

Maestría en Economía  
Universidad Nacional de La Plata  
TESIS DE MAESTRÍA

**ALUMNO**

Fabián Enrique González

**TÍTULO**

Los efectos educativos a largo plazo de una expansión a gran escala de la  
oferta de educación preescolar: evidencia para Argentina

**DIRECTOR**

Guillermo Cruces

# Los efectos educativos a largo plazo de una expansión a gran escala de la oferta de educación preescolar: evidencia para Argentina\*

Fabián Enrique González<sup>†</sup>

## Resumen

La educación preescolar universal experimentó un incremento importante en las décadas de 1980 y 1990, tanto en países desarrollados como en desarrollo. Sin embargo, los estudios que analizan los efectos de estas políticas son escasos, centrados en su mayoría en resultados de corto plazo y en países desarrollados. Este trabajo analiza el impacto de una expansión a gran escala de la oferta de educación preescolar en Argentina en resultados educativos de los niños beneficiados, llevada adelante en el periodo 1993-1999. Explotando la introducción progresiva del programa, la cual es una fuente de variabilidad exógena entre provincias y en el tiempo, se encuentra que el programa incrementó la matriculación en el nivel secundario y los años de educación alcanzados por los beneficiados. Teniendo en cuenta que el programa habría contribuido a desarrollar habilidades cognitivas y no cognitivas en la infancia temprana, según evidencia previa de Berlinski *et al.* (2009), se concluye que este es el principal mecanismo, descartando otros potenciales canales.

*Códigos JEL:* J13, J16, J38, O15.

*Palabras Clave:* infancia temprana, largo plazo, país en desarrollo, educación preescolar. .

---

\* Este documento corresponde a mi Tesis de Maestría en Economía de la FCE-UNLP, realizada bajo la dirección de Guillermo Cruces, a quién agradezco su guía y apoyo a lo largo de todo el proceso. Fue importante para el desarrollo de este trabajo el apoyo de Samuel Berlinski y Sebastián Galiani, por lo que les doy las gracias. Resultaron muy valiosos los comentarios de Renatta Samaniego, Juan Manuel Rodríguez Repeti, Carlo Lombardo, Ignacio Lunghi, Luis Laguinge, Manuela Cerimelo, Matias Ciaschi y los participantes del seminario interno del CEDLAS. También agradezco a los miembros del jurado por la detallada revisión y las útiles sugerencias. Los errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

<sup>†</sup> Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), IIE-FCE, Universidad Nacional de La Plata. E-mail: fabian.e.gonzalez97@gmail.com

# 1. Introducción

Con la hipótesis de que las intervenciones de educación y cuidado en la infancia temprana tienen impacto positivo en el bienestar y el desarrollo de los niños tanto en el corto como en el largo plazo, numerosos países desarrollados y en desarrollo impulsaron un aumento importante de la matriculación en educación preescolar durante las décadas de 1980 y 1990 (Myers, 1995; OECD, 2002; UNESCO, 2004). En varios casos, se llevaron adelante políticas concretas de construcción de infraestructura para universalizar el acceso en este nivel. Los trabajos que estudian los efectos de estas medidas a largo plazo son escasos y centrados en países desarrollados, mientras que en países en desarrollo los resultados permanecen prácticamente inexplorados.

Este trabajo explota una política de expansión masiva de la oferta de educación preescolar en Argentina para evaluar los efectos en resultados educativos de largo plazo sobre los niños beneficiados. Durante el periodo 1993-1999 se llevó adelante en Argentina una construcción a gran escala de instalaciones (llamadas “salas”) destinadas a la educación de niños de 3, 4 y 5 años (nivel educativo denominado “nivel inicial”). Este programa significó la habilitación en ese periodo de aproximadamente 3.72 salas cada mil niños de 3 a 5 años, que equivalen a 186,200 nuevas plazas. La medida fue exitosa en términos de tasa de matriculación, ya que generó incrementos de al menos 10 puntos porcentuales (pp.) en la asistencia al preescolar en todas las jurisdicciones (Berlinski y Galiani, 2007; Berlinski *et al.*, 2009).

La localización de las nuevas salas se decidió en función de indicadores de necesidades básicas insatisfechas, por lo que la política benefició más a las zonas con menor cobertura de nivel inicial. El modo en el que se introdujeron es una fuente de variabilidad geográfica y temporal que ofrece una oportunidad inusual de medir efectos de una intervención masiva en educación y cuidado en la infancia temprana. Utilizando una metodología de diferencia en diferencias, con un enfoque similar al de Berlinski y Galiani (2007), Berlinski *et al.* (2009) y Duflo (2001), se encuentra que el programa incrementó la matriculación en el secundario y los años de educación de los niños beneficiados. Analizando potenciales mecanismos, se descarta que el programa haya tenido efectos sobre la oferta laboral de las madres, el tamaño del hogar y la calidad educativa, por lo que se concluye que el principal canal por el cual la mayor oferta de preescolar transmitió sus efectos es el desarrollo de habilidades cognitivas y no cognitivas en la infancia temprana (Berlinski *et al.*, 2009).

Este documento contribuye a la literatura sobre los efectos de largo plazo de los programas de expansión a gran escala de la oferta educativa preescolar. Además de escasos, la mayoría de

estos trabajos se centran en países desarrollados, por lo que poco se conoce sobre los efectos en países en desarrollo. En esto últimos, históricamente, una gran parte de la población se vió excluida del sistema educativo ya en una edad temprana y mucho antes de terminar el ciclo de educación obligatoria. Los problemas asociados son numerosos, por mencionar algunos: la no matriculación, el ingreso tardío, la asistencia irregular, las altas tasas de repitencia y el abandono temprano (UNESCO, 2004, 2005, 2020). En ese sentido, la exposición temprana al sistema educativo mediante la educación preescolar puede ser una solución potencialmente exitosa. Por eso, se hace relevante aportar evidencia de los efectos de estas iniciativas.

La educación preescolar puede enmarcarse en las intervenciones de educación y cuidado en edades tempranas de la infancia. Una amplia literatura en Psicología y Neurociencia afirma la existencia de efectos positivos de estas medidas (Bransford, 1979; Shonkoff y Phillips, 2000; Shore, 1997; Sternberg, 1985). A su vez, en la literatura económica suele encontrarse evidencia de que estas políticas son más eficientes que otras que se destinan a jóvenes y adultos para que alcancen determinado nivel educativo o performance (entrenamiento laboral, programas para completar la educación secundaria, entre otros). La presencia de una serie de fenómenos en la inversión en capital humano explicaría la potencia de las intervenciones tempranas, los cuales son documentados por Cunha y Heckman (2007). Los autores sugieren que en la infancia temprana se dan “momentos sensibles y críticos del crecimiento”, por lo que algunas habilidades cognitivas y no cognitivas son más fáciles de adquirir en esta etapa de la vida. Además, afirman que el *stock* de habilidades de un periodo determinado genera por sí mismo más habilidades en etapas posteriores, fenómeno que se denomina “auto-productividad”. Finalmente, señalan que las inversiones en un periodo determinado hacen que las que se realizan en los siguientes sean más efectivas, lo que es conocido como “complementariedad dinámica”. Estos mecanismos serían la razón de que el desarrollo de habilidades en la infancia temprana genere importantes resultados en el largo plazo.

Incentivado por los antecedentes descriptos, el análisis del impacto de largo plazo de políticas de educación y cuidado tempranos está recibiendo un interés creciente en la literatura empírica, aunque todavía es un tema relativamente poco estudiado. La mayoría de los trabajos encuentran, por lo general, efectos positivos de la educación y cuidado en edades tempranas, especialmente para los niños de las familias más pobres (ver por ejemplo Barnett, 1995; Berlinski *et al.*, 2008; Chetty *et al.*, 2011; Gertler *et al.*, 2014; Heckman *et al.*, 2013; Ludwig y Miller, 2007). Sin embargo, muchos de los programas analizados suelen ser altamente focalizados, alcanzando un número reducido de niños en situación vulnerable. Por esa razón, esta literatura puede contarnos

poco respecto de los efectos para toda la población (Baker *et al.*, 2008).

Una porción reducida de los trabajos empíricos analizaron medidas a gran escala, tendientes a la universalización del acceso, sin encontrar evidencia concluyente respecto del signo de los efectos. Mencionando algunos ejemplos, Cascio (2009a) analiza el aumento de la oferta de los jardines de infantes en Estados Unidos, encontrando que los niños que se vieron afectados exhiben una caída en la probabilidad de abandonar la escuela secundaria. Sin embargo, no halla impacto en otros resultados tales como repitencia, dependencia de programas sociales, empleo y salarios. Por otra parte, Havnes y Mogstad (2011) analizan una expansión del sistema subsidiado de cuidado de niños en Noruega y, a diferencia del anterior trabajo, encuentran un mayor nivel educativo, más participación en el mercado laboral y menor dependencia del sistema de bienestar social para los tratados.

El resto del trabajo se ordena como sigue. Luego de esta introducción, la sección 2 describe con más detalle el programa, los datos utilizados y la estrategia de identificación. En la sección 3, se analiza el impacto de la política en la matriculación en el nivel inicial de los beneficiarios. La sección 4 presenta los resultados principales en escolaridad en el largo plazo. En la sección 5 se discuten los potenciales mecanismos. Finalmente, la sección 6 expone las principales conclusiones.

## **2. El programa de construcción de salas**

### **2.1. Datos**

Para la realización de este trabajo se consultaron datos de principalmente dos fuentes. Por un lado, se utilizaron datos administrativos educativos que provienen de relevamientos realizados por el Ministerio de Educación de Argentina. Consisten en dos fuentes de datos: el Censo Nacional de Docentes y Establecimientos educativos de 1994, y los Anuarios Estadísticos Educativos en sus ediciones de 1996-2015. Estos relevamientos recogen datos homogéneos sobre niveles de matriculación, docentes y establecimientos educativos a nivel nacional, desagregados por niveles educativos y provincias, siendo representativos de más del 95 % de las instituciones estatales y privadas que imparten educación formal.

La segunda fuente es la base de microdatos del Censo de Población, Hogares y Viviendas (CPHyV) de Argentina, en sus ediciones 1991, 2001 y 2010. Esta contienen información sobre resultados educativos, del mercado laboral y demográficos. Este trabajo observa especialmente el relevamiento de 2010, pues el objetivo principal de este trabajo es analizar *outcomes* de largo plazo.

## 2.2. La educación preescolar argentina y el programa de construcción

La educación preescolar en Argentina, denominada “nivel inicial” o “educación inicial”, está estructurada en tres años, destinada a niños de entre 3 a 5 años. Sus objetivos principales consisten complementar la educación que el niño debería recibir en el hogar y estimular el desarrollo de habilidades necesarias para cursar la educación primaria. Normalmente opera en dos turnos (mañana y tarde), con una duración de alrededor de tres horas y media, de lunes a viernes, durante 9 meses al año. En 1993 se estableció mediante la sanción de la Ley Federal de Educación (LFE) la obligatoriedad del último año y la intención de universalizar el acceso a los dos primeros niveles.<sup>1</sup>

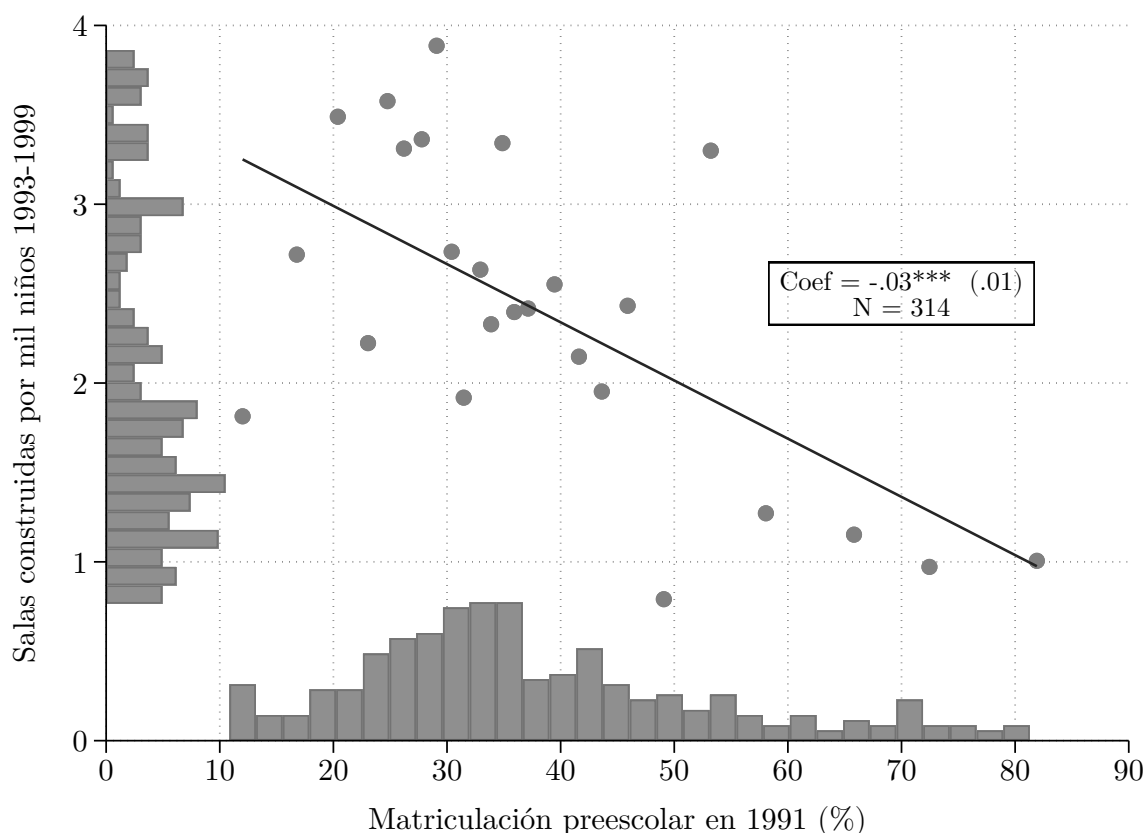
En el marco del sistema federal de Argentina, las modificaciones normativas de 1993 no fueron implementadas de inmediato por todas las provincias, pues en muchas de ellas la oferta educativa era insuficiente para responder a la demanda. Entonces, el gobierno nacional emprendió un programa de construcción masiva de infraestructura destinada al nivel inicial, que implicó el financiamiento de un total de 3,724 salas en el periodo 1993 a 1999. Considerando que cada una tiene un promedio de capacidad de 25 niños y que operaría por dos turnos, esto significó unos 186,200 nuevos lugares en el nivel inicial. Entre los años 1991 y 2001, el programa generó un aumento en la matriculación de al menos 10 puntos porcentuales en todas las provincias (Berlinski *et al.*, 2009).

Como señalan Berlinski y Galiani (2007) y Berlinski *et al.* (2009), la localización de las nuevas salas no fue arbitraria, sino que se basó en un índice de necesidades básicas insatisfechas construido con datos del censo de 1991, con el objetivo de que la política beneficiara principalmente a las zonas más desfavorecidas y con bajas tasas de matriculación. En efecto, para los municipios tratados existe una correlación negativa entre la cantidad total de salas construidas en ellas y sus tasas brutas de matriculación de niños de 3 a 5 años en 1991, lo cual puede apreciarse en la figura 1, que presenta los niveles municipales de matriculación en el nivel inicial en 1991 y la cantidad de plazas de nivel inicial por niño construidas. A su vez, la tabla A1, que se extrajo de Berlinski *et al.* (2009), muestra evidencia de una correlación negativa entre los niveles provinciales de matriculación al nivel inicial en 1991 y la intensidad del tratamiento que recibieron.

---

<sup>1</sup> La estructura y objetivos de la educación inicial aquí detallados son los establecidos por la Ley Federal de Educación N°. 24,195, sancionada en 1993. Si bien actualmente la misma se encuentra derogada, este apartado se refiere a ella porque estuvo vigente durante la política analizada, además de que sus reemplazos no establecieron cambios significativos en el nivel inicial.

Figura 1: Construcción de jardines y matriculación en el preescolar pre-tratamiento



Nota: La figura presenta un *binned scatter* entre las salas por mil niños de 3 a 5 años de 1991 construidas en el periodo 1993-1999 (eje vertical) y la matriculación en el nivel preescolar en 1991 (eje horizontal), a nivel de departamentos. También se muestra un *fit* lineal entre ambas variables. Sobre los ejes se encuentran histogramas de frecuencia. Se reporta la estimación por mínimos cuadrados ordinarios del coeficiente de la matriculación preescolar en 1991 de una regresión que toma como variable dependiente a las salas construidas cada mil niños. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Ministerio de Educación y del Censo de Población y Vivienda 1991.

### 2.3. Estrategia de identificación

El programa de construcción de salas presentó variabilidad geográfica y temporal en su introducción. Entonces, la exposición al programa de un individuo está determinada por el momento y el lugar donde cursaron (o tuvieron la posibilidad de cursar) el nivel inicial.

En Argentina, para determinar si una persona puede ingresar a un determinado nivel escolar en un año dado, se calcula su edad al 30 de junio de ese año (que de ahora en más se denominará “edad escolar”). Por ejemplo, las personas que estaban en condiciones de entrar al último año del nivel inicial en 1993 son aquellas que cumplieron 5 años entre el 1 de julio de 1992 y el 30 de junio de 1993, es decir las que nacieron entre el 1 de julio de 1987 y el 30 de junio de 1988. En base a ese criterio se construyeron cohortes: se denominó cohorte  $t$  a las personas que nacieron entre el 1 de julio del año  $t - 1$  y el 30 de junio del año  $t$ , pues su edad escolar se calcula respecto

del año  $t$ . De esta manera, la edad escolar de las personas de la cohorte 1988 en 1993 fue de 5 años, por lo que pudieron cursar el último año del nivel inicial en 1993.<sup>2</sup> Con esta definición, las cohortes beneficiadas por las nuevas salas son las de 1988 en adelante. Como las nuevas salas disponibles se acumularon a lo largo del periodo 1993-1999, la exposición al programa fue mayor para las cohortes más jóvenes. Entonces, se espera que el efecto del programa sea nulo para los integrantes de las cohortes anteriores a las 1988 y creciente para los más jóvenes.

Respecto a la dimensión geográfica, se asume que los individuos cursaron el nivel inicial en su provincia de nacimiento. Si bien no se cuenta con información sobre si esta es la jurisdicción donde efectivamente lo hicieron, según el censo de 2001 alrededor del 90 % de los niños de entre 4 y 14 años (beneficiados por la política) vivían en su provincia de nacimiento en ese año. Por lo tanto, el lugar de nacimiento y el lugar donde cursaron el nivel inicial están altamente correlacionados.

Los datos a los que se tuvo acceso permiten estudiar el impacto de la política sobre resultados a nivel provincial e individual. Las especificaciones base que se utilizaron son las detalladas a continuación.

Para medir el impacto en resultados a nivel provincial se utilizó el siguiente modelo:

$$Y_{pt} = \alpha + \nu_p + \nu_t + \sum_{t \neq t_0} \beta_t (d_t \times \Delta Salas_p) + \theta X_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

Donde  $Y_{pt}$  es un resultado de interés para la provincia  $p$  en el año  $t$ ;  $\nu_p$  y  $\nu_t$  son efectos fijos por provincia y año, respectivamente y  $X_{pt}$  son controles por provincia.  $\Delta Salas_p$  es el total de salas construidas en el periodo 1993-1999 en la provincia cada mil niños de 3 a 5 años en 1991; y  $d_t$  es una *dummy* indicadora del año  $t$ . Para tener en cuenta la correlación serial dentro de las provincias, en los resultados que se calculan con esta regresión se clusteriza los errores a ese nivel. Como solo se cuenta con 24 clusters, se estiman intervalos de confianza y *p-values* más conservadores con técnicas de bootstraps-t (Cameron *et al.*, 2008; Webb, 2014).

Para estudiar el efecto sobre resultados individuales, se utilizó:

$$Y_{ipc} = \alpha + \nu_p + \nu_c + \sum_{c \neq c_0} \beta_c (d_c \times \Delta Salas_p) + \theta X_{ipc} + \varepsilon_{ipc} \quad (2)$$

Donde  $Y_{ipc}$  es un resultado de interés para el individuo  $i$ , nacido en la provincia  $p$  y de la cohorte  $c$ ;  $\nu_p$  y  $\nu_c$  son efectos fijos por provincia de nacimiento y cohorte, respectivamente y  $X_{ipc}$  son

---

<sup>2</sup> Se presentan algunas cohortes construidas de esta manera en la tabla A2 del apéndice.



controles.  $\Delta Salas_p$  es el total de salas construidas en el periodo 1993-1999 en la provincia de nacimiento cada mil niños de 3 a 5 años en 1991; y  $d_c$  es una *dummy* indicadora de la cohorte. En este modelo se clusterizan los errores estándares al nivel de provincia de nacimiento-cohorte, en línea con el nivel en el que varía el tratamiento.

En ambas ecuaciones, los parámetros de interés son los coeficientes  $\beta_t$  y  $\beta_c$  de los términos de interacción de  $\Delta Salas_p$  con  $d_t$  y  $d_c$  respectivamente, que indican el impacto promedio de construir una sala cada mil niños sobre el resultado  $Y$  en el año  $t$  o en la cohorte  $c$ , según corresponda. La identificación proviene de la variabilidad geográfica y temporal que caracterizó la construcción de las nuevas salas, siguiendo una estrategia similar a la de Berlinski y Galiani (2007), Berlinski *et al.* (2009) y Duflo (2001). En todos los casos, se omite el término correspondiente al año/cohorte anterior al tratamiento ( $t_0$  ó  $c_0$ ).

La validez de la estrategia de identificación requiere que no se omitan efectos variables en el tiempo o específicos de las provincias correlacionados con el programa, de tal manera que actúen como factores de confusión. Como se mencionó anteriormente, la localización de las nuevas salas fue una función explícita de un indicador de necesidades básicas insatisfechas, lo que correlaciona negativamente con la performance del sistema educativo de las jurisdicciones. Por esa razón, en las estimaciones que se presentan a continuación se incluyen como controles términos de interacción entre año/cohorte y valores pre-tratamiento de variables educativas, como por ejemplo tasas de matriculación.

Otras potenciales amenazas pueden surgir de otras políticas del gobierno nacional simultáneas y que correlacionen con la introducción de nuevas salas. En ese sentido, es importante considerar los cambios introducidos por la Ley Federal de Educación (LFE), sancionada en 1993. Como se señaló previamente, dicha normativa estableció la obligatoriedad del nivel inicial y motivó el programa analizado en este trabajo. Sin embargo, esa solo fue una de las reformas introducidas al sistema educativo; otro cambio importante fue el incremento de los años de educación primaria, de 7 a 9 años, a su vez que la educación secundaria se reorganizó para convertirse en un ciclo de especialización de 3 o 4 años (Polimodal). Dado que la educación primaria era obligatoria, esta parte de la LFE tenía como fin incentivar a los adolescentes a estar dos años más en la escuela, además de motivar a finalizar la educación secundaria ahora más corta. Justamente, el objetivo explícito de estas reformas era incrementar los años de educación de los jóvenes (Alzúa *et al.*, 2015). La ley fue adoptada por las provincias en diferentes momentos del tiempo y con distintos grados de intensidad (Crosta, 2009).

La LFE puede actuar como factor de confusión de las estimaciones que el presente trabajo

realiza en diferentes sentidos. Por un lado, la obligatoriedad del último año de nivel inicial podría haber motivado un aumento de la asistencia independiente del generado por la mayor oferta de salas, efecto que estarían correlacionados temporal y geográficamente. Por el otro, según la literatura los cambios en el nivel primario y secundario introducidos por la nueva ley aumentaron la escolaridad de los jóvenes, lo que tuvo efectos sobre resultados del mercado laboral, el delito y la fecundidad adolescente (Alzúa *et al.*, 2015; Alzúa y Velázquez, 2017; Lopez, 2012). La variación temporal y geográfica en la aplicación de la ley genera efectos heterogéneos entre cohortes tratadas y no tratadas por el programa de construcción de salas, lo que potencialmente sesgaría los resultados. Por esa razón, en la estimación de las ecuaciones (1) y (2) se incluyen términos de interacción entre *dummies* de año/cohorte y la intensidad en la adopción de la LFE en las provincias, que se medirá con otra *dummy* indicadora de la adopción temprana de estos cambios (adopción en 1996 y 1997), siguiendo a la literatura precedente en la materia.

### 3. Impacto sobre la matriculación en el nivel inicial

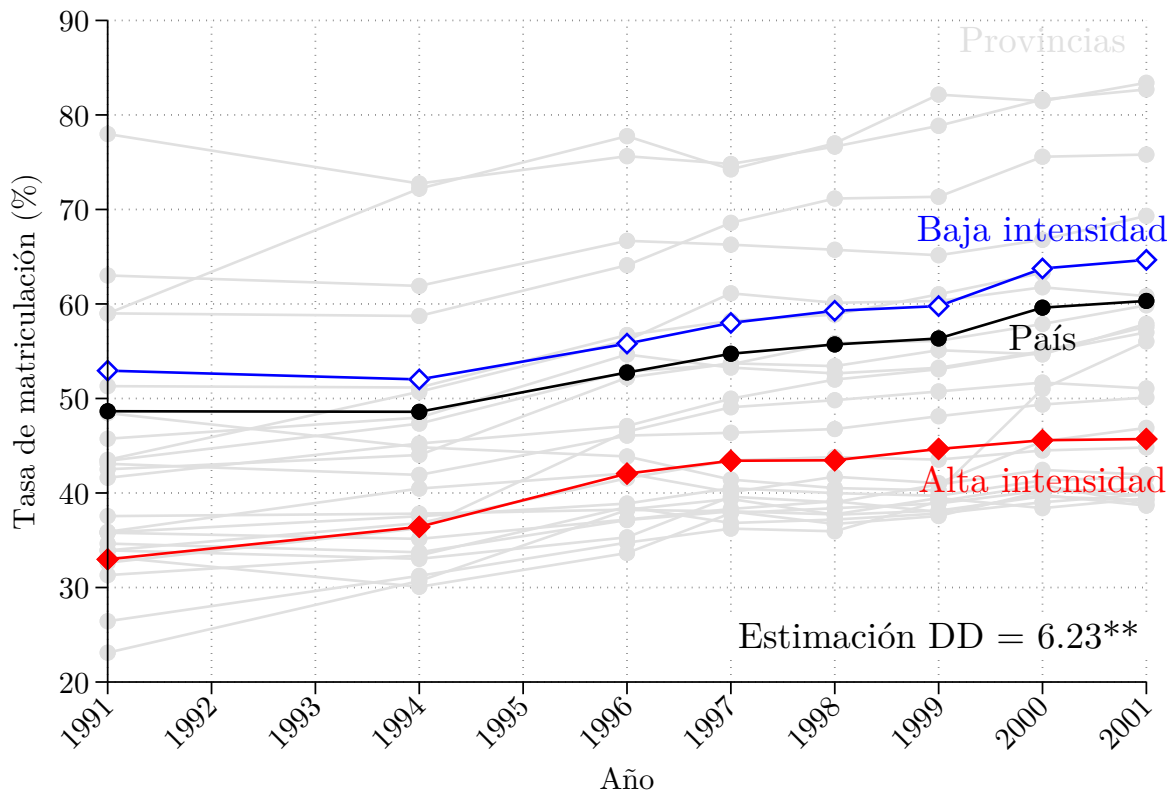
Antes de analizar el impacto sobre resultados de largo plazo, se analizará si efectivamente el programa de construcción de salas aumentó la matriculación en el nivel inicial. Este análisis resulta importante en la interpretación de los resultados posteriores, pues encontrando un impacto positivo y significativo sobre la asistencia a la educación pre-primaria será posible asociar los efectos a largo plazo a un incremento de la educación temprana.

Entre 1991 y 2001 hubo un aumento de aproximadamente 10 puntos porcentuales en la tasa de matriculación bruta al nivel inicial en todo el país. Esto se pone de manifiesto en la figura 2, donde presento la evolución de dicha tasa tanto a nivel nacional como en las provincias. En el mismo gráfico se aprecia la evolución de la asistencia en provincias que recibieron una intensidad alta de tratamiento contra las que obtuvieron una intensidad baja.<sup>3</sup> Una estimación de diferencia en diferencias revela que el programa significó un aumento de 6 pp. promedio para las provincias en las que se construyeron más salas, siendo evidencia de que la medida se asoció a un incremento de la matriculación inicial.

---

<sup>3</sup> Se define que una provincia recibió una intensidad alta de tratamiento si en ella se construyeron en el periodo 1993-1999 una cantidad de salas cada mil niños de 3 a 5 años por encima de la mediana.

Figura 2: Evolución de la matriculación en el nivel inicial, nivel provincial



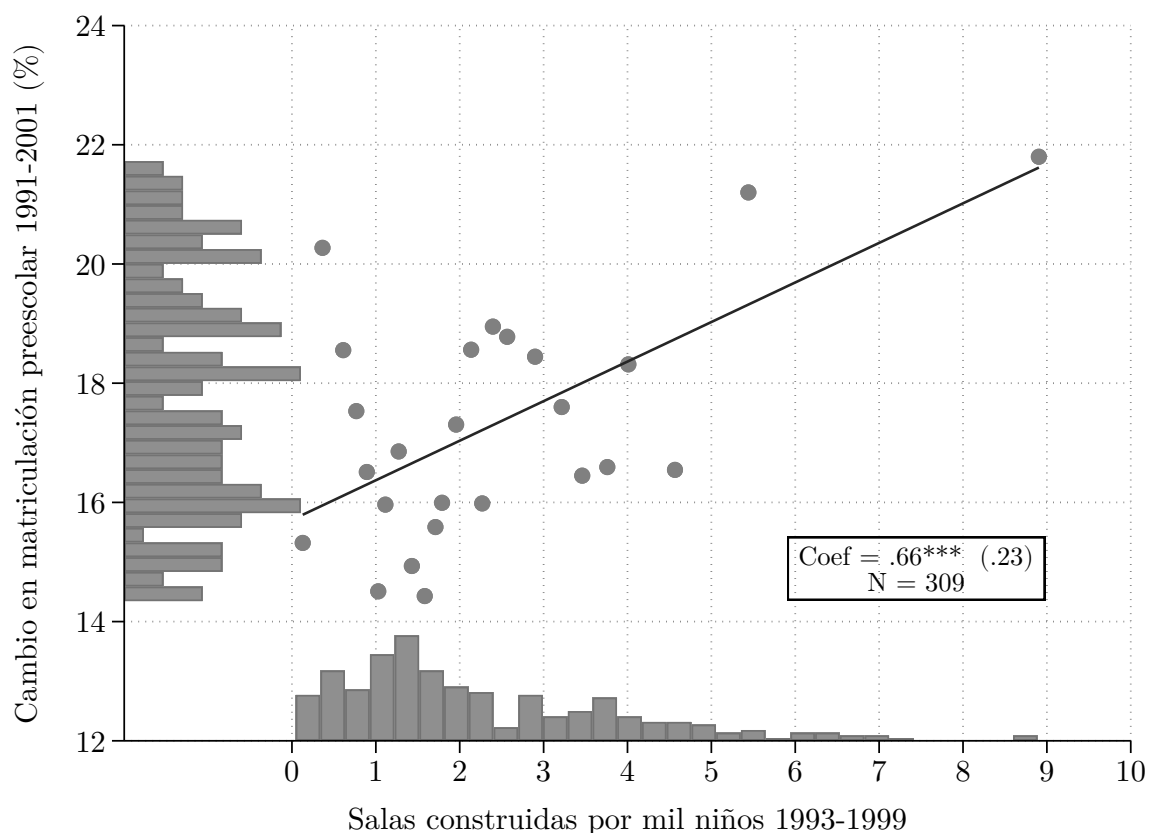
SE bootstrap (clusterizados por provincia), 999 repeticiones. N = 191

Nota: La figura presenta la evolución de la tasa de matriculación al nivel inicial, a nivel provincial. Se define que una provincia recibió “alta intensidad” del tratamiento cuando en ella se construyeron más salas cada mil niños que la mediana. En gris claro se grafica la evolución en las provincias, en negro en el país, en azul en las provincias de baja intensidad y en rojo en las de alta intensidad. La estimación de DD que compara provincias de alta y baja intensidad incluye controles por cantidad de niños en 1991, tasa de matriculación al nivel inicial en 1991 y aplicación de la Ley Federal de Educación. Regresiones ponderadas por cantidad de niños de 3 a 5 años. Errores estándares de bootstrap utilizando 999 repeticiones, clusterizados al nivel de provincia. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Fuente: elaboración propia a partir de datos del Ministerio de Educación 1994-2001 y del Censo de Población, Hogares y Vivienda 1991 y 2001.

Evidencia descriptiva a nivel departamental también sugiere una correlación positiva entre nuevas salas y aumento de la asistencia en el nivel inicial. La figura 3 muestra esta relación directa entre las salas construidas en el periodo 1993-1999 cada mil niños de 3 a 5 años y el cambio en la tasa de matriculación bruta en el nivel inicial.

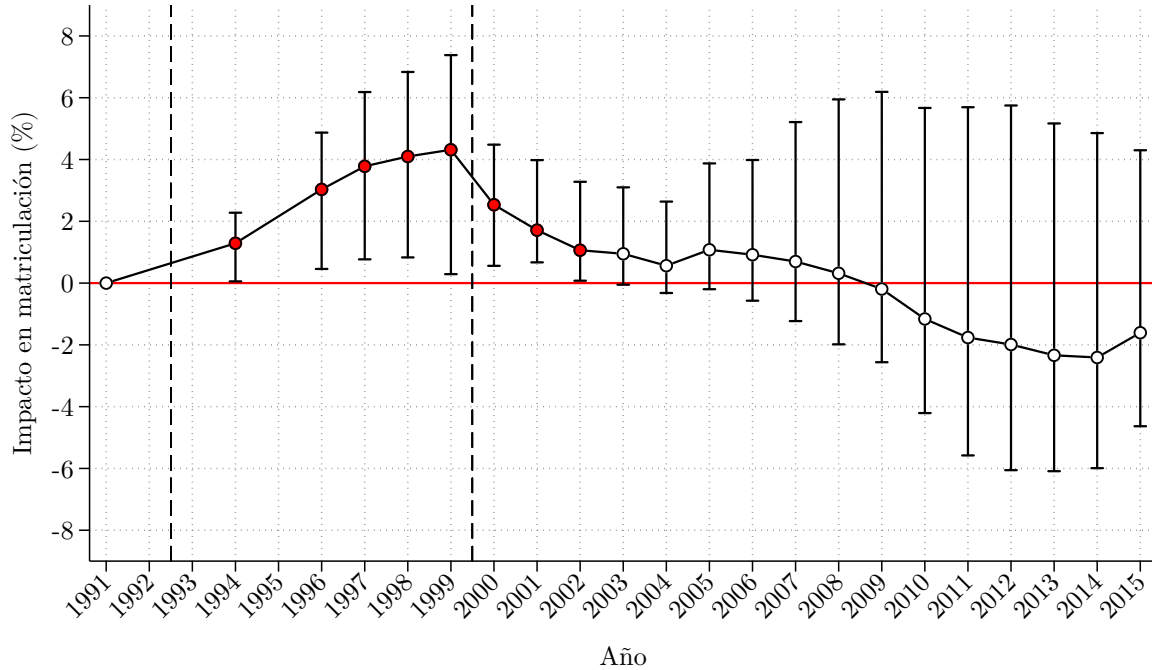
Figura 3: Construcción de jardines y cambio en la matriculación en el nivel inicial, a nivel departamental



Nota: La figura presenta un *binned scatter* entre el cambio en la matriculación preescolar entre 1991 y 2001 (eje vertical) y las salas por mil niños de 3 a 5 años de 1991 construidas en el periodo 1993-1999 (eje horizontal), a nivel departamental, con controles por tasa de matriculación al nivel inicial en 1991 y cantidad de niños de 3 a 5 años en 1991. También se muestra un *fit* lineal entre ambas variables. Sobre los ejes se encuentran histogramas de frecuencia. Se reporta la estimación por mínimos cuadrados ordinarios del coeficiente de las salas construidas cada mil niños de una regresión que toma como variable dependiente al cambio en la matriculación al nivel inicial. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .  
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Ministerio de Educación y del Censo de Población y Vivienda 1991 y 2001.

Por último, se estimó la ecuación (1) tomando como *outcome* de interés a la matriculación en el nivel inicial. Esto constituye una generalización de la estimación “alta intensidad vs baja intensidad” que presenta la figura 3, que permite estimar el impacto año por año de una sala adicional construida en el periodo 1993-1999.

Figura 4: Impacto en matriculación bruta en nivel inicial, a nivel provincia



SE bootstrap (clusterizados por provincia), 999 repeticiones. N = 517

Nota: La figura presenta estimaciones de los coeficientes  $\beta_t$  de la ecuación (1) considerando como variable dependiente a la tasa de matriculación pre-escolar provincial. Los puntos rojos representan coeficientes significativos. Se incluyen controles matriculación al nivel inicial en 1991, cantidad de niños de 3 a 5 años en 1991 y aplicación de la LFE, así como efectos fijos por provincia y año. Regresiones ponderadas por cantidad de niños de 3 a 5 años. Intervalos de confianza al 90%, calculados con errores estándares de bootstrap utilizando 999 repeticiones, clusterizados al nivel de provincia. No se encuentran disponibles datos anteriores a 1991.

Fuente: Censo de Población, Hogares y Vivienda, 1991 y 2001; Ministerio de Educación, 1994 y 1996-2015.

El impacto de la introducción de nuevas salas sobre la matriculación es positivo y significativo en los años esperados. A su vez, el efecto es creciente en el tiempo, lo cual es esperado por la acumulación de nuevas salas a lo largo del periodo. El coeficiente alcanza su valor más alto en 1999, año para el cual una sala adicional cada mil niños implicó un incremento promedio de aproximadamente 4 pp. en la asistencia preescolar. A partir de ese año el efecto comienza a decrecer, hasta hacerse no significativo casi a la mitad de la década de los años 2000. Se puede formular diferentes hipótesis respecto a este comportamiento, como que las provincias no tan beneficiadas por la política hicieron *catch up* mediante recursos propios. Sin embargo, lo importante para el presente trabajo es que en la ventana temporal 1993-1999 observamos resultados positivos y significativos, por lo que las cohortes escolares que ingresaron al nivel inicial en ese periodo gozaron de una mayor educación inicial en comparación con las predecesoras.

Estos resultados están en línea con lo encontrado por trabajos anteriores. En concreto, Berlinski y Galiani (2007), utilizando datos de la Encuesta Permanente de Hogares 1994-2000, estiman que una plaza adicional incrementa la probabilidad de un niño de asistir al nivel inicial.

Asimismo, Berlinski *et al.* (2009), con datos del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 1991 y 2001, estiman que la expansión de la oferta de preescolar aumentó la matriculación en ese nivel. El aporte principal de esta sección a esa línea es el análisis del efecto año a año que presenta la figura 4 y la utilización de datos administrativos del Ministerio de Educación de Argentina.

## 4. Impacto sobre resultados educativos de largo plazo

Los niños beneficiados por la expansión de la oferta educativa preescolar podrían haber desarrollado mejores habilidades cognitivas y no cognitivas, lo que les permitiría tener mejores resultados educativos a lo largo de su vida. Esta es una hipótesis que se suele manejar en la literatura de intervenciones tempranas de educación y cuidado: el desarrollo temprano de habilidades tendría efectos muy fuertes en el desempeño académico a largo plazo, por la presencia de momentos sensibles y críticos del aprendizaje en la infancia temprana, la auto-productividad de las habilidades y la complementariedad dinámica en la inversión de capital humano (Cunha y Heckman, 2007). En efecto, Berlinski *et al.* (2009) encuentran que la política que analiza el presente trabajo tuvo efectos positivos en las habilidades de los tratados cuando se encontraban en la escuela primaria: hallan que una plaza por niño en edad preescolar en 1991 incrementaría el desempeño académico en niveles primarios en alrededor de 0.20 desvíos estándares. A su vez, según dichos autores, el programa habría implicado importantes beneficios en las habilidades no cognitivas, pues hallan mejoras en la atención a las clases, el esfuerzo, la disciplina en el aula y la participación en clases. En lo que sigue, se presenta evidencia de que los niños beneficiados también tuvieron mejor performance en el resto de su vida educativa: en concreto, se encuentra que los tratados en promedio tuvieron una mayor asistencia en el nivel secundario y que alcanzaron un nivel educativo más alto.

### 4.1. Nivel secundario

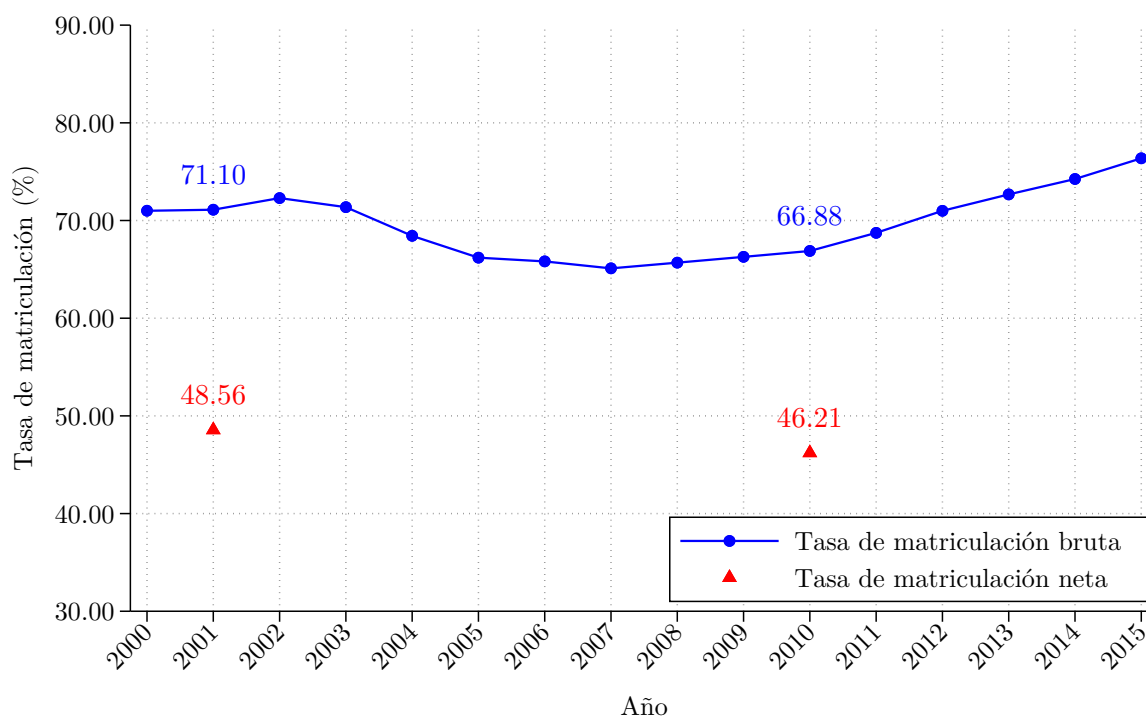
Este apartado se dedica a resultados en el nivel secundario. Si bien Argentina es un país que históricamente se destacó por mejores resultados educativos que el promedio de Latinoamérica, en los años 90 y buena parte de los 2000 las variables educativas de los últimos años de secundaria presentaron margen de mejora (Edo *et al.*, 2017; Edo y Marchionni, 2019). En la figura 5 es posible apreciar que en el periodo 2000-2015 la tasa de matriculación bruta<sup>4</sup> para los tres últimos

---

<sup>4</sup> La tasa de matriculación bruta de un nivel determinado se define como el cociente entre el total de matriculados en ese nivel y el total de la población con edad teórica para cursarlo.

años de secundaria, correspondientes a una edad escolar de entre 15 y 17 años, presentó un evolución creciente, aunque siempre se mantuvo por debajo del 80 %. Cabe destacar que esta medida incluye a todos los que cursan esos años, sin considerar si tienen la edad escolar teórica para hacerlo, por lo que en su cálculo se incluyen alumnos que se atrasan en su trayectoria educativa. En la misma figura se presenta el cálculo de tasas de matriculación neta<sup>5</sup> en los años 2001 y 2010 según los censos de esos años; puede apreciarse una diferencia sustancial entre ambas tasas, reflejando problemas para la eficiencia del sistema educativo.

Figura 5: Evolución de la matriculación en los últimos tres años de secundaria, nivel provincial



Nota: La figura presenta la evolución de la tasa de matriculación bruta en los últimos tres años de secundaria, definida como el cociente entre el total de matriculados y el total de la población con edad teórica para cursar esos niveles (15-17 años). También se presentan cómputos de la tasa de matriculación neta para los mismos años, definida como el cociente entre el total de matriculados con la edad teórica correspondiente para asistir a esos niveles y el total de la población de ese mismo grupo etario.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Ministerio de Educación 1994-2001 y del Censo de Población, Hogares y Vivienda 2001, 2010

Los tres últimos años de educación secundaria no siempre fueron obligatorios: recién en 2006 se extendió la obligatoriedad a todo el nivel medio. Por lo tanto, resulta plausible que la asistencia en esa etapa haya respondido por mucho tiempo a una decisión que pondera los beneficios y costos de continuar estudiando. Tomando como antecedente el hecho de que la política permitió a sus beneficiados desarrollar habilidades cognitivas y no cognitivas, los costos de continuar

<sup>5</sup> La tasa de matriculación neta de un nivel determinado se define como el cociente entre el total de matriculados en ese nivel con la edad teórica para asistir y el total de la población de ese mismo grupo etario.

estudiando deberían haber bajado, por lo que se espera un aumento de la matriculación en esos niveles a raíz del programa de construcción.

Con el fin de evaluar la hipótesis de un aumento en la matriculación, se estimó la ecuación (1) tomando como resultado de interés la tasa de matriculación bruta en los últimos tres años de secundaria. Es esperable observar resultados significativos en los años calendario en los que las cohortes tratadas hayan cursando esos niveles. Los últimos tres años de secundaria corresponden a una edad escolar de entre 15 y 17 años, por lo que si el programa tuvo efectos resultaría coherente observar resultados en el momento en que los individuos tratados tengan esa edad. En la tabla 1 se presenta el cálculo de la edad escolar de las cohortes tratadas para diferentes años.

Tabla 1: Edades escolares de las cohortes tratadas

Cohorte	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
1988	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
1989	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
1990	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
1991	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
1992	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
1993	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
1994	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1995	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1996	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
Cohortes en secundario	0	0	1	2	3	3	3	3	3	3	3	2	1	0	0

Fuente: Elaboración propia.

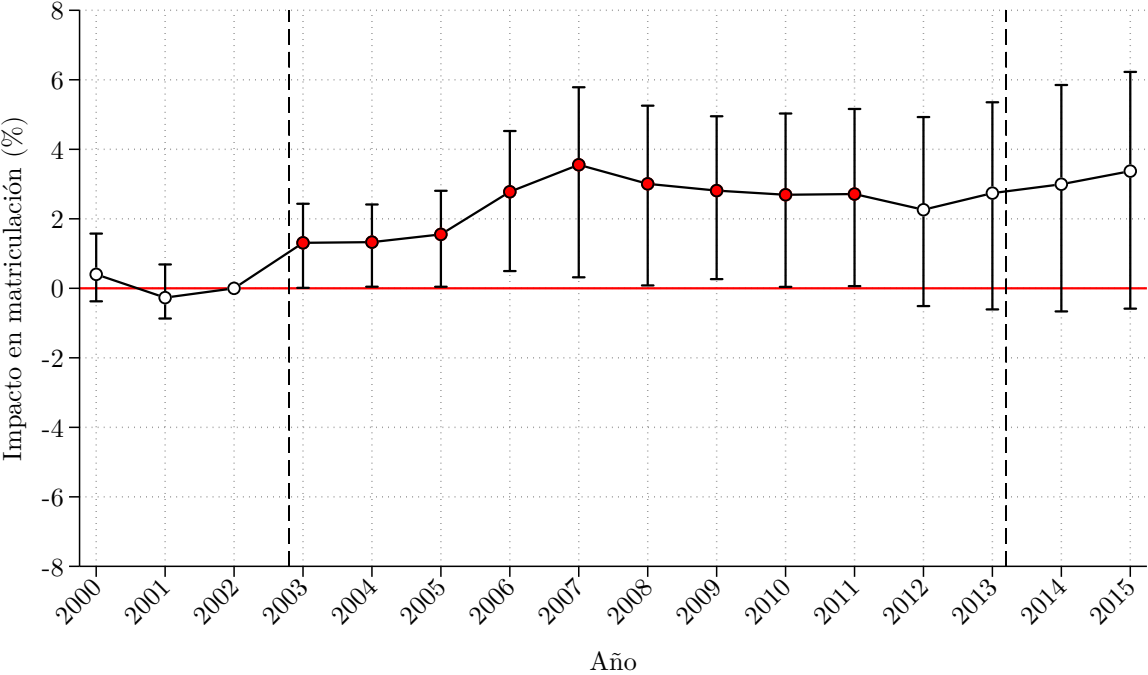
A partir de 2003 y hasta 2013 al menos una cohorte tratada tiene entre 15 y 17 años de edad escolar, por lo que en teoría los individuos beneficiados estuvieron en condiciones de cursar alguno de los tres últimos años de secundaria en ese periodo. Entonces, si el programa de construcción de salas tuvo efectos en la asistencia de los beneficiados se esperaría observar efectos en esos años. A su vez, es posible apreciar que a partir de 2005 coinciden 3 cohortes en ese rango edad, cantidad que decrece a partir de 2012. Es posible que el efecto sobre los niveles de matriculación haya sido más fuerte en esos años, pues posiblemente es una función creciente de la cantidad de cohortes con posibilidad de cursar esos niveles.

La figura 6 presenta estimaciones del impacto del programa de construcción de salas en la matriculación bruta en los últimos tres años de secundaria. Los resultados sugieren que la política tuvo efectos positivos en la asistencia a esos niveles. A su vez, el efecto se potencia luego de 2005, posiblemente por el ingreso de nuevas cohortes en esos años (como ilustra la tabla 1). Para el año 2007, el coeficiente alcanzó un valor de aproximadamente 3.5 pp., que significa



que en promedio una sala cada mil niños aumentó la tasa de matriculación provincial a los tres últimos años de secundaria en 3.5 pp. En virtud de que se construyeron 3.72 salas cada mil niños, el programa en total aumentó la matriculación en 13 pp., en promedio.

Figura 6: Impacto en matriculación bruta en los últimos tres años de secundaria, a nivel provincia



SE bootstrap (clusterizados por provincia), 999 repeticiones. N = 384

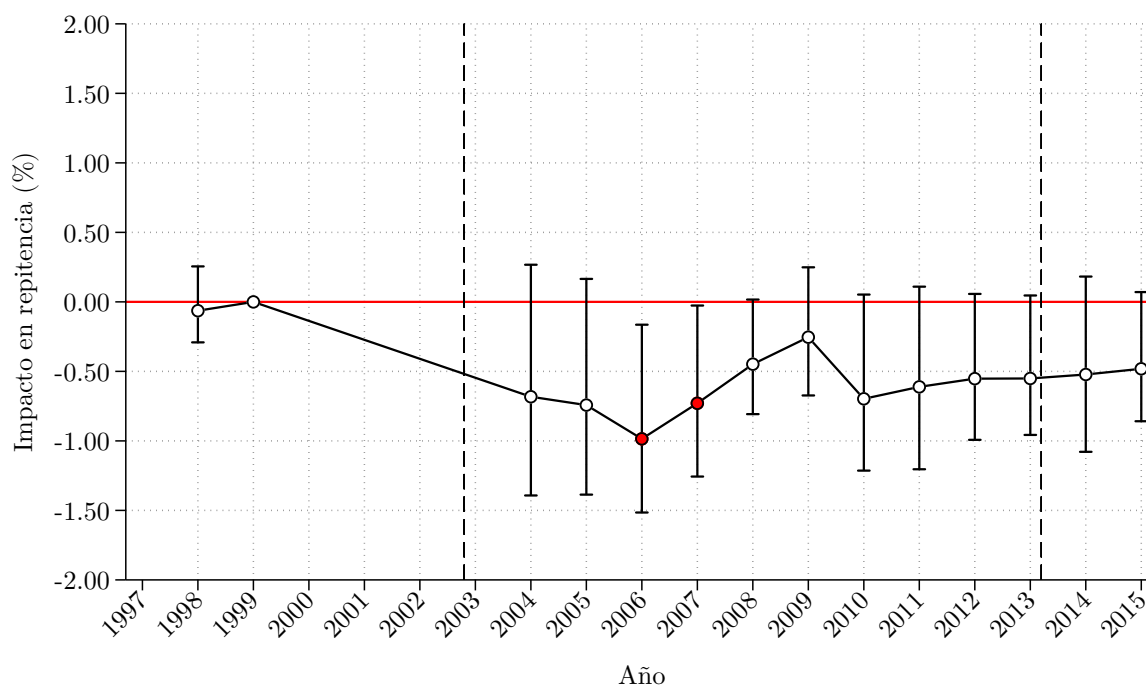
Nota: La figura presenta estimaciones de los coeficientes  $\beta_t$  de la ecuación (1) considerando como variable dependiente a la tasa de matriculación provincial de los últimos tres años de secundaria. Los puntos rojos representan coeficientes significativos. Se incluyen controles por matriculación en los últimos tres años de secundaria en 1994 y aplicación de la LFE, así como efectos fijos por provincia y año. Regresiones ponderadas por cantidad de jóvenes con 15 a 17 años de edad. Intervalos de confianza al 90 %, calculados con errores estándares de bootstrap utilizando 999 repeticiones, clusterizados al nivel de provincia.

Fuente: Ministerio de Educación, 1994 y 1996-2015.

Tal cual se mencionó anteriormente, la matriculación bruta no solo incluye a los jóvenes que cursan teniendo la edad teórica para hacerlo, sino también a quienes por alguna razón se atrasan en su trayectoria educativa. Es por eso que, hasta este punto, no es posible asegurar que los resultados de la figura 6 se deban exclusivamente a un aumento de la asistencia de los beneficiados. En efecto, si el programa estuvo asociado a un aumento de las personas que se atrasan, el impacto positivo estimado sobre la tasa de matriculación podría ser reflejo de ello. Por esa razón, para interpretar apropiadamente lo expuesto en la figura 6, se estudió la asociación entre las salas construidas y la tasa de repitencia en los últimos tres años de educación secundaria, medida que se define como el cociente entre el total de alumnos que se inscriben como repitentes a un determinado año y el total de matriculados a ese mismo nivel. Estimando la ecuación (1) considerando como variable dependiente a la tasa de repitencia se obtienen los

resultados presentados en la figura 7.

Figura 7: Impacto en repitencia en los últimos tres años de secundaria, a nivel provincia



SE bootstrap (clusterizados por provincia), 999 repeticiones. N = 336

Nota: La figura presenta estimaciones de los coeficientes  $\beta_t$  de la ecuación (1) considerando como variable dependiente a la tasa de repitencia provincial de los últimos tres años de secundaria. Los puntos rojos representan coeficientes significativos. Se incluyen controles por repitencia en los últimos tres años de secundaria en 1998 y aplicación de la LFE, así como efectos fijos por provincia y año. Regresiones ponderadas por cantidad de jóvenes con 15 a 17 años de edad. Intervalos de confianza al 90%, calculados con errores estándares de bootstrap utilizando 999 repeticiones, clusterizados al nivel de provincia. No se publicaron datos sobre repitencia en los años 2000-2002

Fuente: Ministerio de Educación, 1994 y 1996-2015.

Las estimaciones sugieren que la política no se asoció con un aumento de la repitencia, sino que al contrario el programa de construcción de salas tuvo un impacto negativo, aunque no significativo para todos los años. Esta evidencia sugiere que el efecto sobre la matriculación bruta ilustrado en la figura 6 se debió a una mayor asistencia entre las cohortes beneficiadas. Aun más, el efecto sobre la repitencia habla de que el programa contribuyó a mejorar la eficiencia del sistema educativo en los tres últimos años de secundaria, al generar que una mayor proporción de jóvenes continuen sus estudios sin retrasarse.

Los resultados de esta sección merecen algunas consideraciones. En primer lugar, las estimaciones suponen implícitamente que los individuos cursaron el nivel secundario en su provincia de nacimiento. Sin embargo, no se espera que este supuesto sea muy fuerte, pues la provincia de nacimiento está altamente correlacionada con la provincia donde cursaron el secundario: los datos del Censo de Población, Hogares y Viviendas de 2010 sugieren que aproximadamente el 90% de los individuos de las cohortes 1988-1996 se encontraban viviendo en su provincia de

nacimiento en ese año.

Por otro lado, en la segunda mitad de la década del 2000 se implementaron dos políticas con potenciales efectos sobre la asistencia. Una de ellas es la sanción de la Ley N° 26206, llamada Ley Nacional de Educación, que estableció la obligatoriedad de esos años de secundario. La otra es la creación de un programa masivo de transferencias condicionales destinado a menores de 18 años y que requiere asistencia escolar: la Asignación Universal por Hijo (AUH) en 2009. Podría pensarse que estas medidas actúan como factores de confusión en las estimaciones previas.

El impacto de la Ley Nacional de Educación y la AUH en la asistencia de jóvenes de 15 a 17 años es un tópico estudiado por Edo *et al.* (2017) y Edo y Marchionni (2019). Respecto de la obligatoriedad, dichos autores señalan que es poco probable que la ley haya incrementado significativamente la asistencia, pues observan que la tasa de matriculación neta se mantuvo sin cambios hasta 2008. De la misma manera, la figura 5 sugiere que la tasa de matriculación bruta se mantuvo con una tendencia decreciente hasta ese año, por lo que es poco probable que la extensión de la obligatoriedad haya afectado significativamente las tasas.

Por otro lado, Edo *et al.* (2017) y Edo y Marchionni (2019) sí encuentran que la AUH tuvo impacto significativo en la asistencia de los jóvenes de 15 a 17 años. Dicho programa, establecido en el año 2009, es una transferencia condicionada a la asistencia a un establecimiento educativo, entre otros requerimientos. A pesar de que existe evidencia de su influencia, los resultados presentados sugieren que es poco probable que la AUH actúe como factor de confusión. Observando la figura 6, es posible apreciar que el programa de construcción de salas tiene efecto sobre la tasa de matriculación antes de 2009, y este se mantiene estable después. De esta manera, la AUH no habría afectado las estimaciones de este apartado.

## **4.2. Años de educación**

En la sección previa se expuso evidencia que señala que el programa de construcción de salas tuvo un efecto positivo en la asistencia en los últimos tres años de educación secundaria, lo que sugiere que la política aumentó la escolaridad de los beneficiados. Siguiendo esa línea, en lo que sigue se presentan estimaciones del impacto del programa en los años de educación aprobados post-nivel inicial. Nuevamente, la hipótesis es que las habilidades cognitivas y no cognitivas desarrolladas por los beneficiados en la infancia temprana a causa de la política tienen el potencial de permitirles alcanzar un mayor nivel educativo.

Para calcular los resultados que se presentan en este apartado, se utilizaron datos individuales del Censo de Población, Hogares y Viviendas de 2010 de individuos de las cohortes 1978 hasta

1992. Si bien las cohortes posteriores también estarían tratadas por la política, se excluyen por dos razones. Primero, definir esta ventana asegura que solo se observa individuos que nacieron antes de que empiece el programa de construcción de salas, lo que reduce el sesgo por una potencial migración inter-provincial selectiva generada por la política. Segundo, en el momento del censo las cohortes que fueron seleccionadas tenían 18 años o más de edad escolar, por lo que tuvieron posibilidad de haber finalizado el nivel secundario en ese año. Resulta esperable que la mayor parte de los potenciales efectos de la política sobre los años de educación ya hayan tenido lugar hasta ese momento de la vida de los individuos, por lo que la estimación sería más precisa.

La estrategia de identificación, como se describió previamente, consiste en explotar la variabilidad geográfica y temporal en la introducción de las salas. En ese sentido, a nivel individual la provincia de nacimiento y la cohorte determinan la exposición al programa. La idea básica puede ser ilustrada con la tabla 2, la que presenta las medias de años de educación por cohorte e intensidad del programa en la provincia de nacimiento. Se categorizó a las provincias como jurisdicciones de intensidad alta o baja según si el total de salas construidas cada mil niños en edad preescolar en el periodo 1993-1999 es mayor o menor a la mediana respectivamente. El panel A compara el nivel educativo de individuos que no fueron expuestos al programa (cohortes 1982 a 1987) con otros que tenían edad para asistir al preescolar cuando se incorporaron las nuevas salas (cohortes 1988-1992). Es posible apreciar que los individuos que nacieron en provincias que recibieron más salas presentan en promedio un menor nivel educativo, lo que es reflejo de que las nuevas salas se localizaron en regiones con un menor nivel de escolaridad. En ambos tipos de jurisdicciones, los más jóvenes tienen un menor promedio de años de educación, lo cual no es extraño pues los individuos de cohortes anteriores tuvieron más tiempo para continuar su educación: si bien todos los individuos tienen la edad de haber completado teóricamente el secundario, muchos no tratados todavía pueden seguir sus estudios en el nivel superior. Sin embargo, la brecha entre cohortes tratadas y no tratadas nacidas en provincias de alta intensidad es menor que la que se observa en provincias de baja intensidad. La diferencia de esas diferencias es positiva y significativa, lo que puede interpretarse como el efecto causal del programa. Un individuo de las cohortes 1988-1992 nacido en una provincia de alta intensidad recibió en promedio 0.318 años de educación adicionales. Este estimador sugiere que una sala cada mil niños contribuyó a incrementar los años de educación en 0.085 (el cociente entre 0.318 y 3.72).

Tabla 2: Medias de años de educación por cohorte e intensidad del programa

	Intensidad del programa en provincia de nacimiento		
	Alto	Bajo	Diferencia
<i>Pabel A: Experimento de interés</i>			
Cohortes 1988-1992	9.766*** (0.226)	10.417*** (0.171)	-0.651** (0.241)
Cohortes 1982-1987	9.910*** (0.227)	10.878*** (0.188)	-0.968*** (0.288)
Diferencia	-0.144 (0.117)	-0.462*** (0.128)	<b>0.318***</b> <b>(0.053)</b>
<i>Pabel B: Experimento placebo</i>			
Cohortes 1981-1984	9.767*** (0.293)	10.786*** (0.258)	-1.019** (0.385)
Cohortes 1978-1980	9.563*** (0.231)	10.626*** (0.188)	-1.063** (0.298)
Diferencia	0.204** (0.063)	0.160* (0.070)	<b>0.044</b> <b>(0.088)</b>

Nota: Medida de intensidad: alto si la cantidad de salas cada mil niños construidas en la provincia es mayor a la mediana. Errores estándares clusterizados por cohorte y provincia de nacimiento. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

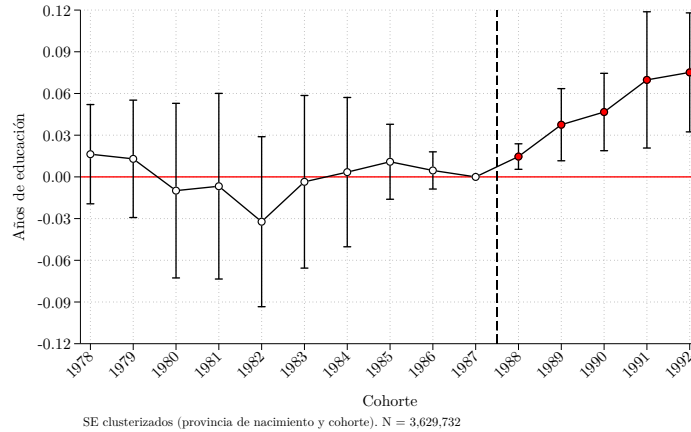
El supuesto clave detrás de la estrategia de identificación es que en ausencia del programa los años de educación habrían evolucionado con la misma tendencia entre las provincias (tendencias paralelas), por lo que las diferencias sistemáticas entre jurisdicciones podrían sesgar las estimaciones. Si bien no es posible testear este supuesto, observar el efecto del programa sobre cohortes no tratadas podría sugerir que tan fuerte es la suposición. En el panel B de la tabla 2 se presenta un experimento placebo el cual consiste en comparar las cohortes 1981-1984 y 1978-1980, todas ellas no tratadas por el programa. Si bien se encuentra que el estimador de diferencia en diferencias es positivo, no es significativamente distinto de cero, lo que sugiere que la estimación del efecto causal del programa no está afectada por una estrategia de identificación inapropiada.

A continuación, se presenta más evidencia del impacto de la introducción de salas sobre los años de educación estimando la ecuación (2). Esta especificación es una generalización del enfoque anterior que permite observar el impacto de la política cohorte por cohorte. En esta regresión se incluyen controles individuales: género, edad, edad al cuadrado, *dummy* que indica si esta casado, *dummy* que indica si es jefe de hogar, interacción entre cohorte y matriculación al nivel inicial en 1991 en la provincia de nacimiento, interacción entre cantidad de niños en edad

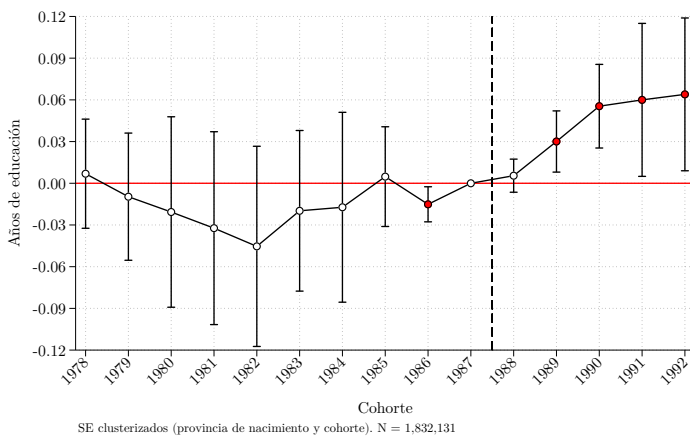
de nivel inicial en 1991 en la provincia de nacimiento y aplicación de la LFE.

Figura 8: Impacto de una sala cada mil niños sobre años de educación

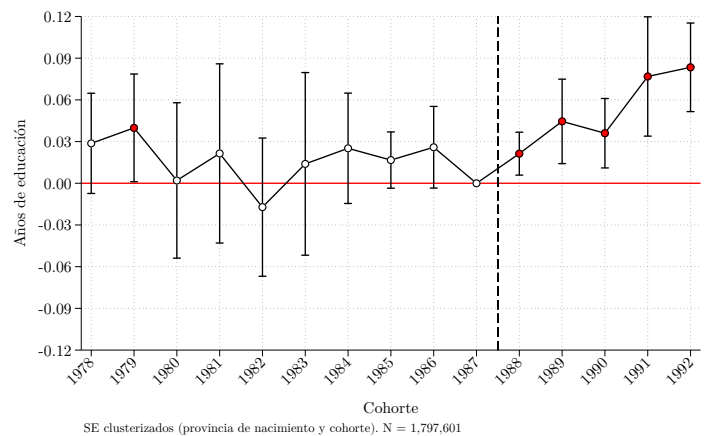
(a) Todos



(b) Mujeres



(c) Hombres



Nota: Las figuras presentan estimaciones de los coeficientes  $\beta_c$  de la ecuación (2) considerando como variable dependiente a los años de educación. Los puntos rojos representan coeficientes significativos. En el panel (a) se utiliza toda la muestra, en el (b) se utilizan solo las mujeres y en el (c) solo a los hombres. Se incluyen controles por género (cuando corresponde), *dummy* por individuo casado, *dummy* por jefe de hogar, tamaño del hogar actual, matriculación al nivel inicial en 1991 en la provincia de nacimiento, cantidad de niños de 3 a 5 años en 1991 en la provincia de nacimiento, aplicación de la LFE en la provincia de nacimiento y efectos fijos por cohorte y lugar de nacimiento. Las figuras también muestran intervalos de confianza al 95 %, calculados con errores estándares clusterizados por cohorte y lugar de nacimiento.

Fuente: Censo de Población, Hogares y Viviendas 2010, cuestionario ampliado.

Las estimaciones del efecto causal de la política están ilustradas en la la figura 8. Es posible apreciar que las cohortes 1988 y posteriores (beneficiadas de las nuevas salas) exhiben un coeficiente positivo y significativo. El valor del coeficiente es cada vez mayor para cohortes más jóvenes, lo que es reflejo de la naturaleza progresiva de la política: las nuevas instalaciones se van acumulando a lo largo del periodo, por lo que los individuos que se incorporaron con posteridad tuvieron disponible una mayor cantidad de salas. Por otra parte, los coeficientes estimados para

cohortes anteriores a 1988 son muy pequeños y no significativos, lo que sugiere que la política no está asociada a pre-tendencias sistemáticas que podrían sesgar las estimaciones. En la figura 8 también es posible apreciar estimaciones de los efectos para hombres y mujeres; las conclusiones son similares que las que se obtienen al estimar el efecto con todas las observaciones.

Lo presentado se constituye en evidencia de que el programa de construcción de salas impactó de manera positiva en la escolaridad de los beneficiados. En concreto, una sala adicional cada mil niños construida en el periodo 1993-1999 aportó en promedio 0.07 años de educación a las cohortes más jóvenes. Considerando que el programa significó la incorporación de 3.72 salas cada mil niños, se estima un aporte total de 0.26 años de educación para la cohorte de 1992.

## 5. Discusión de mecanismos

En este apartado se discutirán algunos posibles mecanismos mediante los cuales la política generó los efectos positivos en resultados educativos. Este análisis resulta fundamental para interpretar adecuadamente los hallazgos, pues los potenciales canales en el largo plazo son numerosos. A lo largo del trabajo se señaló que esta intervención temprana propició el desarrollo de habilidades cognitivas y no cognitivas en los niños tratados, tanto en el corto como en el largo plazo (Berlinski *et al.*, 2009). Esta idea surge de los antecedentes que analizan las intervenciones tempranas en educación y cuidado, que dan cuenta de un aumento de las habilidades de los tratados (véase Cunha y Heckman, 2007 y los trabajos allí citados). Esta sección expone evidencia de que este es el principal canal por el cual la política tuvo efectos en resultados educativos en el largo plazo, descartando otros potenciales mecanismos.

### 5.1. Situación laboral de la madre

La mayor oferta de educación preescolar constituye un subsidio en las horas de cuidado que el hogar dedica al niño, puesto que el sistema educativo se hace cargo de una parte del cuidado. De esta manera, el programa podría haber impactado en las decisiones de las personas a cargo de los niños tratados, debido a que tendrían más tiempo para dedicarse a otras tareas, lo que potencialmente ha tenido efectos sobre la situación económica del hogar. Por ejemplo, si ahora dedican más horas al trabajo, el hogar tendría mayores recursos. Si estos cambios están asociados con un nivel educativo más alto de los niños beneficiados, las estimaciones presentadas anteriormente abarcarían este canal.

La evidencia empírica sugiere que las tareas de cuidado recaen en su mayoría sobre las

madres (véase por ejemplo Berniell *et al.*, 2021; Kleven *et al.*, 2019), por lo que principalmente se debería estudiar si sus decisiones cambiaron a raíz del programa. En ese sentido, las madres de los niños beneficiados podrían haber destinado las horas disponibles al mercado laboral, aumentando su oferta en el margen extensivo y/o intensivo. La evidencia provista por Berlinski y Galiani (2007) sugiere que, en efecto, las madres de niños de 3 a 5 años afectados por la política aumentaron su participación laboral. Sin embargo, el impacto del programa es pequeño y poco significativo, por lo que resulta poco probable que los resultados presentados en este trabajo estén explicadas enteramente por este mecanismo. Esta evidencia sugiere a su vez que la incorporación de salas reemplazó esencialmente al sistema de cuidado “informal”: jardines de infantes privados, niñera/o, familia/amigos/vecinos, entre otros.

La literatura empírica sugiere que no siempre la expansión a gran escala de los sistemas de cuidado formal implica un aumento de la oferta laboral de las madres de los beneficiarios (véase por ejemplo Cascio, 2009b; Havnes y Mogstad, 2011), casos en donde el cuidado formal habría reemplazado también a sistemas de cuidado informal no maternal/paternal.

## 5.2. Tamaño del hogar

Otra implicancia del subsidio en tareas de cuidado es la disminución del costo para el hogar de tener miembros menores, por lo que programa podría haber promovido familias más numerosas, siguiendo el modelo introducido por Becker y Gregg Lewis (1973). Ese mismo marco teórico establece una interacción entre cantidad-calidad de niños en el hogar: la mayor cantidad de niños presentes en el hogar tiene un impacto negativo en el desarrollo individual de cada uno de ellos. Por lo tanto, si la expansión de la oferta educativa del nivel inicial incrementó el tamaño de la familia, los efectos positivos encontrados en el presente trabajo representan un *lower bound*.

Con el fin de responder si el programa afectó la cantidad de niños en los hogares de los tratados, se identificaron adolescentes y jóvenes de las cohortes 1980 a 1986 en el Censo de 2001 (no expuestos al programa) y de las cohortes 1988 a 1996 en el Censo de 2010 (expuestos al programa). Luego, se calculó la cantidad de hijos de la jefa/jefe de hogar de los hogares de esos adolescentes/jóvenes. Finalmente, se estimó la siguiente ecuación:

$$H_{ihpc} = \alpha + \nu_p + \nu_c + \beta \text{Trat}_c \times \Delta \text{Salas}_p + \theta X_{ihpc} + \varepsilon_{hpc} \quad (3)$$

donde  $H_{ihpc}$  es la cantidad de hijos del jefe del hogar  $h$ , en la cual vive el adolescente/joven  $i$  nacido en la provincia  $p$  y perteneciente a la cohorte  $c$ . En esta ecuación,  $p$  es la provincia de



nacimiento y  $c$  la cohorte del joven/adolescente son las dimensiones que determinan la exposición al programa.  $Trat_c$  es una *dummy* que indica que  $c$  es mayor que 1988, es decir que el joven/adolescente fue beneficiario del programa. Con esta especificación,  $\beta$  es el impacto promedio en la cantidad de hijos del jefe de hogar de una sala adicional cada mil niños. Se incluyen en la especificación los siguientes controles en  $X_{hpc}$ : género, edad y edad al cuadrado del adolescente/joven, género del jefe de hogar, el año del nacimiento del jefe y su nivel educativo. Los resultados son presentados en la tabla 3, para distintas especificaciones. En la primera columna solo se incluyen efectos fijos por cohorte del adolescente o joven y su provincia de nacimiento. La segunda adiciona términos de interacción entre la matriculación al nivel inicial en 1991 y cohorte. En la tercera se suman controles por características del joven o adolescente y del jefe de hogar. Finalmente, en la cuarta se agregan interacciones entre cohorte del joven e intensidad de la Ley Federal de Educación en la provincia de nacimiento. Se encuentra poca evidencia de que la expansión de oferta del nivel inicial haya generado cambios en la cantidad de niños en el hogar, pues en ninguna especificación el impacto estimado es significativo.

Tabla 3: El impacto de una plaza adicional en el nivel inicial cada mil niños sobre tamaño de hogar

	(1)	(2)	(3)	(4)
Salas por mil niños	0.009 (0.023)	-0.013 (0.014)	0.011 (0.019)	0.011 (0.021)
$R^2$	0.05	0.05	0.09	0.09
$N$	5,378,419	5,378,419	5,377,640	5,377,640
<i>Controles y efectos fijos</i>				
Cohorte $\times$ matriculación en 1991	No	Si	Si	Si
Controles	No	No	Si	Si
Cohorte $\times$ LFE	No	No	No	Si
EF provincia de nacimiento	Si	Si	Si	Si
EF cohortes	Si	Si	Si	Si

Nota: La tabla presenta la estimación del coeficiente  $\beta$  de la ecuación (3). En la columna (1) se presenta la estimación solo con efectos fijos por cohorte, provincia de nacimiento y provincia de residencia. En la columna (2) se incluyen términos de interacción entre cohorte y tasa de matriculación al nivel inicial de 1991 en la provincia de nacimiento del joven/adolescente. En la columna (3) se incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado y género del joven/adolescente; y año de nacimiento, género y nivel educativo del jefe de hogar. Finalmente, en la columna (4) se incluyen términos de interacción entre cohortes e intensidad de aplicación de la Ley Federal de Educación (LFE) en la provincia de nacimiento del joven/adolescente. Errores estándares clusterizados por lugar de nacimiento y cohorte del joven/adolescente entre paréntesis. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Fuente: Censo de Personas, Hogares y Viviendas 2001 y 2010.

En resumen, no es posible asegurar que el programa haya tenido impacto en la cantidad de

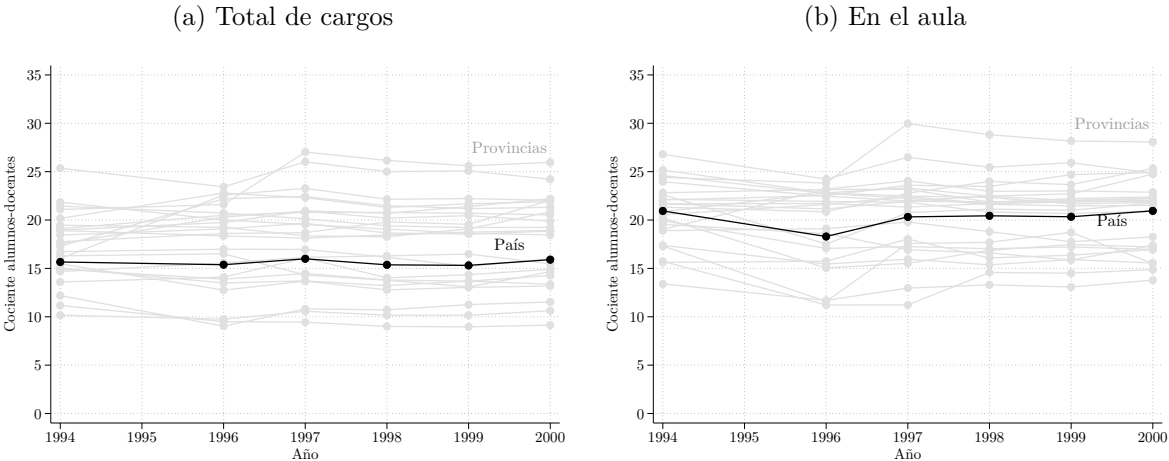
niños que decide tener el hogar. Por lo tanto, resulta poco probable que las estimaciones sobre resultados educativos contengan el efecto de este mecanismo. Esto se encuentra en línea con las conclusiones de Havnes y Mogstad (2011), quienes tampoco encuentran efectos de la expansión del sistema de cuidado noruego en el tamaño de los hogares.

### 5.3. Calidad educativa

La expansión de la oferta educativa preescolar pudo traer consigo cambios en la calidad del nivel inicial. Si el programa se asoció con un incremento de la calidad, sería un mecanismo más que explica los efectos positivos del programa, mientras que si la relación es inversa las estimaciones estarían subestimando el impacto de la mayor oferta de preescolar. Para interpretar adecuadamente los resultados, entonces, lo ideal es corroborar si la construcción de salas estuvo relacionada con cambios en la calidad educativa en el nivel inicial (Havnes y Mogstad, 2011).

En lo que sigue, se presenta evidencia acerca del impacto del programa en la calidad educativa en el nivel inicial. El indicador que se utilizó es el cociente entre alumnos y docentes a nivel de provincia, en línea con el enfoque de Havnes y Mogstad (2011). Se entiende que una menor cantidad de niños por docente significa una mayor calidad educativa, por lo que a mayor valor de la razón se estima una menor calidad. A partir de datos administrativos del Ministerio de Educación de la Nación Argentina, se calcularon los cocientes de alumnos-cargos docentes en el nivel inicial y alumnos-cargos docentes frente al aula.<sup>6</sup> La figura 9 expone cómo evolucionaron estos indicadores para el país y las provincias.

Figura 9: Cocientes entre alumnos de nivel inicial y cargos docentes, provincias y país



Nota: Las figuras presentan los valores de cocientes alumnos-docentes para todo el país (en negro) y las provincias (en gris). Para el año 1995 no se presentan cálculos, pues no se realizaron relevamientos. Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Censo Nacional Educativo 1994 y los Anuarios Estadísticos Educativos de los años 1996-2000, relevamientos realizados por el Ministerio de Educación de la Nación Argentina.

<sup>6</sup> Los cargos docentes pueden clasificarse según su función: directiva, apoyo y frente al aula.

A nivel país el cociente entre alumnos del nivel inicial y el total de cargos docentes se mantuvo estable en alrededor de 15 niños por cargo, y la razón con puestos con funciones frente al aula se encontró en aproximadamente 20 niños por cargo. Las provincias siguieron tendencias similares, salvo algunas excepciones. De esta manera, esta evidencia descriptiva sugiere que no hubo cambios significativos en la calidad educativa en la mayor parte del país en el periodo 1993-1999.

Para presentar más evidencia de cambios en la calidad educativa, se reportan los resultados de estimar la siguiente ecuación:

$$Q_{pt} = \alpha + \nu_p + \phi_t + \gamma \text{Trat}_t \times \Delta \text{Salas}_p + \epsilon_{pt} \quad (4)$$

donde  $Q_{pt}$  representa uno de los cocientes alumno-docentes que se calculó anteriormente, para la provincia  $p$  en el año  $t$ .  $\text{Trat}_t$  es una *dummy* que indica que el año  $t$  está entre 1993-1999.  $\Delta \text{Salas}_p$  es la cantidad de nuevas salas construidas en el periodo 1993-1999 cada mil niños de 3 a 5 años de 1991, mientras que  $\nu_p$  son efectos fijos por provincia y  $\phi_t$  por año. El parámetro  $\gamma$  representa el efecto promedio de una sala por mil niños adicional en la calidad educativa de una provincia. Los resultados de estimar esta ecuación son presentados en la tabla 4.

En las columnas (1) y (3) se presenta el resultado de estimar a  $\gamma$  en la ecuación (4), para las dos medidas de calidad educativa propuestas. En ninguno de los dos casos se encuentran resultados significativos, por lo que no es posible afirmar que la calidad educativa se haya visto afectada por el programa, al menos utilizando el cociente alumnos-docente como indicador de calidad. Esto sugiere que, si bien la construcción de salas implicó la incorporación de una cantidad importante de niños al nivel inicial, parece que también hubo un incremento proporcional en la cantidad de docentes. Las conclusiones anteriores son robustas a la incorporación como control de la tasa de matriculación provincial al nivel inicial en 1991. Los resultados de estimar  $\gamma$  con esta especificación se presentan en las columnas (2) y (4); para ningún indicador se encuentra efectos significativos.

Tabla 4: El impacto de una plaza adicional en el nivel inicial cada mil niños sobre calidad educativa del nivel inicial

	Total de cargos		En aula	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Salas por mil niños	0.483 [0.395]	0.192 [0.942]	0.383 [0.506]	-0.065 [0.959]
Observaciones	493	493	493	493
$R^2$	0.939	0.943	0.907	0.918
<i>Controles y efectos fijos</i>				
Año × matriculación en 1991	No	Si	No	Si
Año × Niños de 3-5 años en 1991	Si	Si	Si	Si
EF provincia	Si	Si	Si	Si
EF año	Si	Si	Si	Si

Nota: La tabla presenta la estimación del coeficiente  $\gamma$  de la ecuación (4). En las columnas (1) - (2) la variable dependiente es el cociente entre total de alumnos de nivel inicial y total de cargos docentes, mientras que en las columnas (3) - (4) es el cociente entre total de alumnos de nivel inicial y cargos docentes con funciones al frente del aula. Se incluyen efectos fijos por provincia, año y términos de interacción año y total de niños de 3 a 5 años en 1991. Además, en las columnas (2) y (4) se incluye interacciones entre año y la tasa de matriculación en educación inicial en 1991. Regresiones poderadas por cantidad de niños de 3 a 5 años. *p-values* calculados con errores estándares computados con 999 muestras de bootstrap (clusterizados por provincia). \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Fuente: Ministerio de educación 1994, 1996-2015.

En conclusión, no es posible asegurar que el programa haya tenido efecto sobre la calidad educativa, al menos midiéndola con el cociente alumnos-cargos docentes. Por esta razón, es poco probable que los resultados principales de este trabajo sean explicados por este mecanismo.

## 6. Conclusiones

Si bien el estudio del impacto de largo plazo de políticas de educación y cuidado tempranos está recibiendo un interés creciente en la literatura empírica, aun es un tema relativamente poco estudiado. Estimar los efectos de estas medidas en resultados educativos de los beneficiados es particularmente importante en países en desarrollo, donde los problemas en el sistema educativo son numerosos. Este trabajo se propuso estimar el impacto de una expansión a gran escala de la oferta de educación preescolar en Argentina durante el periodo 1993-1999 en *outcomes* educativos en el largo plazo.

Mediante una metodología de diferencia en diferencias, se encontraron efectos positivos y significativos en la matriculación en el nivel inicial, lo que revela que la política fue efectiva en

su fin original. Luego, se halló que el programa incrementó la matriculación en los últimos tres años de secundario: una sala adicional cada mil niños aumentó en promedio la asistencia bruta en 3 pp. Considerando que por la política se construyeron en total 3.72 salas cada mil niños, se estima un efecto promedio total del programa de aproximadamente 13 pp. A su vez, se expuso evidencia de que la política incrementó los años de educación de los beneficiados: la cohorte más joven recibió en promedio 0.06 años de educación por sala cada mil niños adicional, por lo que en total el programa incrementó su escolaridad en 0.26 años.

Se discutieron posibles mecanismos, lo que resulta particularmente fundamental en el presente trabajo para interpretar adecuadamente los hallazgos, pues los canales en el largo plazo son potencialmente numerosos. Evidencia provista por Berlinski *et al.* (2009) señala que la política habría incrementado las habilidades cognitivas y no cognitivas de los niños tratados, lo que sugiere que esto habría propiciado la mayor escolaridad de los beneficiados. Este trabajo no encontró que otros mecanismos esten operando, por lo que el canal de las mayores habilidades parece ser la principal explicación de por qué el programa impactó en los resultados educativos.

La evidencia de este documento sugiere que la expansión masiva de la oferta educativa preescolar es una política efectiva para incrementar la escolaridad de las personas en el largo plazo. Esto es un aporte concreto a una literatura creciente pero relativamente escasa que estudia el efecto de iniciativas de educación y cuidado en edades tempranas a gran escala. Aún más, este trabajo contribuye con evidencia para Argentina, un país en desarrollo, siendo que la mayor parte de los trabajos se centran en países desarrollados. Queda pendiente continuar el análisis del impacto de otros resultados de largo plazo: mercado laboral, variables demográficas, entre otros.

## Referencias

- Alzúa, M. L., Gasparini, L. y Haimovich, F. (2015). Education Reform and Labor Market Outcomes: The Case of Argentina's Ley Federal de Educación. *Journal of Applied Economics*, 18(1), 21-44.
- Alzúa, M. L. y Velázquez, C. (2017). The Effect of Education on Teenage Fertility: Causal Evidence for Argentina. *IZA Journal of Development and Migration*, 7(7).
- Baker, M., Gruber, J. y Milligan, K. (2008). Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being. *Journal of Political Economy*, 116(4), 709-745.

- Barnett, S. (1995). Long-Term Effects of Early Childhood Programs on Cognitive and School Outcomes. *The Future of Children*, 5(3), 25-50.
- Becker, G. y Gregg Lewis, H. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 81(2), 279-288.
- Berlinski, S. y Galiani, S. (2007). The Effect of a Large Expansion of Pre-primary School Facilities on Preschool Attendance and Maternal Employment. *Labour Economics*, 14(3), 665-680.
- Berlinski, S., Galiani, S. y Gertler, P. (2009). The Effect of Pre-primary Education on Primary School Performance. *Journal of Public Economics*, 93(1-2), 219-234.
- Berlinski, S., Galiani, S. y Manacorda, M. (2008). Giving Children a Better Start: Preschool Attendance and School-Age Profiles. *Journal of Public Economics*, 92(5-6), 1416-1440.
- Berniell, I., Berniel, L., de la Mata, D., Edo, M. y Marchionni, M. (2021). Gender gaps in labor informality; The motherhood effect. *Journal of Development Economics*.
- Bransford, J. (1979). *Human Cognition: Learning, Understanding, and Remembering*. Wadsworth Publishing Company.
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B. y Miller, D. L. (2008). Bootstrap-Based Improvements for Inference with Clustered Errors. *The Review of Economics and Statistics*, 90(3), 414-427.
- Cascio, E. U. (2009a). Do Investments in Universal Early Education Pay Off? Long-Term Effects of Introducing Kindergartens into Public Schools. *NBER Working Paper N° 14951*.
- Cascio, E. U. (2009b). Maternal Labor Supply and the Introduction of Kindergartens into American Public Schools. *The Journal of Human Resources*, 44(1), 140-170.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Higler, N., Saez, E., Schanzenbach, D. W. y Yagan, D. (2011). How Does Your Kindergarten Classroom Affect Your Earnings? Evidence from Project Star. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1593-1660.
- Crosta, F. (2009). Los Efectos de las Políticas Públicas sobre la Distribución del Ingreso. Evidencia para la Argentina. *Tesis de Doctorado en Economía de Universidad Nacional de La Plaza*.
- Cunha, F. y Heckman, J. (2007). The Technology of Skill Formation. *American Economic Review*, 97(2), 31-47.
- Duflo, E. (2001). Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment. *The American Economic Review*, 91(4), 795-813.

- Edo, M., Marchionni, M. y Garganta, S. (2017). Compulsory Education Laws or Incentives from CCT Programs? Explaining the Rise in Secondary School Attendance Rate in Argentina. *Education Policy Analysis Archives*, 25(3).
- Edo, M. y Marchionni, M. (2019). The Impact of a Conditional Cash Transfer Programme on Education Outcomes beyond School Attendance in Argentina. *Journal of Development Effectiveness*, 11(3), 230-252.
- Gertler, P., Heckman, J., Pinto, R., Zanolini, A., Vermeersch, C., Walker, S., Chang, S. y Grantham-McGregor, S. (2014). Labor Market Returns to an Early Stimulation Intervention in Jamaica. *Science*, 344, 998-1001.
- Havnes, T. y Mogstad, M. (2011). No Child Left Behind: Subsidized Child Care and Children's Long-Run Outcomes. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2), 97-129.
- Heckman, J., Pinto, R. y Savelyev, P. (2013). Understanding the Mechanisms Through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes. *American Economic Review*, 103(6), 2052-2086.
- Kleven, H., Landais, C. y Sogaard, J. E. (2019). Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*.
- Lopez, C. (2012). Efecto de la Educación sobre el Delito: Evidencia para Argentina. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Ludwig, J. y Miller, D. L. (2007). Does Head Start Improve Children's Life Chances? Evidence From a Regression Discontinuity Design. *Quarterly Journal of Economics*, 122(1), 159-208.
- Myers, R. G. (1995). Preschool Education in Latin America: Estate of Practice. *PREAL Working Papers No. 1*.
- OECD. (2002). Strengthening Early Childhood Programs: A Policy Framework. *Education Policy Analysis*.
- Shonkoff, J. P. y Phillips, D. A. (Eds.). (2000). *From Neurons to Neighborhoods: The Science of Early Childhood Development*. National Academies Press.
- Shore, R. (1997). Re-thinking the Brain: New Insights into Early Development. *Families and Work Institute*.
- Sternberg, R. J. (1985). Beyond IQ: A Triarchic Theory of Human Intelligence. *Cambridge University Press*.
- UNESCO. (2004). Global Education Digest. *UNESCO Institute for Statistics*.
- UNESCO. (2005). EFA Global Monitoring Report.

UNESCO. (2020). EFA Global Monitoring Report.

Webb, M. D. (2014). *Reworking Wild Bootstrap Based Inference For Clustered Errors* (Working Paper N.º 1315). Economics Department, Queen's University.



## Apéndice

Tabla A1: Proporción de salas construidas y salas construidas por niño en edad preescolar por provincia, 1993-1999

Provincia	Tasa de matriculación bruta para niños de entre 3 y 5 años en 1991	Total de salas construidas por niño (1993-1999)	Proporción del total de salas construidas (1993-1999)
Misiones	0.23	0.19	0.07
Chaco	0.27	0.23	0.09
Formosa	0.31	0.21	0.04
Corrientes	0.33	0.22	0.08
Salta	0.34	0.13	0.05
Jujuy	0.34	0.20	0.05
San Juan	0.35	0.33	0.07
Tucumán	0.36	0.15	0.07
Catamarca	0.36	0.19	0.02
Mendoza	0.36	0.13	0.07
Santiago del Estero	0.36	0.15	0.04
La Pampa	0.38	0.17	0.02
Rio Negro	0.42	0.12	0.03
Chubut	0.43	0.20	0.03
Entre Ríos	0.43	0.15	0.06
Neuquén	0.43	0.09	0.02
La Rioja	0.44	0.28	0.03
San Luis	0.46	0.18	0.02
Córdoba	0.49	0.02	0.02
Santa Fe	0.52	0.09	0.08
Tierra del Fuego	0.59	0.09	0.01
Buenos Aires	0.60	0.01	0.03
Santa Cruz	0.64	0.03	0.01
Ciudad Autónoma de Buenos Aires	0.80	0.05	0.03
Total	0.49	0.09	1.00
Correlación con tasa de matriculación bruta en 1991	1.00	-0.68	-0.52

Fuente: Tabla 1 de Berlinski *et al.* (2009)

Tabla A2: Ejemplos de cohortes

Fecha de nacimiento	Cohorte
Entre el 1 de julio de 1987 y el 30 de junio de 1988	1988
Entre el 1 de julio de 1988 y el 30 de junio de 1989	1989
Entre el 1 de julio de 1989 y el 30 de junio de 1990	1990
Entre el 1 de julio de 1990 y el 30 de junio de 1991	1991
Entre el 1 de julio de 1991 y el 30 de junio de 1992	1992
Entre el 1 de julio de 1992 y el 30 de junio de 1993	1993
Entre el 1 de julio de 1993 y el 30 de junio de 1994	1994
Entre el 1 de julio de 1994 y el 30 de junio de 1995	1995
Entre el 1 de julio de 1995 y el 30 de junio de 1996	1996
Entre el 1 de julio de 1996 y el 30 de junio de 1997	1997

Fuente: Elaboración propia