



El trimestre económico

ISSN: 0041-3011

ISSN: 2448-718X

Fondo de Cultura Económica

Nollenberger, Natalia; Perazzo, Ivone
Efectos de la provisión pública de educación preescolar sobre la asistencia
y la participación laboral femenina. Evidencia para el caso uruguayo
El trimestre económico, vol. LXXXVI (1), núm. 341, 2019, Enero-Marzo, pp. 65-94
Fondo de Cultura Económica

DOI: 10.20430/ete.v86i341.341

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31362746003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEH  redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Efectos de la provisión pública de educación preescolar
sobre la asistencia y la participación laboral femenina.
Evidencia para el caso uruguayo*

The effect of public provision of preschool education
on children enrolment and female labor force participation.
Evidence from Uruguay

*Natalia Nollenberger e Ivone Perazzo***

ABSTRACT

Background: This research estimates the effect of an expansion policy in the provision of public preschool places in Uruguay in the mid-1990s, on the preschool attendance of four and five year old children and on the participation of mothers in the labor market.

Methodology: The identification strategy exploits the differences in the number of new places available across regions.

Results: The results indicate that the expansion of places increased attendance to preschools although the take up rate was relatively low. This was partially because the expansion of public places crowded out the attendance to private schools, particularly among children of high-skill mothers. The policy was much more effective in increasing the attendance of children of low-skill mothers. For this group of mothers, however, we did not find any effect of the policy on their labor market outcomes.

Keywords: Preschool education; female labor supply. *JEL codes:* J13, J22, I28.

* Artículo recibido el 26 de mayo de 2017 y aceptado el 17 de agosto de 2017. Las autoras agradecen a Alejandro Retamoso y Mathías Nathan por su colaboración para obtener datos referidos al número de plazas preescolares y al tamaño de las cohortes, y a Verónica Amarante, Andrea Vigorito y Wanda Cabella por sus comentarios y sus aportes. Cualquier error u omisión es responsabilidad de las autoras.

** Natalia Nollenberger, IE University-IE Business School, Madrid (correo electrónico: natalia.nollenberger@ie.edu). Ivone Perazzo, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas-Udelar, Montevideo (correo electrónico: ivone@iecon.ccee.edu.uy).

RESUMEN

Antecedentes: en este trabajo se estima el efecto de una política de expansión de plazas preescolares públicas realizada en Uruguay a mediados de la década de 1990, sobre la asistencia de niños de cuatro y cinco años y sobre la participación de las madres en el mercado de trabajo.

Metodología: la estrategia empírica explota las diferencias en el número de nuevas plazas disponibles entre regiones del país.

Resultados: se indica que la expansión de plazas aumentó la asistencia a un centro preescolar, aunque la tasa de *take up* fue relativamente baja. La razón sería, al menos en parte, que la expansión de plazas públicas desplazó la asistencia a centros privados, en particular de los hijos de madres calificadas. Si bien en el caso de las madres con bajas calificaciones, para quienes la política fue más efectiva, era esperable encontrar algún efecto en el empleo, nuestros resultados indican que no los hubo.

Palabras clave: plazas preescolares; participación laboral femenina. *Clasificación JEL:* J13, J22, I28.

INTRODUCCIÓN

Diversos estudios regionales señalan que, aunque las mujeres representan 52.1% de la población en edad de trabajar, están sobrerrepresentadas en el grupo situado fuera del mercado de trabajo (71.7%) y subrepresentadas entre quienes tienen empleo (41.1%). La carga que asumen las mujeres en las tareas de cuidado de la familia es una de las explicaciones principales de esta brecha (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2015; CEPAL, 2013). Ésta es una de las razones por las cuales la necesidad de avanzar en la provisión universal de servicios de cuidado está presente en la agenda actual de políticas sociales de muchos países de la región, entre ellos Uruguay.

Especialmente tres políticas han sido analizadas por sus potenciales efectos sobre la oferta laboral femenina: de licencia maternal, de subsidios al cuidado y de educación inicial formal (Cascio, Haider y Skyt, 2015). Respecto de la provisión de educación preescolar, quienes la apoyan sostienen que la extensión de la educación pública a las etapas iniciales alcanza dos objetivos fundamentales al mismo tiempo: por un lado, garantiza la educación temprana y el cuidado para todos, contrarresta las diferencias de origen

familiar y promueve la igualdad de oportunidades en el aprendizaje (Cunha, Heckman, Lochner y Masterov, 2006; Cunha y Heckman, 2010). Simultáneamente, proveer cuidado gratuito durante el horario escolar permite al cuidador primario (usualmente las madres) acceder al mercado de trabajo, y así contribuye al aumento de los ingresos monetarios de los hogares y a la equidad de género.

Aunque la relación entre inactividad femenina y crianza es clara, la evidencia no lo es respecto de la medida en que la participación laboral femenina responde ante una mayor disponibilidad de centros públicos de cuidado. La evidencia internacional —en mayor medida para países desarrollados— encuentra resultados heterogéneos de acuerdo con el nivel de participación laboral femenina previo a la implementación política, el acceso a servicios alternativos de cuidado (no formal o privado), la edad de los niños afectados por la política y el estado civil de las madres (Cascio et al., 2015). Pese a los factores mencionados, los cambios de comportamiento en los individuos derivados de los cambios institucionales no son directamente trasladables entre países. La evidencia para países de América Latina es menor. Si bien varios países han progresado en la universalización de la educación preescolar, es poca la investigación respecto de los efectos sobre la inserción laboral de las madres en el contexto latinoamericano.

Este trabajo busca aportar evidencia cuasiexperimental de los efectos sobre la participación laboral de madres uruguayas que tuvo una fuerte expansión en la provisión de plazas públicas a nivel preescolar (niños de cuatro y cinco años), producida desde 1995. El caso uruguayo resulta interesante porque es un país de ingresos medios con un mercado de trabajo fuertemente segmentado y que, durante el periodo analizado, contaba con escasos apoyos a familias con niños pequeños.

Se utilizan datos administrativos sobre plazas de educación inicial por cohorte suministrados por el Departamento de Estadísticas Educativas de la Administración Nacional de Enseñanza Pública (ANEP) y microdatos de la participación laboral de las madres provenientes de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) de 1990 a 1999. Las ECH cuentan con información para este tipo de estudios que no sólo muestra si los niños en edad preescolar asisten o no a un centro educativo formal, sino también si lo hacen a uno público o a uno privado. Esto permite estimar el efecto de la política sobre la probabilidad de asistencia a un centro educativo preescolar y evaluar la

medida en que la expansión de plazas públicas genera un efecto desplazamiento de la provisión privada de servicios preescolares.

A partir de una estrategia de diferencias en diferencias, los resultados sugieren que la expansión masiva de plazas de preescolares para niños de cuatro y cinco años en Uruguay tuvo un incremento moderado en la probabilidad de asistencia a un centro preescolar; sin embargo, no se encontraron efectos en la oferta laboral de las madres. El coeficiente estimado indica que, por cada plaza adicional ofrecida, la asistencia a un centro educativo preescolar aumentó 20 puntos porcentuales. Este resultado puede deberse a la existencia de un importante efecto desplazamiento sobre la asistencia a un centro preescolar privado. En consecuencia, no se encontraron efectos de la política sobre el empleo promedio de las madres. El análisis por subgrupos aporta información interesante para la comprensión de los contextos en que este tipo de políticas pueden ser efectivas. Las madres con calificaciones bajas y medias parecen haber respondido en mayor medida matriculando a sus hijos en un centro educativo preescolar, pero los resultados sugieren que, a pesar de ello, no fueron capaces de insertarse en el mercado de trabajo. En el caso de las más educadas, sus altas tasas de empleo previas a la política hacían pensar de antemano que ésta no afectaría sus desempeños laborales. No obstante, la política no es neutral para estos hogares en la medida en que se observa un desplazamiento de plazas privadas por públicas.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección I se presentan los principales hallazgos de trabajos previos sobre el tema; en la sección II, las principales características del programa de universalización de la educación preescolar en Uruguay y los datos utilizados; en la sección III se discute la estrategia empírica utilizada; en la sección IV se presentan los principales resultados, y por último se consignan las conclusiones.

I. ANTECEDENTES

Desde la década de 1960 diversos estudios han señalado que existe interdependencia entre los hechos de que las mujeres decidan trabajar y tener hijos, de manera que la disponibilidad de cuidados formales e informales es una variable clave que media entre estas decisiones (se destacan los trabajos pioneros de Becker, 1960; Becker y Lewis, 1973; Willis, 1973). En la literatura económica se ha llevado a cabo una gran cantidad de trabajos empíricos que estiman la variación de la decisión de las mujeres de participar en el mercado

de trabajo según los costos de cuidado infantil. Anderson y Levine (2000), Blau y Carrie (2006) y Cascio et al. (2015) ofrecen una revisión de las estimaciones empíricas disponibles para países desarrollados. En particular, Anderson y Levine (2000) se enfocan en los resultados según el nivel educativo y encuentran que mientras la elasticidad estimada de la participación en el mercado de trabajo respecto de los costos de cuidado infantil varía entre -0.05 y -0.35 para mujeres con baja formación, las estimaciones disminuyen a medida que el nivel educativo aumenta. De esta manera se sugiere que para el primer grupo de mujeres (las menos formadas) el costo del cuidado tiene una importancia mayor a la hora de decidir su participación en el mercado de trabajo.

A nivel empírico, el principal desafío que enfrenta este tipo de estudios es la presencia de un doble problema de selección: la estimación del efecto de los factores que afectan la decisión de las mujeres para su participación en el mercado laboral y, dada la decisión de participar, la estimación del efecto de los factores que afectan la decisión de recurrir a sistemas formales de cuidado frente a la alternativa de redes informales (familiares, por ejemplo). Una aproximación común ha sido estimar los efectos del costo del cuidado sobre la oferta laboral femenina con una muestra de madres que trabajan y que pagan por servicios de cuidado, y luego aplicar correcciones por posibles sesgos de selección (véanse, por ejemplo, Connelly, 1992; Kimmel, 1995, y Ribar, 1992). Alternativamente, se han utilizado modelos estructurales para identificar los efectos del costo del cuidado sobre la oferta laboral femenina (Michalopoulos, Robins y Garfinkel, 1992, y Ribar, 1992) y se han explotado variaciones geográficas en los costos de cuidado (Blau y Robins, 1989) o no linealidades en los créditos impositivos para cuidado infantil (Averett y Hotchkiss, 1997).

Recientemente, varios estudios han explotado cambios exógenos en las políticas de servicios de cuidado, como la variación temporal y regional de un incremento masivo de oferta de plazas o cambios en los precios de los servicios. Los resultados obtenidos son diversos. Mientras que algunos encuentran que incrementar el acceso a servicios de cuidado infantil tiene un efecto positivo y significativo sobre el empleo de las madres (Schlosser, 2006, en Israel; Berlinski y Galiani, 2007, en Argentina; Lefebvre y Merrigan, 2008, y Baker, Gruber y Milligan, 2008, en Quebec; Nollenberger y Rodríguez-Planas, 2011, en España, y Calderón, 2014, en México), otros encuentran sólo un efecto importante y significativo sobre madres solteras,

pero muy reducido o nulo sobre madres casadas (Cascio, 2009, en los Estados Unidos; Goux y Maurin, 2010, en Francia, y Havnes y Mogstad, 2011, en Noruega). Finalmente, el trabajo de Fitzpatrick (2010) no encuentra ningún efecto sobre la inserción laboral de las madres cuando analiza una política de subsidios al cuidado, implementada en algunas regiones de los Estados Unidos.

La evidencia para países de América Latina es mucho menor. Los resultados disponibles indican que, salvo en el caso de Chile, los efectos de una mayor disponibilidad de servicios de cuidado son positivos sobre la oferta laboral de las madres.¹ Para Uruguay, Araya, Colacce y Vázquez (2011) simulan los efectos sobre la oferta laboral de una política de cuidado infantil que torne obligatoria la asistencia a tiempo completo para los niños de cuatro a 12 años y a tiempo parcial para los de dos y tres años. Los autores encuentran que estas políticas incrementan la participación laboral de las madres 6.6 puntos porcentuales, y la utilización de servicios de cuidado, 8.8 puntos. Asimismo, el aumento es mayor en el caso de las madres de menores ingresos (su participación laboral aumenta 17.7 puntos porcentuales, y la utilización de servicios de cuidado, 12.9). No obstante, también señalan que para las madres de niños menores de dos años el aumento de la oferta de cuidado no es suficiente para incrementar la participación laboral ni la utilización de servicios.

Los factores contextuales son relevantes para entender las heterogeneidades en los resultados entre países, dado que actúan como mediadores de las políticas. Por lo tanto, la diversidad de resultados puede tener distintas explicaciones, como diferencias en la participación laboral femenina anteriores a la implementación de la política, diferencias en el grado de acceso a servicios alternativos de cuidado (no formal o privado) y en la edad de los niños afectados, la presencia y generosidad de otras políticas de soporte a las familias con hijos pequeños como las licencias maternas, factores culturales respecto de la división de los roles, y las características del mercado de trabajo (Cascio et al., 2015).

II. INFORMACIÓN SOBRE EL PROGRAMA Y LOS DATOS UTILIZADOS

El programa de universalización de la educación inicial desplegado en Uruguay a mediados de la década de 1990 fue entendido como una política social que buscaba igualar las oportunidades de acceso a la educación inicial de

¹ Una sistematización exhaustiva de los estudios realizados a nivel regional sobre el tema puede encontrarse en Araya et al. (2011).

todos los niños de cuatro y cinco años. Se propuso como meta alcanzar 95% de cobertura en niños de cinco años y 74% en los de cuatro (Administración Nacional de Educación Pública [ANEP], 2000). Los niveles de cobertura de la educación inicial en la actualidad son casi universales y destacan entre los más altos de la región; incluso son comparables con los que exhiben los países más desarrollados (ANEP, 2009). A continuación se presentan las principales características del programa.

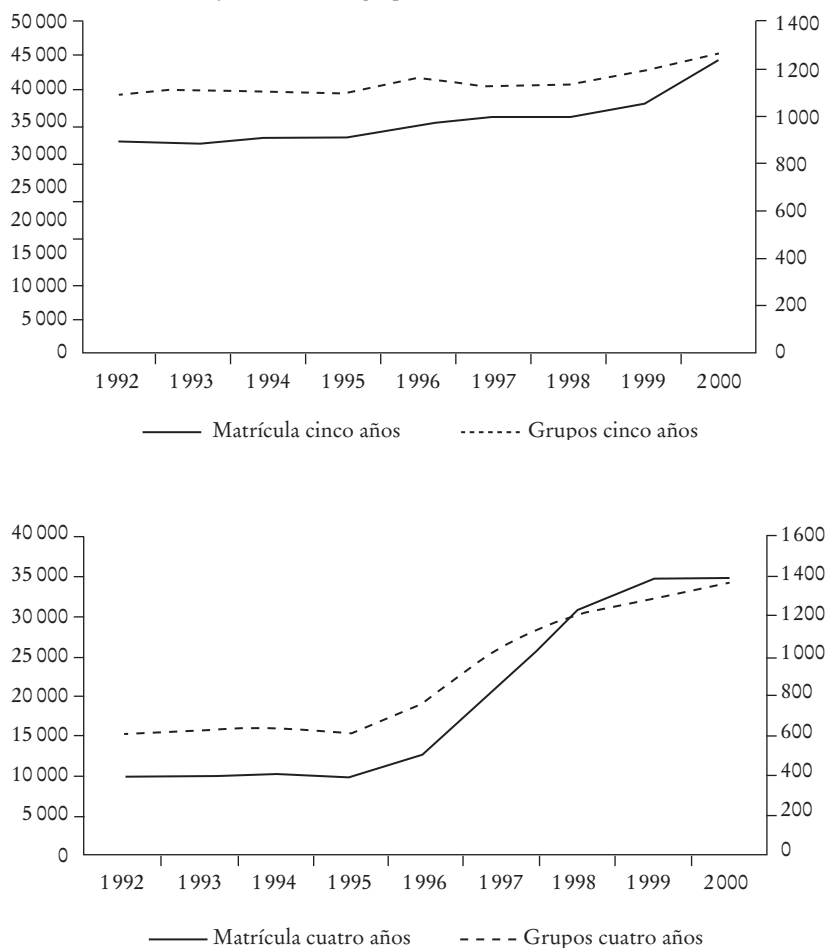
1. Programa de universalización de la educación inicial

En 1995, en el marco de una reforma educativa más amplia, la ANEP se propuso llevar adelante un plan de universalización de la educación inicial de niños de cuatro y cinco años de edad. El sistema público tradicional se divide en dos turnos de cuatro horas (mañana y tarde), durante cinco días a la semana, entre marzo y diciembre. Las clases de educación inicial generalmente se dividen en dos niveles, cuatro y cinco años,² obligatorios desde 2009 y 1998, respectivamente, aunque no existen sanciones para el incumplimiento en el periodo considerado.

En los documentos oficiales se señaló la falta de infraestructura educativa como la principal restricción para alcanzar el objetivo de universalización, por lo cual en 1996 la ANEP comenzó un ambicioso plan de construcción de aulas para preescolares. A nivel público existen dos modalidades de atención a los niños de cuatro y cinco años: en escuelas comunes con grupos de educación inicial (denominados “jardinera”) y en jardines de infantes únicamente para los niveles de tres a cinco años. No obstante, el programa se expande principalmente en la primera modalidad (ANEP, 2000). La forma de expansión de nuevas plazas (92% de las nuevas aulas) se realizó de dos maneras: bien se incorporaron grupos de jardinera en escuelas comunes ya existentes, o se incluyeron estos grupos al momento de construir una nueva escuela. Un porcentaje menor del crecimiento de las aulas previstas se dio a partir de la remodelación de las aulas existentes (8%). Esto redundó en un importante incremento de la cantidad de grupos habilitados cada año para la educación inicial, también acompañado por un incremento en la matrícula, principalmente de niños de cuatro años, que partía de niveles de cobertura más bajos (véase la gráfica 1).

² Existen algunos grupos conjuntos para niños de cuatro y cinco años, pero que no pueden identificarse con la información disponible.

GRÁFICA 1. *Matrícula de niños de cuatro y cinco años y cantidad de grupos en escuelas urbanas*



FUENTE: elaborado con base en datos del Departamento de Estadísticas de la ANEP.

Cabe señalar que si bien el programa apuntó a niños de cuatro y cinco años, la situación de partida fue muy distinta. En efecto, entre 1992 y 1995 existían cerca de 800 grupos de educación inicial para niños de cinco años en escuelas comunes urbanas del país, no para grupos de cuatro años en ellas. La escasa cobertura pública que se daba a este grupo de niños estaba concentrada en jardines de infantes (centros separados de las escuelas comunes). La

relación entre la matrícula de niños de cinco y cuatro años pasó de ser 3.3 veces en 1992 a 1.2 en 1999, y a partir de allí se mantuvo estable.

El plan, desplegado entre 1996 y 1999, dio prioridad a la construcción en zonas de alto crecimiento demográfico de la población en edad escolar durante el periodo intercensal (la costa del departamento de Canelones, el departamento de Maldonado y el departamento de San José), las zonas con altas carencias sociales e importantes déficits en inversión física (los departamentos de Paysandú y Salto) y los departamentos próximos a zonas fronterizas, donde se requería reforzar la identidad cultural (Artigas y Rivera). Esto implicó una importante heterogeneidad en la expansión de plazas en el país (véase el cuadro 1). Cabe señalar que, entre las zonas priorizadas, sólo los departamentos de Artigas, Salto y Rivera presentan altos niveles de carencias en términos de las condiciones de vida de su población, medidos a través del indicador de necesidades básicas insatisfechas (NBI), las cuales, a su vez, son persistentes en el tiempo según la información censal.³ Por su parte, los de Maldonado y Canelones se encuentran entre los de menores porcentajes relativos, sólo superados por tres de los 19 departamentos y la capital del país.

Antes de que iniciara el plan, 35% de los niños de entre cuatro y cinco años que vivían en localidades de 5 000 o más habitantes no asistía a ningún tipo de institución educativa (el porcentaje supera 40% cuando se excluye a la capital del país) (véase el cuadro 2). En 1999 se estaba cerca de alcanzar las metas previstas de cobertura (95 y 74% para cinco y cuatro años, respectivamente), mismas que fueron superadas en el año 2000 en el caso de los niños de cuatro años.

Esta tendencia a la universalización implicó cerrar la brecha entre distintos sectores de ingreso de la población. Mientras que en 1995 el porcentaje de asistencia a un centro de educación inicial (público o privado) entre niños de cuatro y cinco años era de 87.5 y 43.6% para el último y primer cuartil de ingresos, respectivamente, en el año 2000 eran de 95.9 y 68.6 por ciento.

³ Véase el “Atlas sociodemográfico y de la desigualdad en Uruguay”, fascículo 1. Disponible en: http://www.ine.gub.uy/documents/10181/34017/Atlas_fasciculo_1_NBI_versionrevisada.pdf/57ea17f9-3fd9-4306-b9ca-948abc7fab73

CUADRO 1. *Variación del número de grupos en escuelas urbanas entre 1995 y 2000 y participación del departamento en el total*

<i>Departamentos</i>	<i>Cuatro años</i>		<i>Cinco años</i>	
	<i>Incremento de grupos</i>	<i>Participación del departamento</i>	<i>Incremento de grupos</i>	<i>Participación del departamento</i>
Montevideo	2.10	0.35	1.07	0.16
Artigas	5.02	0.05	1.58	0.09
Canelones	2.56	0.15	1.23	0.19
Cerro Largo	2.16	0.02	1.27	0.05
Colonia	1.97	0.02	1.09	0.03
Durazno	1.99	0.02	1.04	0.01
Flores	0.98	0.00	0.88	−0.01
Florida	2.13	0.02	0.96	−0.01
Lavalleja	1.44	0.01	0.74	−0.05
Maldonado	2.74	0.05	1.62	0.14
Paysandú	3.63	0.05	1.67	0.14
Río Negro	1.97	0.03	1.01	0.00
Rivera	2.25	0.05	1.32	0.08
Rocha	1.78	0.02	1.02	0.00
Salto	3.93	0.05	1.38	0.09
San José	3.29	0.04	1.27	0.05
Soriano	3.02	0.02	0.90	−0.02
Tacuarembó	1.62	0.04	1.25	0.05
Treinta y Tres	1.54	0.02	1.00	0.00
<i>Total</i>	<i>2.22</i>	<i>1.00</i>	<i>1.16</i>	<i>1.00</i>

FUENTE: elaborado con base en datos del Departamento de Estadísticas Educativas de la ANEP.
La variación del número de grupos fue obtenida como: número de grupos en 2000/número de grupos en 1995.

CUADRO 2. *Porcentaje de asistencia a algún centro de enseñanza por año y edad. Localidades de 5 000 o más habitantes*

	<i>Cuatro años</i>		<i>Cinco años</i>		<i>Total</i>	
	<i>Asiste</i>	<i>No asiste</i>	<i>Asiste</i>	<i>No asiste</i>	<i>Asiste</i>	<i>No asiste</i>
1992	50.9	49.1	77.5	22.5	63.6	36.4
1993	49.6	50.4	79.8	20.2	65.0	35.0
1994	53.7	46.3	79.6	20.4	66.8	33.2
1995	54.6	45.4	82.1	17.9	68.2	31.8
1996	55.9	44.1	82.5	17.5	70.1	29.9
1997	64.3	35.7	88.8	11.2	77.1	22.9
1998	67.8	32.2	87.7	12.3	77.6	22.4
1999	71.0	29.0	90.8	9.2	80.5	19.5
2000	75.6	24.4	92.4	7.6	84.4	15.6

FUENTE: ECH.

CUADRO 3. *Tipo de institución a la que asisten. Localidades de 5000 o más (porcentaje)*

	<i>Cuatro años</i>		<i>Cinco años</i>		<i>Total</i>	
	<i>Pública</i>	<i>Privada</i>	<i>Pública</i>	<i>Privada</i>	<i>Pública</i>	<i>Privada</i>
1992	42.3	57.7	68.4	31.6	57.5	42.5
1993	42.9	57.1	67.4	32.6	58.3	41.8
1994	47.9	52.1	71.8	28.2	62.3	37.7
1995	55.2	44.8	72.1	28.0	65.2	34.8
1996	49.8	50.2	68.6	31.4	61.6	38.4
1997	65.2	34.9	76.5	23.5	71.9	28.1
1998	65.0	35.0	79.0	21.0	72.8	27.2
1999	66.8	33.2	76.9	23.2	72.2	27.8
2000	69.5	30.5	81.5	18.5	76.4	23.6

FUENTE: ECH.

En el año 2000 el subsistema público representaba un porcentaje elevado de la cobertura total (en torno de 80%), mientras que antes de la reforma era menor, particularmente para los niños de cuatro años (en torno de 50%) (véase el cuadro 3). Así, en un contexto de crecimiento de la matrícula de los niños en este tramo de edad, se incrementa fuertemente el peso del subsistema público.

Este hecho, que ha de tenerse en cuenta en la medida en que el efecto teórico sobre la oferta laboral femenina (empleo y horas de trabajo) que un subsidio implícito de este tipo implica, es ambiguo, debido a que este alivio a la restricción presupuestal de los hogares puede producir simplemente un cambio de la provisión privada del servicio al público.

2. Datos utilizados

En este trabajo se utilizan principalmente los microdatos de las ECH de 1990 a 1999. En este periodo las ECH son representativas de las zonas urbanas, con 5 000 o más habitantes. Cabe señalar que en el caso de Uruguay dichas zonas urbanas representan una porción relevante de la población total (en torno de 90%). A partir de los microdatos de las ECH de 1990 a 1999 se construye un *pool* de datos transversales a nivel de individuos con una muestra de mujeres de entre 18 y 49 años, al menos con un hijo de entre cuatro y cinco años. Este tramo de edad de las madres es considerado relevante para el análisis del impacto sobre la oferta laboral femenina.⁴ Dado que para las ECH en el periodo analizado las relaciones de parentesco están definidas en relación con el jefe del hogar, se trabajó con los hogares monoparentales de jefatura femenina, y en el caso del resto de los tipos de hogar se seleccionó a aquellos en los que el jefe (de entre 18 y 59 años) tuviera al menos un hijo de cuatro o cinco años. En este último caso se supondrá que la madre del niño es la cónyuge del jefe en caso de que la jefatura sea masculina. La muestra así definida contiene 13 683 madres correspondientes a 14 453 niños de cuatro y cinco años.

La ECH permite identificar datos relevantes de las madres en lo que respecta a nivel educativo y condición laboral. Gracias a los datos disponibles en Uruguay es posible distinguir si los niños que asisten al sistema educativo acuden a una institución pública o privada, lo cual permite evaluar la medi-

⁴Se entiende que este es el tramo relevante de madres con hijos en estos intervalos de edades, e igualmente cubre a casi todos los hogares con niños de cuatro y cinco años en nuestra muestra.

da en que la política generó un desplazamiento de asistencia a centros privados o, más bien, del uso de redes informales de cuidado entre aquellas madres que ya estaban trabajando. No obstante, la ECH también presenta algunas limitaciones. Una de las principales radica en que no se dispone de la fecha de nacimiento de los niños sino solamente de su edad; por ejemplo, los niños de cuatro años pueden ingresar a la educación inicial pública si cumplen esta edad antes del 30 de abril de cada año, de manera que nuestras estimaciones pueden subestimar el impacto de la expansión de plazas en la asistencia de la cohorte de cuatro años en la medida en que no se tendrá en cuenta a los niños que al momento de la encuesta tengan tres años pero que pueden cumplir cuatro antes del 30 de abril de ese periodo.

Las plazas de educación inicial disponibles por cohorte se obtienen de datos suministrados por el Departamento de Estadísticas Educativas de la ANEP. Son aproximadas a partir del cociente entre el número de grupos abiertos por año y el departamento para niños de cuatro y cinco años en escuelas comunes de zonas urbanas, multiplicado por un tamaño estándar de grupo de 30 alumnos en el caso de cinco años y de 25 en el caso de cuatro.

Finalmente, las plazas se normalizan por el tamaño de cada cohorte. Para tal fin, se utilizaron datos de proyecciones de población urbana en localidades de 5 000 habitantes o más por edades simples, departamento y año del Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

III. ESTRATEGIA EMPÍRICA

A nivel empírico, como se adelantó, el principal desafío que enfrenta este tipo de estudios es la estimación del efecto de los factores que afectan la decisión de las mujeres de participar en el mercado laboral⁵ y, dada la decisión de participar, la estimación del efecto de los factores que afectan la decisión de utilizar sistemas formales de cuidado frente a la alternativa de redes informales (de familiares o cuidadoras no tituladas, por ejemplo).⁶ Con el fin de identificar el efecto de la extensión de plazas preescolares públicas en las tasas de asistencia y en la participación laboral femenina, en el

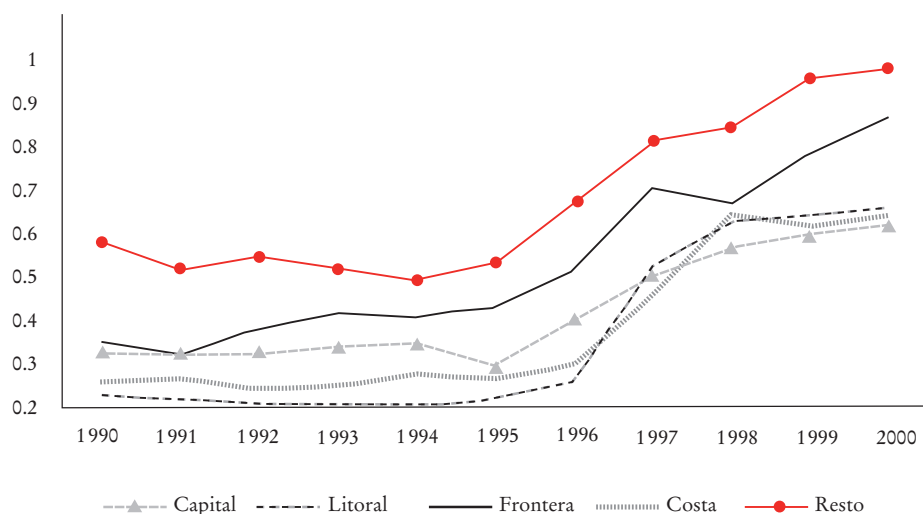
⁵ El problema obedece a que no es posible observar, por ejemplo, el salario que ganaría cada mujer en el mercado de trabajo (un factor determinante de la decisión de trabajar), ya que sólo se tiene información sobre las que están efectivamente trabajando.

⁶ En este caso no es posible observar el precio de cuidado que enfrentaría cada mujer, ya que sólo se observa el precio que pagan las que hacen uso efectivo del servicio.

presente estudio se explota la variabilidad en el tiempo y por región (departamentos) en la disponibilidad de plazas. Dicha variabilidad se deriva de los tiempos de despliegue y las priorizaciones de la reforma educativa que implicó un fuerte plan de construcciones de aulas entre 1995 y 1999.

Los principales antecedentes de esta metodología se encuentran en los trabajos de Duflo (2001) y Berlinski y Galiani (2007), quienes realizan un análisis similar para el caso de Argentina. No obstante, a diferencia de este trabajo, en Uruguay se dispone de información sobre la asistencia de los niños a centros públicos o privados, lo que permite estimar los posibles efectos desplazamiento de la política.

GRÁFICA 2. Stock de plazas para niños de cuatro años en educación inicial (plazas normalizadas por el tamaño de la cohorte), 1990-1999^a



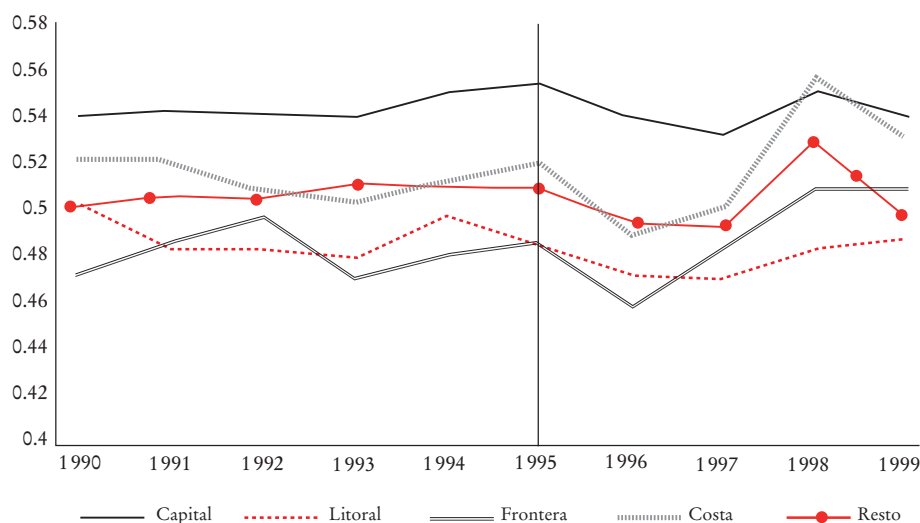
^a *Litoral* comprende Paysandú y Salto; *frontera*, Artigas, Rivera y Cerro Largo; *costa*, Canelones, San José y Maldonado; *resto* son los demás departamentos, salvo Montevideo; *capital* comprende Montevideo.

FUENTE: elaborado con base en la ECH.

Como se observa en la gráfica 2, si bien antes de la reforma existen diferencias en la disponibilidad de plazas entre regiones (especialmente entre la capital y el resto de las regiones), el número de plazas se mantuvo relativamente estable tanto para las regiones que recibieron prioridad como para el resto. A partir de 1995, en cambio, el número de plazas se expande de ma-

nera generalizada, pero con mayor intensidad en las zonas priorizadas (frontera, litoral, costa). Esta expansión diferencial llevó a un acortamiento de las brechas entre regiones.⁷

GRÁFICA 3. *Tasa de empleo de mujeres con niños de cuatro y cinco años por región, 1990-1999*



FUENTE: elaborado con base en la ECH.

Dado que la estrategia de identificación utilizada explota la expansión diferenciada en los servicios educativos, puede surgir un posible sesgo si la expansión educativa se enfoca en mayor medida en regiones con un menor grado de desarrollo relativo y menores posibilidades de empleo. Cabe resaltar en este punto dos consideraciones. Primero, si bien la estrategia de expansión de plazas, como se señaló previamente, siguió una serie de criterios que no parecen indicar que la prioridad tuviera que ver exclusivamente con el desarrollo relativo de las regiones, se priorizaron también zonas por su crecimiento en términos de la población en edad escolar y los departamentos próximos a zonas fronterizas. En segundo lugar, en la gráfica 3 se presenta la evolución de la tasa de empleo de mujeres con hijos de entre cuatro y cinco años para las mismas regiones consideradas con anterioridad. Como

⁷ Un patrón similar se encuentra para las plazas de cinco años. En este caso, como la cobertura ya era inicialmente alta en todas las regiones, las diferencias son menos notorias y difíciles de identificar gráficamente.

se muestra, no se observan diferencias importantes entre regiones en las tendencias del empleo antes de la reforma.

Si se considera que la asistencia de niños de cuatro y cinco años al sistema educativo es el objetivo central de la política analizada y debido a que sólo es posible afectar la oferta laboral femenina si en primer lugar se ve afectada la asistencia escolar, un primer paso consiste en la estimación del efecto de la política sobre la probabilidad de asistencia a un centro preescolar. En concreto, se estima la siguiente ecuación:

$$A_{ijt} = \alpha_o + X'_{ijt} \alpha_1 + Z'_{jt} \alpha_2 + \beta Stock_plazas_{jt} + \gamma_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

donde A_{ijt} es la proporción de niños de cuatro y cinco años que asisten a un centro de educación inicial (pública o privada) en el hogar i , del departamento j en el periodo t . X_{ijt} es un vector de características exógenas individuales y del hogar como la edad y el nivel educativo de la madre, la composición del hogar y la presencia de otros menores de 18 años. Z_{jt} es un vector de variables regionales que cambian con el tiempo como el desempleo por departamento. $Stock_plazas_{jt}$ mide la disponibilidad de plazas en el departamento j al momento t . El parámetro β captura el efecto de la política sobre la asistencia y es, por lo tanto, nuestro coeficiente de interés. γ_j y σ_t son efectos fijos por departamento y por año que se suponen independientes del término de error u_{ijt} .

Una vez considerado el impacto sobre la asistencia, en el segundo paso se estima el efecto de la política sobre el empleo de las madres mediante la siguiente ecuación:

$$Y_{ijt} = \alpha_o + X'_{ijt} \alpha_1 + Z'_{jt} \alpha_2 + \beta Stock_plazas_{jt} + \gamma_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

donde Y_{ijt} es una variable *dummy* que toma valor uno si la madre i que reside en la región j al momento t está empleada y cero en otro caso (también se analiza la tasa de actividad y las horas trabajadas). El resto de las variables son definidas como en la ecuación (1). En este caso, el parámetro β captura el efecto de la política sobre la probabilidad de empleo de las madres con niños afectados por la expansión de plazas públicas. Dado que el efecto causal del programa, medido a través de β , supone un perfecto *take up* de las

plazas, la estimación previa de la ecuación (1) permite comprobar esta hipótesis y, eventualmente, ajustar la interpretación del efecto de la política sobre el empleo según el efecto que haya tenido sobre la asistencia.

Ambas ecuaciones se estiman por MCO. En el caso de los desempeños del mercado de trabajo, al ser variables dicotómicas también se estimaron modelos no lineales, pero no se encontraron diferencias relevantes.⁸

Un aspecto importante es que la asignación al tratamiento se realiza de acuerdo con la forma en que se extienden las plazas en el territorio. Un problema podría surgir si la velocidad de implementación de la política en las distintas regiones estuviera correlacionada con el resultado que se quiere medir. Por ejemplo, si los departamentos con mayor demanda de servicios de cuidado fueran los primeros en expandir el número de plazas. Con el objetivo de descartar un posible problema de endogeneidad en la implementación de la política se realizan varias pruebas de robustez.

IV. RESULTADOS

En este apartado se presentan los principales resultados del trabajo: sobre la asistencia de los niños de cuatro y cinco años; sobre el empleo de las madres, y sobre la actividad y las horas trabajadas de las madres.

1. Impacto de la expansión de plazas públicas sobre la asistencia a un centro educativo preescolar

Si bien el porcentaje de asistencia a un centro educativo escolar de los niños de cuatro y cinco años era de 67% en media en el año anterior a la implementación del plan de construcciones, existen importantes diferencias por grupos de edades: mientras que el de asistencia a un centro preescolar era de 81% en el caso de los niños de cinco años, ascendía a 54% en el de los niños de cuatro años (véase el cuadro A1). Asimismo, cuando se considera la asistencia a centros públicos, los porcentajes son menores, pues pasan a 58 y 29%, respectivamente, lo cual indica el importante peso del subsistema privado en estos tramos de edad antes de la reforma. Los resultados de la estimación de la ecuación (1) serán analizados para el total de niños afectados por la reforma (panel *a*) y en particular para los

⁸ Las estimaciones de los modelos probit pueden solicitarse a las autoras.

de cuatro años (panel *b*), al tiempo que se distinguirán los efectos en el sistema público y privado y en la asistencia total.

En el cuadro 4 se presenta el resultado de estimar el efecto de la expansión de plazas sobre la probabilidad de asistencia a un centro educativo preescolar (ecuación [1]) estimada por MCO. En la columna 1 sólo se controla por efectos fijos por año y la 2 agrega efectos fijos por departamentos. En la 3 se permite la existencia de tendencias específicas por departamento según el nivel de partida de asistencia a un centro preescolar público para los niños de cuatro y cinco años. Las columnas 4, 5 y 6 agregan controles por características de la madre (tramos de edad y tramos educativos), del hogar (presencia del padre, menores de entre seis y 18 años, otros adultos y menores de cuatro años) y del desempleo del departamento, respectivamente.

Las estimaciones de la ecuación (1) sin condicionar indican que la expansión de plazas tuvo un efecto negativo, aunque no significativo, sobre la asistencia total a un centro preescolar, explicado por efectos de signo contrario y estadísticamente significativos en la probabilidad de asistencia a un centro público y privado. Dado que el programa implicó la expansión más rápida en algunos departamentos que en otros, cuando se agregan efectos fijos por departamentos el impacto total sobre la asistencia se torna positivo. El coeficiente presentado en la primera fila de la columna 2 indica que por cada nueva plaza pública ofrecida para niños de cuatro y cinco años, la asistencia a un centro educativo preescolar aumenta 17 puntos porcentuales (33 puntos en el caso de los niños de cuatro años). El efecto encontrado sobre la asistencia en el caso de los niños de cuatro años es relativamente bajo. La referencia más cercana, el trabajo de Berlinski y Galini (2007) para el caso argentino de una política similar, muestra un impacto sustancialmente mayor, de 82 puntos porcentuales. Entre las posibles explicaciones se encuentra que, además de partir de un nivel medio de asistencia más alto,⁹ en Uruguay la expansión de plazas públicas habría generado también un efecto desplazamiento de asistencia a un centro privado (estimaciones presentadas en las filas 2 y 3 del panel *a*).

⁹ En Argentina el porcentaje de niños de entre tres y cinco años que asistían a un centro preescolar antes de la reforma era de 43%, y en Uruguay, de 67%, aunque sólo 43% lo hacía a un centro preescolar público. En el caso de Argentina no se dispone de información que distinga entre el carácter público y privado del servicio.

CUADRO 4. Efecto sobre la asistencia a un centro educativo ^a

Variable dependiente: asistencia a un centro educativo.
Se presenta el coeficiente de la variable: Stock Plazas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Muestra: niños de cuatro y cinco años</i>						
<i>Total</i>	-0.12 [0.09]	0.17 [0.12]	0.17 [0.12]	0.16 [0.12]	0.14 [0.12]	0.12 [0.11]
<i>Público</i>	0.38*** [0.07]	0.35* [0.20]	0.34* [0.19]	0.35* [0.20]	0.34 [0.20]	0.32 [0.19]
<i>Privado</i>	-0.50*** [0.13]	-0.17 [0.10]	-0.17* [0.10]	-0.19* [0.11]	-0.20* [0.10]	-0.20* [0.10]
<i>N</i>	14 453	14 453	14 453	14 453	14 453	14 453
<i>Muestra: niños de cuatro años</i>						
<i>Total</i>	-0.1 [0.09]	0.33*** [0.10]	0.35*** [0.10]	0.32*** [0.10]	0.31*** [0.11]	0.31** [0.11]
<i>Público</i>	0.21** [0.08]	0.47*** [0.14]	0.49*** [0.14]	0.46*** [0.14]	0.46*** [0.15]	0.45*** [0.15]
<i>Privado</i>	-0.31*** [0.10]	-0.13 [0.08]	-0.14* [0.08]	-0.14* [0.08]	-0.15* [0.08]	-0.14 [0.08]
<i>N</i>	7 221	7 221	7 221	7 221	7 221	7 221
<i>Efectos fijos por año</i>	●	●	●	●	●	●
<i>Efectos fijos por departamento</i>		●	●	●	●	●
<i>Tendencia por departamento</i>			●			
<i>Características de la madre</i>				●	●	●
<i>Composición del hogar</i>					●	●
<i>Desempleo del departamento</i>						●

^a La columna 1 sólo se controla por efectos fijos por año. La columna 2 agrega efectos fijos por departamento. En la columna 3 se permite la existencia de tendencias específicas por departamento según el nivel de partida de asistencia a un centro preescolar público para niños de cuatro y cinco años. Las columnas 4, 5 y 6 agregan controles por características de la madre (tramos de edad y tramos educativos), del hogar (presencia del padre, menores entre seis y 18 años, otros adultos y menores de cuatro años) y del desempleo del departamento, respectivamente. Se utilizaron clústers por departamentos para ajustar los errores estándar. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

FUENTE: estimaciones realizadas con microdatos de la ECH 1990-1999.

Cuando se descompone el efecto total en la asistencia a centros públicos y privados, se encuentra un incremento de la asistencia a centros públicos de 47 puntos porcentuales, en tanto a los centros privados se produce una caída en torno a 13 puntos porcentuales (véanse la segunda y la tercera fila de la columna 2).

En las siguientes columnas se presentan diferentes especificaciones con el objetivo de descartar posibles sesgos en nuestros resultados. En primer lugar, en la columna 3 se considera el hecho de que los diferentes departamentos parten de distintos niveles de cobertura preescolar, lo que podría dar lugar a un ritmo de expansión diferente de la asistencia a un centro preescolar. Si ese crecimiento estuviera sistemáticamente correlacionado con el ritmo de implementación del programa, las estimaciones presentadas en la columna 2 podrían estar sesgadas al alza. Es decir, estaríamos atribuyendo un resultado mayor al programa. Por tal motivo, de acuerdo con Berlinski y Galiani (2007) y Duflo (2001), se interactúan las tasas de matrícula existentes en cada departamento antes de la reforma (1994-1995) por variables dicotómicas por año. Como muestran los resultados presentados en la columna 3, que se permitan diferentes tendencias según el nivel de cobertura de partida por departamento no afecta en forma importante el tamaño ni la significación del efecto estimado. Adicionalmente, los resultados presentados en las columnas 4, 5 y 6 indican que el modelo base con efectos fijos es robusto a la incorporación de variables que controlan por las características de la madre, la composición del hogar y las tendencias del mercado laboral del departamento, por lo que la relación entre la disponibilidad de plazas y la matrícula previa al despliegue de la política puede ser vista como causal.

Es pertinente notar que en el caso uruguayo se detectan importantes diferencias en la asistencia por características del hogar, en particular por el nivel educativo de la madre. Por ejemplo, en 1995 el 53.2% de las madres con menos de nueve años de educación enviaba a sus hijos de cuatro y cinco años a algún centro de educación inicial; este porcentaje ascendía a 91.5% en el caso de las madres con más de 12 años de educación. Las de calificación media (entre nueve y 12 años de educación) se encontraban en una situación intermedia. Nuevamente, los porcentajes son menores en el caso de los centros públicos. Por lo tanto, el impulso a la educación inicial pública que se produce desde 1996 podría influir en dos sentidos: que se afecte la asistencia total de los niños de cuatro años, en particular hijos de madres

menos calificadas, y que se produzca un efecto sustitución entre los servicios privados y los públicos, principalmente en el caso de los niños con madres de mayor calificación. Los datos disponibles para el final del periodo analizado son consistentes con esta hipótesis (véase el cuadro A1).

En el cuadro 5 se testea esta hipótesis con el análisis del impacto de la expansión de plazas en la asistencia de los niños de cuatro y cinco años según los años de educación de la madre. Como se observa, los efectos son positivos sólo en el caso de las madres de hasta 12 años de educación. El efecto es algo mayor en el caso de las madres de calificación media. En el caso de las madres más calificadas, los datos sugieren que se produjo un efecto sustitución total entre las plazas públicas y privadas.

CUADRO 5. *Análisis por tramos educativos*^a

*Variable dependiente: asistencia a un centro educativo
(público o privado). Por calificación de la madre*

<i>Niños de cuatro y cinco años</i>			
<i>Stock Plazas</i>	<i>Menos de nueve años</i>	<i>Entre nueve y 12 años</i>	<i>Más de 12 años</i>
<i>Total</i>	0.08 [0.13]	0.22 [0.16]	-0.11 [0.20]
<i>Público</i>	0.18 [0.15]	0.50** [0.23]	0.21 [0.44]
<i>Privado</i>	-0.1 [0.09]	-0.28** [0.12]	-0.33 [0.41]
<i>N</i>	6 942	6 942	6 942
<i>Niños de cuatro años</i>			
<i>Stock Plazas</i>	<i>Menos de nueve años</i>	<i>Entre nueve y 12 años</i>	<i>Más de 12 años</i>
<i>Total</i>	0.32** [0.14]	0.28** [0.13]	0.00 [0.14]
<i>Público</i>	0.35** [0.16]	0.37 [0.23]	0.54 [0.32]
<i>Privado</i>	-0.03 [0.05]	-0.09 [0.14]	-0.53 [0.33]
<i>N</i>	3 433	3 433	3 433

^aSe controla por efectos fijos por año y por departamentos, así como por características de la madre (tramos de edad y tramos educativos) y del hogar (presencia del padre, menores de entre seis y 18 años, otros adultos y menores de cuatro años). Se utilizaron clústers por departamentos para ajustar los errores estándar. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

FUENTE: estimaciones realizadas con microdatos de la ECH 1990-1999.

CUADRO 6. Efecto sobre el empleo

Variable dependiente: dummy igual a uno si la madre trabaja

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Muestra: niños de cuatro y cinco años</i>						
<i>Stock Plazas</i>	-0.09	-0.05	-0.03	-0.05	-0.05	-0.07
	[0.09]	[0.07]	[0.06]	[0.06]	[0.06]	[0.07]
<i>N</i>	13 683	13 683	13 683	13 683	13 683	13 683
<i>Muestra: niños de cuatro años</i>						
<i>Stock Plazas</i>	-0.06	0.01	0.01	0.01	0.00	-0.03
	[0.06]	[0.10]	[0.10]	[0.09]	[0.08]	[0.09]
<i>N</i>	7 154	7 154	7 154	7 154	7 154	7 154
<i>Efectos fijos por año</i>	•	•	•	•	•	•
<i>Efectos fijos por departamento</i>		•	•	•	•	•
<i>Tendencia por departamento</i>			•			
<i>Características de la madre</i>				•	•	•
<i>Composición del hogar</i>					•	•
<i>Tasa de desempleo por departamento</i>						•

^a La columna 1 sólo se controla por efectos fijos por año. La columna 2 agrega efectos fijos por departamento. En la columna 3 se permite la existencia de tendencias específicas por departamento según el nivel de partida de asistencia a un centro preescolar público para los niños de cuatro y cinco años. Las columnas 4, 5 y 6 agregan controles por características de la madre (tramos de edad y tramos educativos), del hogar (presencia del padre, menores de entre seis y 18 años, otros adultos y menores de cuatro años) y del desempleo del departamento, respectivamente. Se utilizaron clústers por departamentos para ajustar los errores estándar. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

FUENTE: estimaciones realizadas con microdatos de la ECH 1990-1999.

CUADRO 7. *Efecto sobre el empleo por tramo educativo**Variable dependiente: dummy igual a uno si la madre trabaja*

<i>Muestra: niños de cuatro y cinco años</i>	<i>Menos de nueve años</i>	<i>Entre nueve y 12 años</i>	<i>Más de 12 años</i>
<i>Stock Plazas</i>	-0.08	-0.04	0.04
	[0.09]	[0.11]	[0.16]
<i>N</i>	6 528	4 966	2 148
<i>Muestra: niños de cuatro años</i>	<i>Menos de nueve años</i>	<i>Entre nueve y 12 años</i>	<i>Más de 12 años</i>
<i>Stock Plazas</i>	-0.01	0.05	-0.05
	[0.10]	[0.14]	[0.14]
<i>N</i>	3 406	2 585	1 142

^a Se controla por efectos fijos por año y por departamentos, así como por características de la madre (tramos de edad y tramos educativos) y del hogar (presencia del padre, menores entre seis y 18 años, otros adultos y menores de cuatro años). Se utilizaron clústers por departamentos para ajustar los errores estándar. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

FUENTE: estimaciones realizadas con microdatos de la ECH 1990-1999.

2. *Impacto de la expansión de plazas públicas sobre el empleo de las madres*

Los efectos moderados sobre la asistencia a centros preescolares presentados en la sección previa indican que de encontrarse impactos en el empleo de las madres los mismos pueden ser de escasa magnitud en términos medios, aunque también podrían existir efectos más importantes en algunos subgrupos de la población. Una particularidad del caso uruguayo es que la tasa de empleo femenino anterior a la reforma, y en particular la de madres de niños de entre cuatro y cinco años, ya era elevada (54%) en términos relativos con la región. En el caso de Argentina, por ejemplo, la tasa de empleo materno era de 38.7% antes de la expansión de plazas preescolares desplegada en un periodo similar.

En el cuadro 6 se presenta un análisis similar al realizado con la asistencia; en él se utiliza como variable dependiente el nivel de empleo de las madres (si la madre trabaja la variable toma el valor uno, y cero en otro caso, sin distinguir si está desempleada o inactiva). Cabe señalar que se considera tanto el empleo formal como el informal, es decir, independientemente de si hacen o no aportaciones a la seguridad social.

CUADRO 8. *Efecto sobre la actividad
y las horas trabajadas*

*Variable dependiente: dummy igual a uno si la madre tiene
o busca empleo; cantidad de horas trabajadas;
dummy igual a uno si trabaja más de 30 horas*

<i>Muestra: niños de cuatro y cinco años</i>	<i>Actividad</i>	<i>Horas trabajadas (total de madres)</i>	<i>Empleo full-time (total de madres)</i>	<i>Horas trabajadas (total de ocupadas)</i>	<i>Empleo full-time (total de ocupadas)</i>
<i>Stock Plazas</i>	-2.82	-0.1	-0.12	-1.71	-0.15
	[3.51]	[0.09]	[0.12]	[6.11]	[0.17]
<i>N</i>	13 607	13 683	13 683	7 118	7 233
<i>Muestra: Niños de cuatro años</i>	<i>Actividad</i>	<i>Horas trabajadas (total de madres)</i>	<i>Empleo full-time (total de madres)</i>	<i>Horas trabajadas (total de ocupadas)</i>	<i>Empleo full-time (total de ocupadas)</i>
<i>Stock Plazas</i>	-0.13	3.96	0.05	6.81	0.08
	[0.11]	[3.58]	[0.06]	[4.47]	[0.11]
<i>N</i>	7 154	7 118	7 154	3 664	3 725

^a Se controla por efectos fijos por año y por departamentos, así como por características de la madre (tramos de edad y tramos educativos) y del hogar (presencia del padre, menores entre seis y 18 años, otros adultos y menores de cuatro años). Se utilizaron clústers por departamentos para ajustar los errores estándar. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

FUENTE: estimaciones realizadas con microdatos de la ECH 1990-1999.

Como se observa, la expansión de plazas preescolares en centros educativos públicos no ha tenido efecto sobre el empleo total de las madres de niños de cuatro y cinco años en términos medios (incluso si se consideran las madres de niños de cuatro aisladamente), y este resultado es robusto a las distintas especificaciones.

A continuación, se considera que la política puede haber tenido un impacto heterogéneo según el nivel educativo de la madre. A las diferencias en la asistencia de hijos de madres con distinto nivel de calificaciones ya señaladas se agregan las importantes diferencias en las tasas de empleo para estos grupos de madres. En efecto, en el caso de aquellas con ocho o menos años de educación formal la tasa de empleo ascendía a 40% en 1995, en tanto que para las madres con más de 12 años de educación ascendía a 87% (véase el cuadro A2). En cambio, el promedio de horas trabajadas entre aquellas que se encuentran ocupadas es similar en los extremos de los tramos educativos: alrededor de 34 horas semanales. Las madres con educación de

entre nueve y 12 años trabajan en promedio cuatro horas semanales más. Pese a estas diferencias, tampoco se encontraron efectos en este caso (véase el cuadro 7).¹⁰

3. Impacto de la expansión de plazas públicas sobre la actividad y las horas trabajadas

El último aspecto analizado fue el posible impacto de la expansión de plazas sobre la actividad femenina y las horas trabajadas, y se consideraron dos aproximaciones: la cantidad de horas trabajadas y una *dummy* que indica si el empleo es *full-time* (empleo mayor a 30 horas) o *part-time* (menor o igual a 30 horas). Como se observa en el cuadro 8, no se encontraron efectos a nivel global sobre estas variables. Tampoco cuando se disgrega por nivel educativo de la madre.

Finalmente, dado que no se encontraron efectos en la actividad ni en el empleo de las madres, se espera que no se produzcan otros efectos, por ejemplo, en los salarios. Las estimaciones realizadas (no reportadas) confirman este extremo.

CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo es aportar evidencia sobre el impacto de un programa de expansión de plazas preescolares en el empleo de las madres en un país de ingresos medios con altas tasas de participación femenina en términos relativos, pero con un mercado laboral muy segmentado.

Nuestros resultados indican que la expansión de plazas preescolares habría tenido sólo un impacto moderado, el cual se explica por la mayor asistencia de los niños de cuatro años (especialmente de aquellos con madres de medio y bajo nivel educativo) que partían de niveles de cobertura mucho menores. La evidencia presentada en este trabajo sugiere que se produjo un efecto desplazamiento de asistencia a centros educativos privados hacia los públicos, en particular en niños cuya madre presenta un nivel educativo más alto. El efecto desplazamiento del sector privado a raíz de la expansión de plazas públicas o altamente subsidiadas ha recibido poca atención en la lite-

¹⁰ Se realizaron aperturas por presencia o no del padre, presencia de otros niños menores de cuatro años y madre mayor de 35 años, pero no se encontraron efectos sobre el empleo.

ratura. Nuestros resultados están en línea con los encontrados por Cascio (2015), quien, al analizar el impacto de una política de subsidios que buscó incrementar la matriculación de niños de cuatro años en los Estados Unidos, encontró un efecto sustitución en torno de 40 puntos porcentuales en el caso de los niños con madres más educadas. Sin embargo, en un estudio reciente para el caso de Brasil, Bastos y Straume (2016) encontraron que una fuerte expansión de los servicios públicos de preescolar no generó ningún impacto en la cantidad o la calidad de la provisión de servicios preescolares privados. Los autores explican el resultado por las diferencias en la disposición a pagar por servicios privados de educación en países con fuertes desigualdades de ingresos. En este sentido, cabe señalar que Uruguay es un país de relativamente baja desigualdad de ingresos en el contexto latinoamericano, con una educación pública percibida como de calidad, especialmente a niveles de preescolar y escolar.

En lo que refiere al empleo, no se encontraron resultados sobre el empleo medio de las madres ni en otras variables del mercado de trabajo. El grupo de madres sobre el cual pueden esperarse mayores efectos, en función de los resultados en la asistencia, es el de bajas calificaciones. No obstante, si bien las madres con bajas calificaciones parecen haber respondido en mayor medida a la política cuando matricularon a sus hijos en un centro público de educación preescolar, no se encontraron efectos sobre el empleo. Una posible explicación es que estas mujeres hayan encontrado dificultades para acceder a un puesto de trabajo que cubra su salario de reserva. En efecto, si las mujeres con bajas calificaciones acceden a puestos de trabajo con salarios muy bajos, la educación, aun cuando es gratuita, puede no producir un incentivo suficientemente importante como para incrementar la participación de estas madres en el mercado de trabajo. Hay que tener en cuenta que en los contextos de pobreza la división de roles está fuertemente arraigada (Encuesta de Nutrición, Desarrollo Infantil y Salud [ENDIS], 2015; Batthyány, 2008). Otra posible explicación es que la oferta educativa pública tiene un horario limitado (cuatro horas), lo que la hace compatible sólo con opciones de empleo muy flexibles o a tiempo parcial.

Por último, es importante resaltar que si bien la política no ha tenido impactos en el empleo, no implica que no tuviera efectos positivos sobre las madres. Cabe destacar que la liberación de tiempo dedicado al cuidado y a la liberación de recursos antes se destinaban a servicios privados.

APÉNDICE

CUADRO A1. *Porcentaje de niños de cuatro y cinco años que asisten a un centro preescolar. Total y discriminando por centros públicos y privados, 1995 y 2000*

<i>Variables</i>	<i>Media en 1995</i>	<i>Media en 2000</i>	<i>Var. en p. p.</i>	<i>Var. en porcentaje</i>
<i>Asistencia total a centros preescolares</i>	67.2	84.7	17.54	26.1
<i>Niños de cinco años</i>	81.2	92.2	10.99	13.5
<i>Niños de cuatro años</i>	53.6	75.3	21.65	40.4
<i>Asistencia a centros preescolares públicos</i>	43.4	65.8	22.45	51.7
<i>Niños de cinco años</i>	57.7	75.8	18.05	31.3
<i>Niños de cuatro años</i>	29.5	53.2	23.72	80.5
<i>Asistencia total a centros preescolares por calificación de la madre</i>				
<i>cero a ocho años de educación</i>	53.2	77.0	23.8	44.8
<i>nueve a 12 años de educación</i>	73.8	89.2	15.4	20.8
<i>más de 12 años de educación</i>	91.5	96.2	4.6	5.1
<i>Asistencia a centros preescolares públicos por calificación de la madre</i>				
<i>cero a ocho años de educación</i>	44.1	73.1	28.9	65.6
<i>nueve a 12 años de educación</i>	46.8	68.5	21.8	46.6
<i>más de 12 años de educación</i>	32.7	40.5	7.8	23.9

FUENTE: elaborado con base en la ECH.

CUADRO A2. *Tasa de empleo y promedio de horas semanales trabajadas de las madres de niños de 4 y 5 años*

	<i>Media en 1995</i>	<i>Media en 2000</i>	<i>Var. en p. p.</i>	<i>Var. en porcentaje</i>
<i>Tasa de empleo materno</i>	0.54	0.51	-0.03	-5.3
<i>Horas trabajadas</i>	35.9	34.6	-1.26	-3.5
<i>Tasa de empleo materno por calificación de la madre</i>				
<i>cero a ocho años de educación</i>	0.40	0.37	-0.03	-6.5
<i>nueve a 12 años de educación</i>	0.57	0.55	-0.02	-2.8
<i>más de 12 años de educación</i>	0.87	0.84	-0.03	-3.6
<i>Horas trabajadas por calificación de la madre</i>				
<i>cero a ocho años de educación</i>	34.4	28.9	-5.53	-16.1
<i>nueve a 12 años de educación</i>	38.1	38.7	0.64	1.7
<i>más de 12 años de educación</i>	34.3	36.3	1.92	5.6

FUENTE: elaborado con base en la ECH.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson, P., y Levine, P. (2000). Child care and mothers' employment decisions. En D. E. Card y R. M. Blank (eds.), *Finding jobs: Work and welfare reform*. Nueva York: Russell Sage Foundation.
- ANEP (2000). *Una visión integral del proceso de reforma educativa en Uruguay 1995-1999*. Montevideo: ANEP.
- ANEP (2009). *Presupuesto 2010-2014*. Tomo 3. Montevideo: ANEP.
- Araya, F., Colacce, M., y Vázquez, L. (2011). *Participación laboral femenina y cuidado infantil: destruyendo a la mujer maravilla*. Uruguay: Facultad de Ciencias Económicas y de Administración/Universidad de la República.
- Averett, S. L., y Hotchkiss, J. L. (1997). Female labor supply with a discontinuous, non-convex budget constraint: Incorporation of a part-time/full-time wage differential. *The Review of Economics and Statistics*, 79(3), 461-470.
- 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.
- Bastos, P., y Straume, O. (2016). Preschool education in Brazil: Does public supply crowd out private enrollment? *World Development*, 78, 496-510.
- Batthyány, K. (2008). Género, cuidados familiares y uso del tiempo (informe final de investigación). Montevideo: UNIFEM/INE.
- Becker, G. (1960). An economic analysis of fertility. En *Demographic and economic change in developed countries* (reporte del National Bureau of Economic Research). Nueva York: National Bureau of Economic Research.
- Becker, G., y Lewis, G. (1973). Interaction between quantity and quality of children. En T. Schultz (ed.), *Economics of the family*. Chicago: University of Chicago Press.
- 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. doi: 10.1016/j.labeco.2007.01.003.
- Blau, D., y Carrie, J. (2006). Who's minding the kids?: Preschool, day care, and after school care. En F. Welch y E. Hanushek (eds.), *Handbook of economics of education* (pp. 1163-1278). Nueva York: North Holland.
- Blau, D., y Robins, Ph. (1989). Fertility, employment, and child-care costs. *Demography*, 26(2), 287-299.
- Calderón, G. (2014). The effects of child care provision in Mexico (working paper No. 2014-07). México: Banco de México.

- Cascio, E. U. (2009). Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into american public schools. *The Journal of Human Resources*, 44(1), 140-170.
- Cascio, E., Haider, S., y Skyt, E. (2015). The effectiveness of policies that promote labor force participation of women with children: A collection of national studies. *Labour Economics*, 3, 64-71.
- CEPAL (2013). *Trabajo decente e igualdad de género. Políticas para mejorar el acceso y la calidad del empleo de las mujeres en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: CEPAL.
- CEPAL (2015). *Informe regional sobre el examen y la evaluación de la Declaración y la Plataforma de Acción de Beijing y el documento final del vigesimotercer periodo extraordinario de sesiones de la Asamblea General (2000) en los países de América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: CEPAL.
- Connelly, R. (1992). The effect of child care costs on married women's labor force participation. *The Review of Economics and Statistics*, 74(1), 83-90.
- Cunha, F., y Heckman, J. (2010). Investing in our young people (working paper No. 16201). Recuperado de: <http://www.nber.org/papers/w16201.pdf>
- Cunha, F., Heckman, J., Lochner, L., y Masterov, D. (2006). Interpreting the evidence on life cycle skill formation. En F. Welch y E. Hanushek (eds.), *Handbook of the economics of education* (pp. 697-812). Ámsterdam: Elsevier. Recuperado de: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1574069206010129>.
- Duflo, E. (2001). Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment. *American Economic Review*, 91(4), 795-813. Recuperado de: <http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.91.4.795>.
- ENDIS (2015). Encuesta de Nutrición, Salud y Desarrollo Infantil (ENDIS) (informe final). Convenio OPP-Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Fitzpatrick, M. (2010). Preschoolers enrolled and mothers at work? The effects of universal pre-kindergarten. *Journal of Labor Economics*, 28(1), 51-85.
- Goux, D., y Maurin, E. (2010). Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply. *Labour Economics*, 17(6), 951-962. doi: 10.1016/j.labeco.2010.04.012.
- Havnes, T., y Mogstad, M. (2011). Money for nothing? Universal child care and maternal employment. *Journal of Public Economics*, 95(11-12), 1455-1465. doi: 10.1016/j.jpubeco.2011.05.016.
- Kimmel, J. (1995). The effectiveness of child-care subsidies in encouraging the

- welfare-to-work transition of low-income single mothers. *The American Economic Review*, 85(2), 271-275.
- Lefebvre, P., y Merrigan, P. (2008). Child-care policy and the labor supply of mothers with young children : A natural experiment from Canada. *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519-548.
- Michalopoulos, Ch., Robins, Ph. K., y Garfinkel, I. (1992). A structural model of labor supply and childcare demand. *Journal of Human Resources*, 27(1), 166-203.
- Nollenberger, N., y Rodríguez-Planas, N. (2011). Child care, maternal employment and persistence: A natural experiment from Spain (discussion paper No. 5888). Recuperado de: <http://ftp.iza.org/dp5888.pdf>
- Ribar, D. C. (1992). Childcare and the labor supply of married woman. *Journal of Human Resources*, 27, 134-165.
- Schlosser, A. (2006). Public preschool and the labor supply of arab mothers: Evidence from a natural experiment. *Economic Quarterly*, 3(1), 1-54.
- Willis, R. (1973). Economic theory of fertility behavior. En T. Schultz (ed.), *The economics of the family*. Chicago: University of Chicago Press.