad (3)$$

Con lo cual, el modelo en diferencias entre los dos grupos sería:

$$(\bar{A}_{1s} - \bar{A}_{2s}) = (\alpha_{01} - \alpha_{02}) + \alpha_p (P_{1s} - P_{2s}) + \delta_b (\bar{B}_{1s} - \bar{B}_{2s}) + \gamma_k (\bar{K}_{1s} - \bar{K}_{2s}) + \eta_g (\bar{g}_{1s} - \bar{g}_{2s}) + \varepsilon_s \quad (4)$$

donde $\bar{A}_{1s} - \bar{A}_{2s}$ denota la diferencia en el resultado educativo medio entre los dos grupos de la misma escuela s. Si los alumnos no son asignados aleatoriamente a los grupos, existirá un sesgo de selección producido bien por la dirección del centro al diseñar la composición de los grupos y asignar los profesores a cada grupo o bien porque los padres más motivados elegirán el que consideran mejor grupo para sus hijos. Todo ello producirá que en general $(\alpha_{01} - \alpha_{02}) \neq 0$; $E(P_{1s} - P_{2s}) \neq 0$; $E(\bar{B}_{1s} - \bar{B}_{2s}) \neq 0$; $E(\bar{K}_{1s} - \bar{K}_{2s}) \neq 0$ y $E(\bar{g}_{1s} - \bar{g}_{2s}) \neq 0$. Como mencionamos anteriormente, en este caso, \bar{g}_j no

3. Aunque la extensión a más grupos es inmediata, la metodología se presenta considerando únicamente dos grupos por simplicidad. En caso de que existieran más grupos se tomaría uno de los grupos como referencia y se calcularían las diferencias del resto de grupos con respecto al grupo referenciado.

es observada por el investigador, lo que supone que entre los dos grupos existirá una diferencia significativa que implicará que la estimación de la ecuación (4) esté generalmente sesgada y sea inconsistente.

Sin embargo, en otras ocasiones las escuelas asignan los alumnos a los grupos de forma aleatoria. En estos casos la diferencia media esperada para las variables observables y no observables asociadas a los alumnos entre ambos grupos será cero debido a la aleatorización. Si contamos con una muestra de S escuelas donde dentro de cada escuela los N alumnos se asignaron a los J grupos aleatoriamente, podemos explotar la variabilidad que surge entre las covariables al realizar la aleatorización escuela por escuela. En efecto, en este caso tendremos que las diferencias en resultados académicos entre grupos serán debidas al efecto del profesor, que siempre es distinto, pero también al efecto de otras diferencias en covariables donde ‘por azar’ se hayan generado diferencias. En este caso, la suma de las diferencias medias esperadas en las variables de los dos grupos para todas las escuelas será igual a cero pero, dado que el número de alumnos dentro de cada escuela es limitado, se deberían encontrar diferencias entre los grupos en la variable de interés que pueden ser relevantes⁴.

La idea de esta metodología es considerar que en cada escuela se produce un experimento natural donde podemos observar y explotar las pequeñas diferencias que se han generado por azar considerando en cada centro como grupo tratado (control) al grupo que en promedio cuenta con mayores (menores) valores de la variable que queremos estudiar⁵, en nuestro caso los años de educación infantil. En resumen, dentro de cada escuela tendremos dos grupos. El grupo tratado (T) será el grupo donde por azar el número de años promedio de asistencia a educación infantil por parte de los alumnos es más elevado. Alternativamente el grupo de control (C) está formado por el grupo de alumnos con menos años promedio de educación infantil, $K_{TS} > K_{CS}$. La diferencia en rendimiento entre los grupos T y C a lo largo de

4. Sería equivalente a lanzar al aire una moneda un número limitado de veces N (número de alumnos en cada grupo de cada escuela, que en este ejemplo asumimos que es el mismo) en los dos grupos de cada escuela asignando el resultado a cada grupo. El proceso se realiza en los dos grupos $N \times 2$ y se repite este procedimiento M veces (una por cada escuela). La esperanza matemática de la diferencia entre ‘caras y cruces’ al considerar las $M \times 2 \times N$ tiradas es cero. Sin embargo, para cada escuela en presencia de muestras pequeñas de tamaño N , por azar, normalmente el resultado en uno de los grupos presentará una diferencia en la covariable de interés sobre el otro, que podemos considerar como el tratamiento en este experimento natural. En nuestro caso, el resultado de tirar 25 veces la moneda en cada uno de los dos grupos de cada escuela normalmente producirá que uno de los grupos tenga más caras que el otro.

5. En este trabajo estudiamos el impacto que la educación infantil tiene en el rendimiento académico. No obstante, esta misma metodología podría ser empleada para analizar la influencia de otras variables.

todas las escuelas $\bar{A}_{T_s} - \bar{A}_{C_s}$ que asignan a los alumnos aleatoriamente vendrá dada por la ecuación (5):

$$(\bar{A}_{T_s} - \bar{A}_{C_s}) = (\alpha_{01} - \alpha_{02}) + \alpha_p (P_{T_s} - P_{C_s}) + \delta_B (\bar{B}_{T_s} - \bar{B}_{C_s}) + \gamma_k (\bar{K}_{T_s} - \bar{K}_{C_s}) + \eta_g (\bar{g}_{T_s} - \bar{g}_{C_s}) + \varepsilon_s \quad (5)$$

donde $\bar{A}_{T_s} - \bar{A}_{C_s}$ denota las diferencias entre los grupos tratados y control en la variable de interés relacionada con el resultado educativo. En este caso, tendremos que $E(\alpha_{01} - \alpha_{02}) = 0$, $E(P_{T_s} - P_{C_s}) = 0$, $E(\bar{B}_{T_s} - \bar{B}_{C_s}) = 0$ y $E(\bar{g}_{T_s} - \bar{g}_{C_s}) = 0$ y mientras que $E(\bar{K}_{T_s} - \bar{K}_{C_s}) \neq 0$ debido a que hemos organizado los datos como si se tratara de un experimento natural. Así definido, el modelo permite establecer a partir de la estimación del coeficiente γ_k qué parte de la diferencia de los resultados medios entre los dos grupos en las escuelas es debida al tratamiento y cuantificar su efecto.

ANÁLISIS EMPÍRICO EN ESPAÑA

LA EVALUACIÓN GENERAL DE DIAGNÓSTICO 2009. DATOS Y VARIABLES

Para llevar a cabo las estimaciones utilizaremos la información de la Evaluación General de Diagnóstico (EGD) del Ministerio de Educación, Cultura y Deporte de España aplicada durante 2009 a una muestra de alumnos de cuarto curso de primaria a lo largo de todo el territorio español. La muestra seleccionada contenida en esta base de datos es representativa a nivel nacional⁶. La EGD 2009 fue aplicada a 28.708 alumnos repartidos en 887 centros educativos, aunque efectivamente la base de datos incluye información para 27.125 alumnos en 882 centros.

La EGD está enfocada en medir los conocimientos, destrezas y actitudes adquiridas por los estudiantes en cuatro áreas del conocimiento que definen las competencias básicas: 'lingüística', 'matemática', 'social y ciudadana' y 'conocimiento y la interacción con el mundo físico'. De forma similar a otros estudios internacionales (PISA, TIMSS, PIRLS), complementariamente a las pruebas se provee un cuestionario a los alumnos y sus familias, a los directores de los centros y al profesorado que proporciona información adicional sobre factores contextuales, de recursos y procesos organizativos y de aprendizaje dentro del aula y la escuela. Este amplio volumen de información permite analizar los rendimientos académicos según diversos factores y circunstancias. A continuación se detallan las variables seleccionadas para nuestro análisis y una breve descripción estadística de las mismas.

6. Para una descripción detallada del proceso de selección muestral en la EGD-2009 véase INEE (2010).

La estimación del impacto de la asistencia a la educación infantil en los resultados académicos de los alumnos será medida a través de tres variables asociadas que hemos construido en relación con la asistencia a preescolar. Para construir estas variables se utilizaron las respuestas proporcionadas por las familias a la pregunta ‘¿A qué años empezó el colegio o guardería?’⁷. Los años de asistencia a educación infantil en España van desde cero, si no asistió nunca a infantil antes de ingresar a primaria a cinco, si asiste a infantil desde antes de los dos años. La primera es una variable continua que recoge los años de asistencia a educación infantil (*Años_preescolar*). La segunda variable que se analizará es el porcentaje de alumnos en el grupo que asistieron al primer ciclo de educación infantil, la cual se computa agregando a los niños que empezaron su educación entre cero y dos años (*Asiste_2*). La última variable analizada es el porcentaje de alumnos del grupo que comenzaron a asistir a educación infantil antes de los 4 años, esto es entre los cero y los tres años (*Asiste_3*).

Las variables de resultado académico seleccionadas sobre las que se mide el efecto de la asistencia a la educación infantil son el resultado en matemáticas (*mates*) y el resultado en lectura (*lectura*), con el fin de captar dos dimensiones cognitivas vehiculares y complementarias y sobre las cuales podría tener diferente impacto la asistencia a infantil. Ambas variables surgen de promediar a nivel de grupo el resultado de los alumnos en cada prueba.

Por último, se incluyen en las distintas estimaciones las siguientes variables de control relacionadas con las características del alumnado, del grupo y de los centros educativos:

- *ISEC*: índice de estatus social, económico y cultural medio del grupo. Este índice es elaborado por los analistas que diseñaron la base de datos y se construye mediante un análisis factorial a partir de la respuesta de las familias en las siguientes preguntas: nivel más alto de estudios de cualquiera de los padres, profesión con un nivel más elevado de cualquiera de los padres, número de libros en el hogar y el nivel de recursos domésticos⁸. El índice resultante es una variable continua y se ha expresado como un valor tipificado con media cero y desviación típica 1 a nivel nacional.
- *Inmigrantes*: porcentaje de alumnos inmigrantes dentro del grupo.
- *Repetidores*: porcentaje de alumnos repetidores dentro del grupo.

7. Las posibles respuestas eran ‘antes de los dos años’, ‘a los dos años’, ‘a los tres años’, ‘a los cuatro años’, ‘a los cinco años’ y ‘a los seis o más años’. La pregunta se realizó a los padres y a los alumnos por lo que para su construcción se tomó la respuesta de los padres y solo en el caso en que el padre no respondiera se tomó la contestación proporcionada por el alumno.

8. Para mayor detalle ver “Evaluación general de diagnóstico 2009. Educación Primaria. Cuarto curso. Informe de resultados” (2010). Instituto de Evaluación, Ministerio de Educación.

- *Trimestre 1*: porcentaje de alumnos dentro del grupo que nacieron en el primer trimestre del año.
- *Chicas*: porcentaje de niñas en el grupo.
- *Monoparentales*: porcentaje de niños dentro del grupo que pertenecen a familias monoparentales, definida esta última en base a la respuesta del niño sobre si vive o no con su madre y/o padre biológico. Aquellos niños que han respondido vivir con uno sólo de sus padres biológicos se computan como niños que viven en familias monoparentales.
- *Tamaño*: cantidad de alumnos en el grupo.
- *Pública*: variable dicotómica que toma valor uno si el centro es de titularidad pública y cero si se trata de un centro privado concertado⁹.

ESTRATEGIA PARA LA IDENTIFICACIÓN DEL IMPACTO DE LA EDUCACIÓN INFANTIL

Una primera estrategia para estimar cómo la asistencia a educación infantil influye en los resultados académicos puede ser realizada a nivel de alumno a partir de variables individuales (Hidalgo y García-Pérez, 2012). Sin embargo, como hemos visto, si los años de asistencia a la educación infantil (K) están correlacionados con un factor no observable como la motivación de la familia y el interés en que asista a una buena escuela y obtenga altas calificaciones (g) y este factor g también influye en el resultado académico, tendremos un problema de endogeneidad y por tanto la estimación del efecto de K posiblemente estará sesgado y no será consistente.

La Tabla 3 muestra la estimación de este modelo a nivel individual con la muestra de los 27.125 alumnos para los que inicialmente se disponía de información en la EGD¹⁰. Los resultados evidencian que incluso controlando por otras variables el efecto de los años de educación infantil es fuertemente significativo tanto para matemáticas como para lectura.

Para el caso de España, existe un sesgo de selección potencial en el número de años de educación infantil al que acuden los alumnos que en caso de ser estimado convencionalmente haría que los resultados de la Tabla 3 fueran cuestionables. Las causas por las que la decisión de los padres acerca de la cantidad de años de educación infantil de sus hijos no es aleatoria provienen fundamentalmente de dos fuentes. En primer lugar, la educación infantil de primer ciclo en general no es gratuita

9. No se incluyen en el análisis los centros privados independientes.

10. Las variables '*repetidor*', '*inmigrante*', '*Trimestre 1*', '*monoparental*' y '*mujer*' son variables dicotómicas que reciben valor uno si el alumno posee esa característica y cero si no la posee.

por lo que la mayoría de familias deben asumir un esfuerzo económico que en función de sus circunstancias laborales y familiares podrían decidir no llevar a cabo. En segundo lugar, en la elección de escuela pública o concertada algunos centros concertados ofrecen plazas en la educación infantil de primer ciclo que posteriormente facilita la escolarización final en el centro¹¹.

TABLA 3. ESTIMACIÓN A NIVEL DE ALUMNO DEL EFECTO DE LA ASISTENCIA A EDUCACIÓN INFANTIL SOBRE LOS RESULTADOS EN MATEMÁTICAS Y LECTURA EN EDUCACIÓN PRIMARIA

| | MATES | | | LECTURA | | |
|------------------------|---------|------------|---------|---------|------------|---------|
| | COEF. | DESV. EST. | P-VALOR | COEF. | DESV. EST. | P-VALOR |
| CONSTANTE | 418,770 | 2,906 | 0,000 | 398,462 | 2,942 | 0,000 |
| <i>Años_preescolar</i> | 3,588 | 0,506 | 0,000 | 4,232 | 0,512 | 0,000 |
| <i>ISEC</i> | 24,862 | 0,553 | 0,000 | 27,281 | 0,560 | 0,000 |
| <i>Repetidor</i> | -41,922 | 1,747 | 0,000 | -51,000 | 1,769 | 0,000 |
| <i>Inmigrantes</i> | -7,801 | 1,781 | 0,000 | -13,428 | 1,803 | 0,000 |
| <i>Trimestre1</i> | 16,228 | 1,183 | 0,000 | 14,124 | 1,198 | 0,000 |
| <i>Monoparental</i> | -5,446 | 1,739 | 0,002 | -5,975 | 1,761 | 0,001 |
| <i>Mujer</i> | -12,382 | 1,011 | 0,000 | 11,224 | 1,024 | 0,000 |
| <i>Pública</i> | -7,890 | 1,106 | 0,000 | -8,115 | 1,120 | 0,000 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la EGD 2009.

La segunda estrategia de análisis consiste en tratar de identificar una variación exógena en la variable que queremos analizar para determinar su verdadera influencia. En nuestro caso estimamos el impacto de los años de educación infantil con un modelo en diferencias entre grupos educativos tal y como fue detallado en el apartado de la metodología. Para seguir esta dirección, es necesario seleccionar sólo aquellos centros donde existen dos grupos de alumnos que son 442 centros del total. Asimismo, resulta clave asegurar la aleatoriedad en la asignación de los alumnos a cada grupo dentro de la misma escuela, de modo que se pueda evitar cualquier tipo de sesgo de selección por parte de la dirección del centro, profesores y padres. Para ello, la EGD 2009 dispone de siete preguntas en el cuestionario aplicado a los directores que indagan acerca de los criterios de agrupación del centro. La Tabla 4 recoge estos criterios y la valoración sobre si el mismo responde o no a un criterio de asignación aleatoria.

11. Por ejemplo, los padres más motivados a la hora de elegir las mejores escuelas concertadas tratarán de enviar a sus hijos a la etapa privada de educación infantil de primer ciclo con el objetivo de ganar un punto de libre disposición que en muchos casos resulta decisivo para permanecer definitivamente en el centro seleccionado.

TABLA 4. CRITERIOS DE AGRUPACIÓN DEL ALUMNADO EN LOS CENTROS DE EDUCACIÓN PRIMARIA

| PREGUNTA EN EGD | CRITERIO DE AGRUPACIÓN LLEVADO A CABO | ALEATORIO |
|------------------------|--|------------------|
| PD26A | Orden alfabético de apellidos u otro criterio aleatorio | SI |
| PD26B | Equilibrio entre niñas y niños | SI |
| PD26C | Motivos lingüísticos | NO |
| PD26D | Según rendimiento académico | NO |
| PD26E | Buscando homogeneidad según características del alumnado | NO |
| PD26F | Procurando la heterogeneidad entre el alumnado | SI |
| PD26G | Otro criterio | NO |

Fuente: Elaboración propia a partir de la EGD 2009.

De los 442 centros que poseen dos grupos de cuarto curso de primaria, hemos descartado 220 centros donde los criterios de agrupación declarados por el director son no aleatorios. Es decir, se excluyen los centros donde la agrupación se realiza según “motivos lingüísticos”, “rendimiento académico”, “buscando homogeneidad según características del alumnado” u “otro criterio”. En definitiva, se considera que la asignación fue aleatoria en 434 grupos con 9.438 alumnos correspondientes a 217 centros¹² de los cuales el 65,4% son públicos y el 34,6% restante son privados. Las variables de la Ecuación 5 son computadas a nivel de grupo y posteriormente se calculan las diferencias entre los grupos Tratado (aquel con mayor valor de la variable de interés) y Control (aquel con menor valor de la variable de interés) dentro de cada centro para llevar a cabo las estimaciones (a excepción de la variable Pública que está definida a nivel de centro).

Tal y como fue mencionado anteriormente en el apartado metodológico, la información proveniente de la EGD 2009 permite tratar los datos como si procedieran de un cuasi-experimento o experimento natural. En este trabajo consideramos tres tratamientos; Años_preescolar, Asiste_2 y Asiste_3 donde ‘el grupo tratado’ en cada centro es aquel con mayor valor de la variable¹³.

12. De los 222 centros iniciales que poseían dos grupos y agrupaban según algún criterio aleatorio se eliminaron cinco centros que presentaban valores extremadamente atípicos en alguna de las variables relevantes incluidas en el análisis.

13. El grupo tratado y el grupo de control en las tres variables coinciden en la mayoría de ocasiones aunque hay excepciones, lo que supone que en algunos colegios los grupos tratado y control intercambian su rol. Para simplificar la exposición de los resultados a lo largo del texto se muestran únicamente las estadísticas descriptivas y los test de diferencia de medias entre grupos del tratamiento ‘años preescolar’, sin embargo las regresiones son estimadas con las diferencias de los grupos de

Un primer paso imprescindible antes de llevar a cabo las estimaciones de los modelos es verificar que realmente la única diferencia entre ambos grupos (tratado y control) radica en los años de educación infantil que se han producido por azar a la hora de asignar aleatoriamente alumnos a grupos dentro de cada escuela. Para ello, en la Tabla 5 se comparan las medias de ambos grupos para todas las variables relevantes cuando el tratamiento es ‘Años_preescolar’.

De la Tabla 5 se desprende que efectivamente sólo se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias entre grupos para los años de asistencia a preescolar, mientras que para las restantes variables se rechaza dicha hipótesis en todos los casos. Esto es, no existen diferencias significativas en las medias de las variables observables de ambos grupos salvo por el tratamiento. Por ello, es plausible suponer que tampoco existen diferencias significativas en las variables no observables.

TABLA 5. TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y DE CONTROL CUANDO LA ASIGNACIÓN DE ALUMNOS A LOS GRUPOS ES ALEATORIA

| | | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | T-TEST | P-VALOR |
|------------------------|---------|----------|--------------|------------------------------|---------------|----------------|
| <i>Años_preescolar</i> | Tratado | 217 | 3,879 | 0,348 | 6,283 | 0,000*** |
| | Control | 217 | 3,654 | 0,397 | | |
| <i>Mates</i> | Tratado | 217 | 506,8 | 41,1 | 0,570 | 0,569 |
| | Control | 217 | 504,5 | 41,3 | | |
| <i>Lectura</i> | Tratado | 217 | 508,8 | 42,9 | 1,158 | 0,247 |
| | Control | 217 | 503,8 | 45,6 | | |
| <i>ISEC</i> | Tratado | 217 | 3,423 | 0,549 | 0,610 | 0,543 |
| | Control | 217 | 3,390 | 0,569 | | |
| <i>Repetidor</i> | Tratado | 217 | 0,094 | 0,081 | -1,044 | 0,297 |
| | Control | 217 | 0,103 | 0,096 | | |
| <i>Inmigrantes</i> | Tratado | 217 | 0,089 | 0,120 | -0,754 | 0,451 |
| | Control | 217 | 0,098 | 0,119 | | |
| <i>TRI1</i> | Tratado | 217 | 0,244 | 0,101 | 0,855 | 0,393 |
| | Control | 217 | 0,236 | 0,097 | | |
| <i>Chicas</i> | Tratado | 217 | 0,486 | 0,120 | 0,398 | 0,691 |
| | Control | 217 | 0,482 | 0,114 | | |

[CONTINÚA EN PÁGINA SIGUIENTE]

cada uno de los tres tratamientos. Los resultados y las conclusiones de los test de diferencias de media entre grupos aleatorizados y no aleatorizados con los tratamientos ‘Asiste_2’ y ‘Asiste_3’ no cambian y los mismos están disponibles en el Anexo de este trabajo.

TABLA 5. TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y DE CONTROL CUANDO LA ASIGNACIÓN DE ALUMNOS A LOS GRUPOS ES ALEATORIA

| | | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | T-TEST | P-VALOR |
|--------------|---------|----------|--------------|--------------------------|---------------|----------------|
| Monoparental | Tratado | 217 | 0,089 | 0,069 | -0,980 | 0,327 |
| | Control | 217 | 0,096 | 0,075 | | |
| Tamaño | Tratado | 217 | 21,687 | 3,465 | -0,355 | 0,723 |
| | Control | 217 | 21,806 | 3,568 | | |

Nota: El tratamiento es la variable 'años preescolar'// *** La diferencia es significativa al 99%.
Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009.

Resulta también muy relevante llevar a cabo este mismo análisis de diferencia de medias para los grupos de los centros excluidos del análisis por agrupar según criterios no aleatorios para dimensionar el efecto de estimar directamente el efecto de la asistencia a educación infantil con toda la muestra de colegios (Tabla 6).

TABLA 6. TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y DE CONTROL CUANDO LA ASIGNACIÓN DE ALUMNOS A LOS GRUPOS NO ES ALEATORIA

| | | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | T-TEST | P-VALOR |
|------------------------|---------|----------|--------------|--------------------------|---------------|----------------|
| <i>Años_preescolar</i> | Tratado | 220 | 3,930 | 0,355 | 7,704 | 0,000*** |
| | Control | 220 | 3,658 | 0,386 | | |
| <i>Mates</i> | Tratado | 220 | 509,3 | 41,6 | 1,769 | 0,078* |
| | Control | 220 | 502,2 | 42,6 | | |
| <i>Lectura</i> | Tratado | 220 | 506,4 | 41,5 | 1,469 | 0,143 |
| | Control | 220 | 500,5 | 43,3 | | |
| <i>ISEC</i> | Tratado | 220 | 3,461 | 0,514 | 1,695 | 0,091* |
| | Control | 220 | 3,373 | 0,573 | | |
| <i>Repetidor</i> | Tratado | 220 | 0,089 | 0,080 | -1,303 | 0,193 |
| | Control | 220 | 0,099 | 0,088 | | |
| <i>Inmigrantes</i> | Tratado | 220 | 0,088 | 0,112 | -2,647 | 0,008*** |
| | Control | 220 | 0,121 | 0,147 | | |
| <i>TRI1</i> | Tratado | 220 | 0,235 | 0,096 | -0,508 | 0,612 |
| | Control | 220 | 0,239 | 0,099 | | |
| <i>Chicas</i> | Tratado | 220 | 0,475 | 0,114 | -1,254 | 0,211 |
| | Control | 220 | 0,488 | 0,109 | | |

[CONTINÚA EN PÁGINA SIGUIENTE]

TABLA 6. TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y DE CONTROL CUANDO LA ASIGNACIÓN DE ALUMNOS A LOS GRUPOS NO ES ALEATORIA

| | | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | T-TEST | P-VALOR |
|---------------------|---------|----------|--------------|--------------------------|---------------|----------------|
| <i>Monoparental</i> | Tratado | 220 | 0,091 | 0,068 | -1,136 | 0,257 |
| | Control | 220 | 0,099 | 0,077 | | |
| <i>Tamaño</i> | Tratado | 220 | 21,800 | 3,829 | 0,112 | 0,911 |
| | Control | 220 | 21,759 | 3,821 | | |

Nota: El tratamiento es la variable 'años preescolar'. * La diferencia es significativa al 90% /

*** La diferencia es significativa al 99%.

Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009.

Los resultados muestran cómo en este caso sí existen algunas diferencias significativas en otras covariables. En particular existen diferencias entre las medias del ISEC, matemáticas y el porcentaje de inmigrantes que son más favorables para el grupo tratado y por tanto podrían existir también diferencias en las variables no observables, lo cual confirma la necesidad de excluir estos centros del análisis para garantizar la aleatoriedad del cuasi experimento y evitar el posible sesgo en los resultados. Una vez justificada la selección final de escuelas, la Tabla 7 presenta los principales descriptivos de las variables en diferencias incluidas en los análisis.

TABLA 7. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS DIFERENCIAS MEDIAS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN LOS ANÁLISIS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y CONTROL

| | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | MÍNIMO | MÁXIMO |
|----------------------------|----------|--------------|--------------------------|---------------|---------------|
| <i>Dif_Años_preescolar</i> | 217 | 0,23 | 0,18 | 0,00 | 0,77 |
| <i>Dif_mates</i> | 217 | 2,3 | 33,6 | -71,0 | 106,8 |
| <i>Dif_lectura</i> | 217 | 4,9 | 32,2 | -85,2 | 85,3 |
| VARIABLES DE CONTROL | | | | | |
| <i>Dif_ISEC</i> | 217 | 0,03 | 0,30 | -0,59 | 1,03 |
| <i>Dif_repetidor</i> | 217 | -0,01 | 0,10 | -0,34 | 0,25 |
| <i>Dif_inmigrante</i> | 217 | -0,01 | 0,07 | -0,26 | 0,19 |
| <i>Dif_TR11</i> | 217 | 0,01 | 0,13 | -0,41 | 0,45 |
| <i>Dif_monoparental</i> | 217 | -0,01 | 0,09 | -0,27 | 0,24 |
| <i>Dif_chicas</i> | 217 | 0,00 | 0,11 | -0,37 | 0,35 |
| <i>Dif_tamaño</i> | 217 | -0,12 | 2,38 | -6 | 8 |
| <i>Pública</i> | 217 | 0,65 | 0,48 | 0 | 1 |

Nota: El tratamiento es la variable 'años preescolar'.

Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009.

La Tabla 7 muestra cómo la media de las diferencias de medias es prácticamente igual a cero en todas las variables menos en el tratamiento y en el resultado en matemáticas y lectura. En este caso, sí que podemos inferir que la aleatoriedad produce que esta diferencia de medias también sea cero en las variables no observables.

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Se estimaron dos modelos, uno para cada variable dependiente (matemáticas y lectura), para cada uno de los tres tratamientos asociados a la asistencia a la educación infantil. En primer lugar se analizó el efecto que la diferencia en años de asistencia media a educación infantil tiene sobre la diferencia obtenida en matemáticas y lectura respectivamente (Tabla 8).

TABLA 8. ESTIMACIÓN DEL EFECTO DE LOS AÑOS DE ASISTENCIA A EDUCACIÓN INFANTIL SOBRE EL RESULTADO EN MATEMÁTICAS Y EN LECTURA

| VARIABLES EXPLICATIVAS | DIF_MATES | | | | DIF_LECTURA | | | |
|----------------------------|-----------|-----------|-------------|----------|-------------|-----------|-------------|----------|
| | COEF. | DES. EST. | COEF. TIPIF | P-VALOR | COEF. | DES. EST. | COEF. TIPIF | P-VALOR |
| <i>Dif_Años_preescolar</i> | 31,03 | 13,00 | 0,16 | 0,018** | 22,68 | 12,54 | 0,13 | 0,072*** |
| <i>Dif_ISEC</i> | 5,36 | 7,66 | 0,05 | 0,485 | 13,20 | 7,39 | 0,12 | 0,075*** |
| <i>Dif_repetidor</i> | -72,24 | 23,84 | -0,20 | 0,003* | -61,55 | 23,00 | -0,18 | 0,008* |
| <i>Dif_inmigrantes</i> | 6,32 | 31,64 | 0,01 | 0,842 | 36,98 | 30,54 | 0,08 | 0,227 |
| <i>Dif_TR11</i> | 22,60 | 16,91 | 0,09 | 0,183 | 20,72 | 16,32 | 0,09 | 0,206 |
| <i>Dif_monoparental</i> | -18,20 | 24,98 | -0,05 | 0,467 | 23,90 | 24,11 | 0,07 | 0,323 |
| <i>Dif_chicas</i> | -7,58 | 19,64 | -0,03 | 0,700 | 12,44 | 18,96 | 0,04 | 0,512 |
| <i>Dif_tamaño</i> | 1,47 | 0,96 | 0,10 | 0,129 | 0,91 | 0,93 | 0,07 | 0,327 |
| <i>Pública</i> | -9,05 | 4,75 | -0,13 | 0,058*** | 0,96 | 4,58 | 0,01 | 0,834 |
| <i>Constante</i> | 0,33 | 4,44 | --- | 0,941 | -1,43 | 4,28 | --- | 0,739 |

Nota: Estimación mediante MCO. *Coeficiente significativo al 90% / **Coeficiente significativo al 95% / ***Coeficiente significativo al 99%.

Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009.

Los resultados evidencian un efecto positivo y significativo de la mayor asistencia media a la educación infantil, tanto sobre el resultado medio del grupo en matemáticas como en lectura, siendo el primer efecto más significativo (99%) que el segun-

do (90%). Un incremento de una desviación estándar en la diferencia de los años de asistencia a educación infantil (0,18 años, o lo que es lo mismo en torno a dos meses) produce un incremento de 0,16 (0,13) desviaciones estándar del resultado en matemáticas (lectura) del grupo, es decir en torno a 5,5 (4,2) puntos.

O lo que es lo mismo, un año de asistencia a educación preescolar de diferencia entre los dos grupos produciría una mejora en el resultado medio en matemáticas (lectura) de aproximadamente 31 (23) puntos, es decir una ganancia de un 6% (4,4%) en una clase con un resultado medio de 500 puntos. Esta mejora es muy similar, aunque algo más reducida, a la obtenida por Berlinski et al. (2009) para el caso de Argentina, quienes cifraron la ganancia de un año de educación infantil en una mejora en los resultados educativos de tercer curso de primaria de un 8%.

La estimación de este modelo muestra también otros resultados interesantes para algunas de las variables de control presentes en el análisis. Así, la presencia de más repetidores en un grupo con respecto al otro disminuye el resultado medio de la clase. Este resultado podría ser debido probablemente a dos efectos; por un lado el resultado más bajo de los alumnos repetidores y por otro lado su posible influencia en que el profesor vaya algo más lento en el desarrollo de contenidos y que por tanto la presencia de estos alumnos repetidores afecte al resto de compañeros de clase. Este resultado pone de manifiesto la conveniencia de repartir a los alumnos repetidores entre ambos grupos equiproporcionalmente y de realizar un trabajo específico con ellos. En la prueba de lectura un nivel socioeconómico de la clase ligeramente mayor también afecta (con una significación estadística del 90%) a la diferencia media en lectura. En cuanto a los resultados en matemáticas se observa que las diferencias entre dos grupos pertenecientes a la educación pública son menores que entre dos grupos que asisten a la educación privada. Este resultado podría indicar que el efecto de tener un buen o mal profesor es en media más acusado en la educación privada que en la pública y que esta última logra compensar en cierto modo las diferencias iniciales en las características de los alumnos.

A continuación analizamos si se producen diferencias entre los dos grupos cuando consideramos como tratamiento el porcentaje de niños que asistieron a la educación infantil de primer ciclo (entre cero y dos años). La Tabla 9 (página 34) muestra los resultados.

En este caso, el tratamiento resulta ser solo significativo (95%) para el resultado en matemáticas. Así, un 10% de diferencia en alumnos que han asistido al primer ciclo de educación infantil supone un aumento en la diferencia media de la prueba de matemáticas de 5,5 puntos. Nuevamente, la diferencia en el porcentaje de alumnos repetidores para los dos grupos penaliza significativamente el resultado de la media de la clase. En este caso, además, la presencia de más alumnos nacidos en el

primer trimestre del año se asocia significativamente (90%) con mejores resultados en las dos pruebas. Al igual que en los años de educación escolar, las diferencias en matemáticas (no así en lectura) entre los dos grupos como consecuencia del tratamiento disminuyen por el hecho de asistir a una escuela pública. Finalmente, para el caso de lectura las diferencias en nivel socioeconómico entre los dos grupos influyen positivamente en que la diferencia en el resultado medio de lectura entre los dos grupos sea significativa.

TABLA 9. ESTIMACIÓN DEL EFECTO DE LA ASISTENCIA A EDUCACIÓN INFANTIL ANTES DE LOS 3 AÑOS SOBRE EL RESULTADO EN MATEMÁTICAS Y EN LECTURA

| VARIABLES EXPLICATIVAS | DIF_MATES | | | | DIF_LECTURA | | | |
|-------------------------|-----------|------------|-------------|----------|-------------|------------|-------------|----------|
| | COEF. | DESV. EST. | COEF. TIPIF | P-VALOR | COEF. | DESV. EST. | COEF. TIPIF | P-VALOR |
| <i>Dif_Asisite_2</i> | 54,92 | 26,05 | 0,14 | 0,036** | -3,88 | 25,49 | -0,01 | 0,879 |
| <i>Dif_ISEC</i> | 7,46 | 7,77 | 0,07 | 0,338 | 15,21 | 7,60 | 0,14 | 0,047** |
| <i>Dif_repetidor</i> | -81,61 | 23,77 | -0,23 | 0,001*** | -69,16 | 23,27 | -0,20 | 0,003*** |
| <i>Dif_inmigrante</i> | -16,53 | 31,75 | -0,03 | 0,603 | 22,30 | 31,07 | 0,05 | 0,474 |
| <i>Dif_TR11</i> | 32,98 | 16,72 | 0,13 | 0,050* | 27,34 | 16,36 | 0,11 | 0,096* |
| <i>Dif_monoparental</i> | -11,94 | 25,11 | -0,03 | 0,635 | 22,40 | 24,57 | 0,06 | 0,363 |
| <i>Dif_chicas</i> | -8,27 | 19,72 | -0,03 | 0,675 | 13,35 | 19,30 | 0,05 | 0,490 |
| <i>Dif_tamaño</i> | 1,10 | 0,97 | 0,08 | 0,259 | 0,69 | 0,95 | 0,05 | 0,467 |
| <i>Pública</i> | -9,86 | 4,77 | -0,14 | 0,040** | -2,08 | 4,66 | -0,03 | 0,656 |
| <i>Constante</i> | -1,23 | 4,52 | --- | 0,785 | 2,91 | 4,42 | --- | 0,512 |

Nota: Estimación mediante MCO. *Coeficiente significativo al 90% / **Coeficiente significativo al 95% / ***Coeficiente significativo al 99%.

Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009.

Por último, analizamos el porcentaje de alumnos que asistieron a la educación infantil antes de los cuatro años. Al ser la educación en España gratuita desde los tres años, la mayoría del alumnado empieza su escolarización a esta edad. Es por ello que lo que se evalúa a través de este tratamiento es cómo influye tener en el grupo alumnos que empezaron su escolarización más allá de los tres años. La Tabla 10 muestra los resultados.

Los resultados de la estimación evidencian que la presencia de más alumnos escolarizados antes de los cuatro años en el grupo supone un aumento significativo en la diferencia media de resultados entre ambos grupos tanto para matemá-

ticas como para lectura. En este caso diez puntos de diferencia en el porcentaje de alumnos que asistieron con tres años o antes suponen un aumento del resultado en matemáticas (lectura) de 9 (8,5) puntos. La variable relacionada con el porcentaje de repetidores sigue siendo significativa en ambos resultados mientras que en este caso un mayor nivel socioeconómico únicamente produce un mejor resultado en lectura.

TABLA 10. ESTIMACIÓN DEL EFECTO DE LA ASISTENCIA A EDUCACIÓN INFANTIL ANTES DE LOS 4 AÑOS SOBRE EL RESULTADO EN MATEMÁTICAS Y EN LECTURA

| VARIABLES EXPLICATIVAS | DIF_MATES | | | | DIF_LECTURA | | | |
|-------------------------|-----------|------------|-------------|----------|-------------|------------|-------------|----------|
| | COEF. | DESV. EST. | COEF. TIPIF | P-VALOR | COEF. | DESV. EST. | COEF. TIPIF | P-VALOR |
| <i>Dif_asiste_3</i> | 91,33 | 47,58 | 0,14 | 0,056*** | 85,18 | 45,08 | 0,14 | 0,060*** |
| <i>Dif_ISEC</i> | 6,74 | 7,69 | 0,06 | 0,382 | 14,30 | 7,29 | 0,13 | 0,051*** |
| <i>Dif_repetidor</i> | -71,77 | 24,30 | -0,20 | 0,004* | -55,25 | 23,03 | -0,16 | 0,017** |
| <i>Dif_inmigrante</i> | 10,69 | 32,38 | 0,02 | 0,742 | 44,32 | 30,68 | 0,10 | 0,150 |
| <i>Dif_TR11</i> | 25,62 | 16,98 | 0,10 | 0,133 | 21,60 | 16,08 | 0,09 | 0,181 |
| <i>Dif_monoparental</i> | -17,12 | 25,21 | -0,05 | 0,498 | 25,29 | 23,88 | 0,07 | 0,291 |
| <i>Dif_chicas</i> | -9,53 | 19,95 | -0,03 | 0,633 | 16,42 | 18,91 | 0,06 | 0,386 |
| <i>Dif_tamaño</i> | 1,37 | 0,97 | 0,10 | 0,157 | 0,71 | 0,91 | 0,05 | 0,439 |
| <i>Pública</i> | -6,30 | 4,90 | -0,09 | 0,200 | 1,52 | 4,64 | 0,02 | 0,743 |
| <i>Constante</i> | -1,13 | 4,13 | --- | 0,785 | 0,00 | 3,91 | --- | 0,999 |

Nota: Estimación mediante MCO. *Coeficiente significativo al 90% / **Coeficiente significativo al 95% / ***Coeficiente significativo al 1%.

Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009..

CONCLUSIONES

De todos los análisis efectuados se desprenden las siguientes conclusiones. En primer lugar, dado que la asistencia a educación infantil en España no es exógena, la estimación directa de su impacto sobre el rendimiento académico ofrece serias dudas acerca de qué parte del efecto positivo que se encuentra responde a la variable analizada y qué parte a las variables observables y no observables que influyen en que una familia decida enviar más o menos años a su hijo a este ciclo educativo que tiene en general carácter voluntario.

Para corregir este posible sesgo, tenemos en cuenta el hecho de que en un conjunto de escuelas, aproximadamente la mitad de la muestra de la EGD 2009, la distribución de alumnos entre grupos se realiza en base a criterios aleatorios. Considerar esta aleatoriedad en la asignación es un paso fundamental para alcanzar una buena estrategia de identificación, ya que garantiza que las diferencias medias esperadas en variables observables y no observables de los alumnos entre los dos grupos a lo largo de todas las escuelas sean igual a cero. A partir de esta distribución aleatoria, explotamos el hecho de que se produce un experimento natural ya que generalmente habrá un grupo que en media tiene más años de educación infantil que el otro. De esta forma, podemos estimar la importancia de esta diferencia para explicar las diferencias de resultados académicos entre grupos.

Los resultados muestran que los años recibidos de educación infantil afectan significativamente y de forma positiva al rendimiento académico de los alumnos, lo cual podría sugerir que la educación infantil tiene efectivamente un carácter formativo y no meramente asistencial. El principal resultado de este trabajo muestra que un año de asistencia a educación preescolar de diferencia entre los dos grupos produciría una mejora en el resultado medio en matemáticas (lectura) de aproximadamente 31 (23) puntos, es decir una ganancia de un 6% (4,4%) en una clase con un resultado medio de 500 puntos. Asimismo, los resultados muestran que hay un efecto negativo en el grupo donde más alumnos comienzan la educación infantil después de los tres años. En cuanto a la educación infantil de primer ciclo (entre los cero y los dos años), parece existir un efecto positivo y significativo en cuarto de primaria, pero solamente para el resultado en matemáticas. Dado que las estimaciones se han realizado a nivel de diferencias inter-grupos, podemos señalar que además del posible efecto negativo para el propio alumno con una baja asistencia a educación infantil, se puede producir una externalidad negativa sobre el resto de alumnos (“efecto compañeros”). Posiblemente el canal que explicaría este resultado sea que el profesor se adapte a las características de sus alumnos y compense a los alumnos con menos años de educación infantil con más tiempo y actividades de refuerzo en detrimento de los alumnos con más años de educación infantil. En definitiva, los resultados apuntan a que la composición socioeconómica y educativa del grupo afecta significativamente a los resultados incluso dentro de los grupos de una misma escuela.

A partir de estos resultados cabe plantearse que para mejorar el sistema educativo español a través de la educación infantil resultaría positivo abrir un debate que tenga en cuenta dos líneas de trabajo. En primer lugar dado que la educación infantil importa debería plantearse una ampliación de la gratuidad de la educación infantil a los dos años. En caso de que los recursos presupuestarios disponibles no fueran suficientes, cabría entonces al menos aumentar las becas para escolarizar de forma

temprana a aquellos alumnos socioeconómicamente más desfavorecidos, que son quienes tienden a no asistir en esta etapa de escolarización. En segundo lugar, la educación infantil tiene un carácter formativo y no meramente asistencial. Por ello debería también plantearse la necesidad de analizar mediante métodos experimentales las distintas actividades pedagógicas y lúdicas que se realizan en el aula para promover una mejor calidad y mayor homogeneidad entre los centros que permita incrementar el retorno de esta etapa educativa.

REFERENCIAS

- Berlinski, S., Galiani, S. y Gertler, P. (2009). "The effect of pre-primary education on primary school performance". *Journal of Public Economics*, 93(1), 219-234.
- Berlinski, S., Galiani, S. y Manacorda, M. (2008). "Giving children a better start: Preschool attendance and school-age profiles". *Journal of Public Economics*, 92 (5-6), 1416-1440.
- Borghans, L., Duckworth, A. L., Heckman, J. J. y Ter Weel, B. (2008). "The economics and psychology of personality traits". *Journal of Human Resources*, 43(4), 972-1059.
- Campbell, F., Conti, G., Heckman, J. J., Moon, S. H., Pinto, R., Pungello, E. y Pan, Y. (2014). "Early childhood investments substantially boost adult health". *Science*, 343 (6178), 1478-1485.
- Cawley, J., Heckman, J. J. y E. J. Vytlačil (2001). "Three observations on wages and measured cognitive ability". *Labour Economics* 8 (4), 419-442.
- Cunha, F. y Heckman, J. J. (2007). "The Technology of Skill Formation". *American Economic Review*, 97(2), 31-47.
- Currie, J. (2001). "Early childhood education programs". *Journal of Economic perspectives*, 15 (2), 213-238.
- Felfe, C., Nollenberger, N. y Rodríguez-Planas, N. (2013). "Can't buy mommy's love? Universal childcare and children's long-term cognitive development". *Journal of Population Economics*, 1-30. Felfe, C.
- Gertler, P., Heckman, J., Pinto, R., Zanolini, A., Vermeersch, C., Walker, S., ... y Grantham-McGregor, S. (2014). "Labor market returns to an early childhood stimulation intervention in Jamaica". *Science*, 344 (6187), 998-1001.
- Heckman, J. J. (2008). "Schools, skills, and synapses". *Economic inquiry*, 46 (3), 289-324.
- Heckman, J. J. (2013). *Giving kids a fair chance*. MIT Press.
- Heckman, J. J., R. J. LaLonde y J. A. Smith (1999). "The economics and economet-

- rics of active labor market programs”. In O. Ashenfelter and D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, Chapter 31, pp. 1865-2097. New York: North-Holland.
- Heckman, J. J. y Masterov, D. V. (2007). “The productivity argument for investing in young children”. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 29(3), 446-493.
- Heckman, J. J., Stixrud, J. y Urzua, S. (2006). “The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior”. *Journal of Labor Economics* 24(3), 411-482.
- Hidalgo-Hidalgo, M. y García-Pérez, J. I. (2012). “Impacto de la asistencia a Educación Infantil sobre los resultados académicos del estudiante en Primaria”. En PIRLS-TIMSS 2011. Volumen II, *Informe español*, 105-142.
- Hines, P., McCartney, M., Mervis, J. y Wible, B. (2011). “Laying the foundation for lifetime learning”. *Science*, 333 (6045), 951-951.
- INEE (2010) *Evaluación General de Diagnóstico 2009. Educación Primaria. Cuarto Curso. Informe de Resultados*. Ministerio de Educación, Madrid.
- Martin, J. P. y D. Grubb (2001). “What works and for whom: A review of OECD countries’ experiences with active labor market policies”. *Swedish Economic Policy Review* 8(2), 9-56.
- MECD (2014). *Las cifras de la educación en España*. Ministerio de Educación, Cultura y Deporte. Madrid.
- Nollenberger, N. y Rodríguez-Planas, N. (2011). “Child care, maternal employment and persistence: a natural experiment from Spain”. *IZA Discussion paper*, N° 5888.
- Nores, M. y Barnett, W. S. (2010). “Benefits of early childhood interventions across the world: (Under) Investing in the very young”. *Economics of Education Review*, 29 (2), 271-282.
- Rivkin, S. G., Hanushek, E. A. y Kain, J. F. (2005). “Teachers, schools, and academic achievement”. *Econometrica*, 73(2), 417-458.
- Schlotter, M., Schwerdt, G. y Woessmann, L. (2011). “Econometric methods for causal evaluation of education policies and practices: a non-technical guide”. *Education Economics*, 19(2), 109-137.
- Webbink, D. (2005). “Causal effects in education”. *Journal of Economic Surveys*, 19(4), 535-560.

ANEXO

TABLA A1. TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y DE CONTROL CUANDO LA ASIGNACIÓN DE ALUMNOS A LOS GRUPOS ES ALEATORIA Y EL TRATAMIENTO ES ASISTE_2

| | | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | T-TEST | P-VALOR |
|---------------------|---------|-----|--------|----------------------|--------|----------|
| <i>Asiste_3</i> | Tratado | 217 | 0,630 | 0,164 | 6,832 | 0,000*** |
| | Control | 217 | 0,517 | 0,179 | | |
| <i>Mates</i> | Tratado | 217 | 505,4 | 41,0 | -0,146 | 0,884 |
| | Control | 217 | 505,9 | 41,5 | | |
| <i>Lectura</i> | Tratado | 217 | 507,5 | 43,5 | 0,564 | 0,573 |
| | Control | 217 | 505,1 | 45,1 | | |
| <i>ISEC</i> | Tratado | 217 | 3,435 | 0,551 | 1,072 | 0,284 |
| | Control | 217 | 3,378 | 0,565 | | |
| <i>Repetidor</i> | Tratado | 217 | 0,095 | 0,081 | -0,762 | 0,447 |
| | Control | 217 | 0,102 | 0,096 | | |
| <i>Inmigrante</i> | Tratado | 217 | 0,088 | 0,118 | -0,901 | 0,368 |
| | Control | 217 | 0,098 | 0,121 | | |
| <i>TRI1</i> | Tratado | 217 | 0,245 | 0,098 | 1,048 | 0,295 |
| | Control | 217 | 0,235 | 0,100 | | |
| <i>Chicas</i> | Tratado | 217 | 0,490 | 0,119 | 1,018 | 0,309 |
| | Control | 217 | 0,478 | 0,114 | | |
| <i>Monoparental</i> | Tratado | 217 | 0,093 | 0,071 | 0,211 | 0,833 |
| | Control | 217 | 0,092 | 0,073 | | |
| <i>Tamaño</i> | Tratado | 217 | 21,558 | 3,567 | -1,121 | 0,263 |
| | Control | 217 | 21,935 | 3,457 | | |

Nota: *Coeficiente significativo al 90% / **Coeficiente significativo al 95% / ***Coeficiente significativo al 99%.
Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009.

TABLA A2. TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y DE CONTROL CUANDO LA ASIGNACIÓN DE ALUMNOS A LOS GRUPOS ES ALEATORIA Y EL TRATAMIENTO ES ASISTE_3

| | | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | T-TEST | P-VALOR |
|---------------------|---------|----------|--------------|------------------------------|---------------|----------------|
| <i>Asiste_3</i> | Tratado | 217 | 0,963 | 0,057 | 7,964 | 0,000*** |
| | Control | 217 | 0,908 | 0,084 | | |
| <i>Mates</i> | Tratado | 217 | 506,2 | 42,2 | 0,291 | 0,771 |
| | Control | 217 | 505,1 | 40,2 | | |
| <i>Lectura</i> | Tratado | 217 | 509,5 | 42,5 | 1,495 | 0,136 |
| | Control | 217 | 503,1 | 45,8 | | |
| <i>ISEC</i> | Tratado | 217 | 3,421 | 0,555 | 0,543 | 0,587 |
| | Control | 217 | 3,392 | 0,563 | | |
| <i>Repetidor</i> | Tratado | 217 | 0,092 | 0,082 | -1,436 | 0,152 |
| | Control | 217 | 0,104 | 0,095 | | |
| <i>Inmigrante</i> | Tratado | 217 | 0,090 | 0,120 | -0,635 | 0,526 |
| | Control | 217 | 0,097 | 0,119 | | |
| <i>TRI1</i> | Tratado | 217 | 0,243 | 0,099 | 0,699 | 0,485 |
| | Control | 217 | 0,236 | 0,099 | | |
| <i>Chicas</i> | Tratado | 217 | 0,480 | 0,120 | -0,732 | 0,465 |
| | Control | 217 | 0,488 | 0,114 | | |
| <i>Monoparental</i> | Tratado | 217 | 0,090 | 0,070 | -0,762 | 0,447 |
| | Control | 217 | 0,095 | 0,075 | | |
| <i>Tamaño</i> | Tratado | 217 | 21,765 | 3,475 | 0,109 | 0,913 |
| | Control | 217 | 21,728 | 3,558 | | |

Nota: *Coeficiente significativo al 90% / **Coeficiente significativo al 95% / ***Coeficiente significativo al 99%.
Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009..

TABLA A3. TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y DE CONTROL CUANDO LA ASIGNACIÓN DE ALUMNOS A LOS GRUPOS NO ES ALEATORIA Y EL TRATAMIENTO ES ASISTE_2

| | | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | T-TEST | P-VALOR |
|---------------------|---------|----------|--------------|------------------------------|---------------|----------------|
| <i>Asiste_2</i> | Tratado | 220 | 0,654 | 0,176 | 7,355 | 0,000*** |
| | Control | | 0,527 | 0,186 | | |
| <i>Mates</i> | Tratado | 220 | 508,26 | 41,6 | 1,241 | 0,215 |
| | Control | | 503,26 | 42,8 | | |
| <i>Lectura</i> | Tratado | 220 | 506,59 | 41,6 | 1,545 | 0,123 |
| | Control | | 500,34 | 43,2 | | |
| <i>ISEC</i> | Tratado | 220 | 3,45 | 0,518 | 1,355 | 0,176 |
| | Control | | 3,38 | 0,571 | | |
| <i>Repetidor</i> | Tratado | 220 | 0,094 | 0,082 | 0,103 | 0,918 |
| | Control | | 0,093 | 0,086 | | |
| <i>Inmigrante</i> | Tratado | 220 | 0,096 | 0,118 | -1,356 | 0,176 |
| | Control | | 0,113 | 0,144 | | |
| <i>TRI1</i> | Tratado | 220 | 0,236 | 0,096 | -0,193 | 0,847 |
| | Control | | 0,238 | 0,099 | | |
| <i>Chicas</i> | Tratado | 220 | 0,483 | 0,114 | 0,304 | 0,762 |
| | Control | | 0,480 | 0,11 | | |
| <i>Monoparental</i> | Tratado | 220 | 0,092 | 0,069 | -0,686 | 0,493 |
| | Control | | 0,097 | 0,076 | | |
| <i>Tamaño</i> | Tratado | 220 | 21,786 | 3,643 | 0,037 | 0,970 |
| | Control | | 21,773 | 3,999 | | |

Nota: *Coeficiente significativo al 90% / **Coeficiente significativo al 95% / ***Coeficiente significativo al 99%.
Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009.

TABLA A4. TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y DE CONTROL CUANDO LA ASIGNACIÓN DE ALUMNOS A LOS GRUPOS NO ES ALEATORIA Y EL TRATAMIENTO ES ASISTE_3

| | | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | T-TEST | P-VALOR |
|---------------------|---------|----------|--------------|------------------------------|---------------|----------------|
| <i>Asiste_3</i> | Tratado | 220 | 0,962 | 0,061 | 8,351 | 0,000*** |
| | Control | | 0,902 | 0,086 | | |
| <i>Mates</i> | Tratado | 220 | 509,6 | 41,4 | 1,918 | 0,056* |
| | Control | | 501,9 | 42,8 | | |
| <i>Lectura</i> | Tratado | 220 | 505,9 | 41,4 | 1,219 | 0,223 |
| | Control | | 501,0 | 43,5 | | |
| <i>ISEC</i> | Tratado | 220 | 3,454 | 0,528 | 1,444 | 0,149 |
| | Control | | 3,379 | 0,561 | | |
| <i>Repetidor</i> | Tratado | 220 | 0,088 | 0,082 | -1,368 | 0,172 |
| | Control | | 0,099 | 0,086 | | |
| <i>Inmigrante</i> | Tratado | 220 | 0,083 | 0,108 | -3,606 | 0,000*** |
| | Control | | 0,127 | 0,149 | | |
| <i>TRI1</i> | Tratado | 220 | 0,237 | 0,097 | -0,095 | 0,925 |
| | Control | | 0,238 | 0,099 | | |
| <i>Chicas</i> | Tratado | 220 | 0,479 | 0,115 | -0,452 | 0,651 |
| | Control | | 0,484 | 0,109 | | |
| <i>Monoparental</i> | Tratado | 220 | 0,093 | 0,068 | -0,548 | 0,584 |
| | Control | | 0,096 | 0,077 | | |
| <i>Tamaño</i> | Tratado | 220 | 21,864 | 3,831 | 0,461 | 0,645 |
| | Control | | 21,695 | 3,818 | | |

Nota: *Coeficiente significativo al 90% / **Coeficiente significativo al 95% / ***Coeficiente significativo al 99%.
Fuente: Estimaciones propias a partir de la EGD 2009.

TABLA A5. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS DIFERENCIAS MEDIAS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN LOS ANÁLISIS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y CONTROL. TRATAMIENTO: ASISTE_2

| | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | MÍNIMO | MÁXIMO |
|-------------------------|----------|--------------|------------------------------|---------------|---------------|
| <i>Dif_asiste_2</i> | 217 | 0,11 | 0,09 | 0,00 | 0,44 |
| <i>Dif_mates</i> | 217 | -0,60 | 33,7 | -89,2 | 106,8 |
| <i>Dif_lectura</i> | 217 | 2,40 | 32,5 | -85,2 | 85,3 |
| <i>Dif_ISEC</i> | 217 | 0,06 | 0,30 | -0,81 | 1,03 |
| <i>Dif_repetidor</i> | 217 | -0,01 | 0,10 | -0,34 | 0,25 |
| <i>Dif_inmigrante</i> | 217 | -0,01 | 0,07 | -0,26 | 0,18 |
| <i>Dif_TR11</i> | 217 | 0,01 | 0,13 | -0,39 | 0,45 |
| <i>Dif_monoparental</i> | 217 | 0,00 | 0,09 | -0,27 | 0,24 |
| <i>Dif_chicas</i> | 217 | 0,01 | 0,11 | -0,37 | 0,31 |
| <i>Dif_tamaño</i> | 217 | -0,38 | 2,35 | -8 | 6 |
| <i>Pública</i> | 217 | 0,65 | 0,48 | 0 | 1 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la EGD 2009.

TABLA A6. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS DIFERENCIAS MEDIAS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN LOS ANÁLISIS ENTRE LOS GRUPOS TRATADO Y CONTROL. TRATAMIENTO: ASISTE_3

| | N | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | MÍNIMO | MÁXIMO |
|-------------------------|----------|--------------|------------------------------|---------------|---------------|
| <i>Dif_asiste_3</i> | 217 | 0,05 | 0,05 | 0,00 | 0,26 |
| <i>Dif_mates</i> | 217 | 1,2 | 33,7 | -71,0 | 106,8 |
| <i>Dif_lectura</i> | 217 | 6,3 | 31,9 | -85,2 | 85,3 |
| <i>Dif_ISEC</i> | 217 | 0,03 | 0,30 | -0,64 | 1,03 |
| <i>Dif_repetidor</i> | 217 | -0,01 | 0,09 | -0,34 | 0,25 |
| <i>Dif_inmigrante</i> | 217 | -0,01 | 0,07 | -0,26 | 0,19 |
| <i>Dif_TR11</i> | 217 | 0,01 | 0,13 | -0,41 | 0,45 |
| <i>Dif_monoparental</i> | 217 | -0,01 | 0,09 | -0,27 | 0,24 |
| <i>Dif_chicas</i> | 217 | -0,01 | 0,11 | -0,37 | 0,35 |
| <i>Dif_tamaño</i> | 217 | 0,04 | 2,38 | -6 | 8 |
| <i>Pública</i> | 217 | 0,65 | 0,48 | 0 | 1 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la EGD 2009.



**FUNDACIÓN
RAMÓN ARECES**

Vitruvio, 5 – 28006 Madrid
www.fundacionareces.es
www.fundacionareces.tv

Fundación Europea Sociedad y Educación
European Foundation Society and Education

José Abascal, 57 – 28003 Madrid
www.sociedadyleducacion.org