



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

Efectos de la provisión universal de educación pre-escolar sobre la asistencia y la participación laboral femenina. Evidencia para el caso uruguayo.

Natalia Nollenberger
Ivone Perazzo

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Agosto, 2016

DT 04/2016

ISSN: 1510-9305 (en papel)
ISSN: 1688-5090 (en línea)

Las autoras agradecen a Verónica Amarante, María Laura Alzúa y los asistentes a la NIP Capítulo uruguayo 2014 y a la NIP Capítulo argentino 2014, por las sugerencias y valiosos comentarios. Asimismo, agradecemos a Alejandro Retamoso y a Maritza Piazzoli de ANEP por los datos de expansión de plazas y a Matias Nathan del INE por su asistencia con los datos de población por edades.

Forma de citación sugerida para este documento: Nollenberger, N. y Perazzo, I. (2016). “Efectos de la provisión universal de educación pre-escolar sobre la asistencia y la participación laboral femenina. Evidencia para el caso uruguayo”. Serie Documentos de Trabajo, DT 04/2016. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Efectos de la provisión universal de educación pre-escolar sobre la asistencia y la participación laboral femenina. Evidencia para el caso uruguayo.

Natalia Nollenberger*
Ivone Perazzo **

Resumen

La provisión de plazas públicas de educación preescolar se espera que facilite a las familias, en particular a las madres, el vínculo con el mercado de trabajo. Sin embargo, la evidencia empírica sobre sus efectos no es concluyente. En la presente investigación se estima el efecto de una expansión en la provisión de plazas públicas a nivel preescolar, realizada en Uruguay a mediados de la década de 1990, sobre la asistencia de los niños de 4 y 5 años a un centro preescolar y sobre la participación de las madres en el mercado de trabajo. Siguiendo a Duflo (2001) y a Berlinski y Galiani (2007), la estrategia de estimación explota las diferencias en el número de nuevas plazas disponibles entre regiones del país, producidas por los tiempos de despliegue y priorizaciones del programa. Los resultados indican que la expansión de plazas preescolares aumentó la asistencia a un centro preescolar aunque la tasa de *take up* fue relativamente baja en comparación con el resultado de la misma política en países de similares características (como en el caso de Argentina). Ello se habría debido, al menos en parte, a que la expansión de plazas públicas habría desplazado la asistencia a centros privados, en particular de los hijos de madres con altas calificaciones. La política habría sido mucho más efectiva en incrementar la asistencia de hijos de madres con bajas calificaciones. Sobre este grupo de madres era esperable encontrar algún efecto en el empleo o en la actividad. Sin embargo, nuestros resultados indican que no hubo efectos sobre el empleo de las madres.

Palabras clave: Plazas preescolares, Participación laboral femenina.

JEL: J13, J22, I28.

* IE Business School- IE University

** Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. ivone@iecon.ccee.edu.uy

Effects of providing universal pre-primary education on attendance and female labor participation. Evidence for the case of Uruguay

Natalia Nollenberger*
Ivone Perazzo **

Abstract

The provision of public preschool is expected to facilitate families, particularly mothers, their link with the labor market. However, empirical evidence on its effects is inconclusive. This research estimates the effect of an expansion in the provision of public preschool, held in Uruguay in the mid-1990s, on the attendance of children 4 and 5 years old to preschool and on the participation of mothers in the labor market. Following Duflo (2001) and Berlinski and Galiani (2007), the identification strategy exploits the differences in the number of new places available across regions, produced by the timing and priorities of the program. The results indicate that the expansion of places increased the preschool's attendance although the take up rate in Uruguay was relatively low in comparison with the result of the same policy in similar countries (as in the case of Argentina). 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, it would be expected to find a positive effect on employment or activity. However, we did not find any effect of the policy on their labor market outcomes.

Keywords: Pre-primary education; Female labor supply.

JEL: J13, J22, I28.

* IE Business School- IE University

** Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. ivone@iecon.ccee.edu.uy.

Introducción

Diversos estudios señalan que aunque las mujeres representan 52,1% de la población en edad de trabajar, están sobrerrepresentadas en el grupo que se sitúa fuera del mercado de trabajo (71,7%) y subrepresentadas entre quienes tienen empleo (41,1%), siendo una de las principales explicaciones de esta brecha, la carga que asumen las mujeres en las tareas de cuidado de la familia (Cepal, 2015; Cepal, 2013). Tres políticas han sido especialmente analizadas por sus potenciales efectos sobre la oferta laboral femenina: políticas de licencia maternal, políticas de subsidios al cuidado y políticas de educación inicial formal (Cascio y otros, 2015). Esta es una de las razones por la cual la necesidad de avanzar en la provisión universal de servicios de cuidado está muy presente en la agenda actual de políticas sociales de muchos países de la región, entre ellos Uruguay. En lo referente a la provisión de educación preescolar, quienes la apoyan sostienen que la extensión de la educación pública a las etapas iniciales consigue alcanzar dos objetivos fundamentales al mismo tiempo. Por un lado, garantiza la educación temprana y el cuidado para todos, contrarrestando las diferencias de origen familiar y promoviendo la igualdad de oportunidades en el aprendizaje (Cunha et al. 2006; Cunha and Heckman 2010). Simultáneamente, al proveer cuidado gratuito durante el horario escolar, permite al cuidador primario (usualmente las madres) el acceso al mercado de trabajo, contribuyendo al aumento de los ingresos monetarios de los hogares y a la equidad de género.

Pese a la fuerte relación entre inactividad femenina y crianza, la evidencia no es clara respecto a en qué medida la participación laboral femenina responde ante una mayor disponibilidad de centros públicos de cuidado. En efecto, la evidencia internacional, mayormente para países desarrollados, encuentra resultados heterogéneos dependiendo del nivel de participación laboral femenina previo a la implementación de la política, del acceso a servicios alternativos de cuidado (no formal o privado), de la edad de los niños afectados por la política, y del estado civil de las madres. Aún teniendo en cuenta los factores anteriormente mencionados, los cambios de comportamiento en los individuos derivados de cambios institucionales no son directamente trasladables entre países. La evidencia para países de América Latina, es mucho menor. Si bien varios países han avanzado hacia la universalización de la educación preescolar, poca investigación se ha realizado para conocer los efectos sobre la inserción laboral de las madres en el contexto latinoamericano, a excepción del estudio realizado para Argentina por Berlinski y Galiani (2007).

La presente investigación busca contribuir al debate actual sobre el tema aportando evidencia cuasi-experimental de los efectos sobre la participación laboral de madres uruguayas de una fuerte expansión en la provisión de plazas públicas a nivel preescolar (niños de 4 y 5 años) producida desde 1995. El caso uruguayo resulta interesante en la medida que es un país de ingresos medios con un mercado de trabajo aún fuertemente segmentado y que, para el período 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) microdatos sobre la participación laboral de las madres provenientes de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) entre los años 1990 y 1999. La ECH cuenta con una información que es excepcional en este tipo de estudios: en esta fuente de datos no solo se consulta si los niños en edad preescolar asisten o no a un centro educativo formal, sino que en caso de asistir se consulta si lo hace a un centro público o a un centro privado. Esto permite estimar el efecto de la política sobre la probabilidad de asistencia a un centro educativo

preescolar así como evaluar en qué medida 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 4 y 5 años en Uruguay habría tenido un incremento moderado en la probabilidad de asistencia a un centro preescolar, no encontrándose 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 efecto se explica, en parte, por la existencia de un importante efecto desplazamiento sobre la asistencia a un centro preescolar privado. Como consecuencia, no se encontraron efectos de la política sobre el empleo promedio de las madres. El análisis por subgrupos aporta información interesante para comprender en qué contextos este tipo de políticas podrían ser más efectivas. Las madres con calificaciones bajas y medias parecen haber respondido matriculando a sus hijos en un centro educativo preescolar, pero los resultados sugieren que a pesar de ello no habrían sido capaces de insertarse en el mercado de trabajo. En el caso de las más educadas, sus altas tasas de empleo previas a la política hacía pensar de antemano que la misma no afectaría los desempeños laborales de las madres. No obstante, la política no es neutral para estos hogares en la medida que se observa un desplazamiento de plazas privadas por públicas.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presentan los principales hallazgos de trabajos previos sobre el tema. En la sección 3, las principales características del programa de universalización de la educación preescolar en Uruguay y los datos utilizados. En la sección 4 se discuten la estrategia empírica utilizada. En la sección 5 se presentan los principales resultados y se concluye en la sección 6.

2. Antecedentes

Desde la década de 1960 diversos estudios han señalado que la decisión de trabajar de las mujeres y las decisiones de fecundidad son interdependientes, siendo la disponibilidad de cuidados formales e informales 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 han desarrollado una variedad de trabajos empíricos que estiman cómo varía la decisión de participar en el mercado de trabajo de las mujeres según los costos de cuidado infantil. Anderson and Levine (2000), Blau and Carrie (2006) y Cascio y otros (2015) ofrecen una revisión de las estimaciones empíricas disponibles para países desarrollados. En particular, Anderson and Levine (2000) se enfocan en los resultados según nivel educativo, encontrando que mientras la elasticidad estimada de la participación en el mercado de trabajo con respecto a 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, sugiriendo que es para el primer grupo de mujeres (las menos formadas) para las cuales 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 enfrentan este tipo de estudios es la presencia de un doble problema de selección: cómo estimar el efecto de los factores que afectan la decisión de las mujeres de participar en el mercado laboral y, dada la decisión de participar, cómo estimar el

efecto de los factores que afectan la decisión de utilizar sistemas formales de cuidado frente a la alternativa de utilizar redes informales (familiares, por ejemplo) . Una aproximación común ha sido estimar los efectos del costo del cuidado sobre la oferta laboral femenina usando una muestra de madres trabajando que pagan por servicios de cuidado y aplicar luego correcciones por posibles sesgos de selección (ver 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 et al., 1992, y Ribar, 1995), 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).

Más recientemente, varios estudios han explotado cambios exógenos en las políticas de servicios de cuidado tales 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 estudios 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 Québec, Nollenberger y Rodríguez-Planas, 2011 en España), otros estudios encuentran solo un efecto importante y significativo sobre madres solteras pero un efecto muy reducido o nulo sobre madres casadas (Cascio, 2009 en Estados Unidos, Goux y Maurin, 2010 en Francia; Havnes y Mogstad, 2011 en Noruega). Finalmente, el trabajo de Fitzpatrick (2008), no encuentra ningún efecto sobre la inserción laboral de las madres al analizar una política de subsidios al cuidado implementada en algunas regiones de Estados Unidos.

La evidencia para países de América Latina, es mucho menor. Los estudios de evaluación expost son aún menos frecuentes. 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 et al. (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 4 a 12 años y a tiempo parcial para los de 2 y 3 años. Encuentran que estas políticas incrementarían la participación laboral de las madres en 6,6 puntos porcentuales y la utilización de servicios de cuidado en 8,8 puntos. Asimismo, el aumento sería mucho mayor en el caso de las madres de menores ingresos (su participación laboral aumentaría en 17,7 puntos porcentuales y la utilización de servicios de cuidado crecería en 12,9 puntos). No obstante, encuentran que para las madres de niños menores de 2 años, el aumento de la oferta de cuidado no sería 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. La diversidad de resultados encontrados podría por tanto tener distintas explicaciones tales como diferencias en la participación laboral femenina previo 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 tales como las licencias maternales; factores culturales respecto a la división de roles y características del mercado de trabajo (Cascio y otros, 2015).

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

3. Información sobre el programa y 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 todos los niños de 4 y 5 años. El mismo se propuso como meta alcanzar 95% de cobertura en niños de 5 años y 74% en 4 años (ANEP, 2000). Los niveles de cobertura de la educación inicial son en la actualidad casi universales, destacándose entre los más altos dentro de la región, e incluso comparables con los que exhiben los países más desarrollados (ANEP, 2009). A continuación se presentan las principales características del programa.

3.1. Programa de universalización de la educación inicial

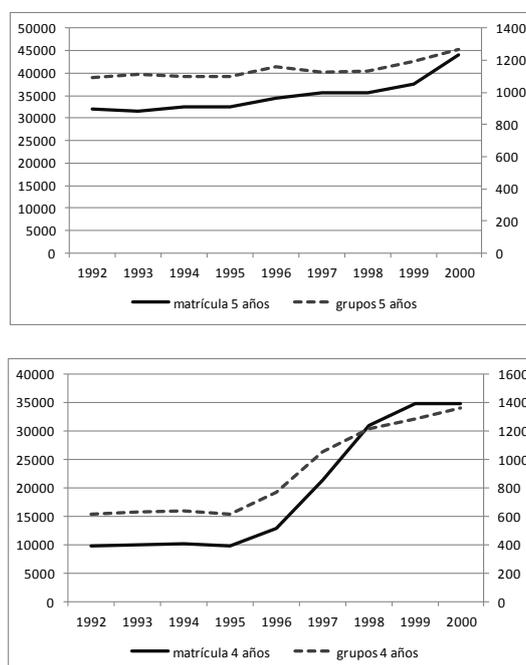
En Uruguay en 1995 y en el marco de una reforma educativa más amplia, la Administración Nacional de Educación Pública (ANEP) se propuso llevar adelante un plan de universalización de la educación inicial entre niños de 4 y 5 años de edad. El sistema público tradicional se organiza en dos turnos de 4 horas (mañana y tarde), entre marzo y diciembre, 5 días a la semana. Las clases de educación inicial (jardinera) generalmente se dividen en dos niveles, 4 y 5 años.² El nivel de 5 años es obligatorio desde 1998, aunque no existen sanciones para el no cumplimiento en el período considerado. El nivel de 4 años es obligatorio recién desde 2009.

La falta de infraestructura educativa fue señalado en los documentos oficiales como la principal restricción para alcanzar el objetivo de universalización, por lo cual la ANEP comenzó en 1996 un ambicioso plan de construcción de aulas para preescolares. Si bien a nivel público existen dos modalidades de atención a los niños de 4 y 5 años: escuelas comunes con clase jardinera y jardines de infantes para los niveles de 3 a 5 años únicamente, 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 básicamente de dos maneras: o bien incorporando grupos de jardinera en escuelas comunes ya existentes o incluyendo estos grupos al momento de construir una nueva escuela. Un porcentaje menor del crecimiento de las aulas previstas se dio a partir de remodelación de aulas existentes (8%). Esto redundó en un importante incremento de la cantidad de grupos habilitados cada año para educación inicial que fue acompañado también por un importante incremento en la matrícula, principalmente para los niños de 4 años que partía de niveles de cobertura más bajos (Gráfica 1).

Cabe señalar que si bien el programa apuntó tanto a niños de 4 como de 5 años, la situación de partida fue muy distinta. En efecto, en tanto entre 1992 y 1995 existían en torno a 800 grupos de educación inicial para niños de 5 años en escuelas urbanas del país, no existían grupos de 4 años en las mismas. La escasa cobertura pública que se daba a este grupo de niños estaba concentrada en jardines de infantes. La relación entre la matrícula de niños de 5 años y 4 años pasó de ser 3,3 veces en 1992 a 1,2 en 1999, manteniéndose estable a partir de allí.

² Existen algunos grupos conjuntos para niños de 4 y 5 años, pero que no pueden identificarse con la información disponible.

Gráfica 1: Matricula de niños de 4 y 5 años y cantidad de grupos en escuelas urbanas



Fuente: Elaborado en base a datos del departamento de estadísticas de ANEP

El plan de construcciones, desplegado entre 1996 y 1999, priorizó la construcción en zonas de alto crecimiento demográfico de la población en edad escolar durante el período intercensal (la costa del departamento de Canelones, el departamento de Maldonado y el de San José), las zonas con altas carencias sociales e importantes déficit en inversión física (Paysandú y Salto) y los departamentos próximos a zonas fronterizas donde se entendía que se requería reforzar la identidad cultural (Artigas y Rivera). Esto implicó una importante heterogeneidad en la expansión de plazas en el país (Cuadro 1).

Cuadro 1: Variación del número de grupos en escuelas urbanas entre 1995 y 2000 y participación del departamento en el total

Departamentos	4 años		5 años	
	Incremento grupos	Participación del departamento	Incremento grupos	Participación del departamento
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
Total	2.22	1.00	1.16	1.00

Fuente: elaborado en base a datos del Departamento de estadísticas educativas de ANEP.

La variación del número de grupos fue obtenida como: N° de grupos en 2000/ N° de grupos en 1995.

Antes de iniciado el Plan, en torno a 35% de los niños entre 4 y 5 años de localidades de 5.000 y más habitantes no asistía a ningún tipo de institución educativa (el porcentaje supera el 40% cuando se excluye la capital del país) (Cuadro 2). En 1999 se estaba muy cerca de alcanzar las metas previstas de cobertura, meta que se supera en el año 2000 para el caso de los niños de 4 años.

Cuadro 2: Porcentaje de asistencia a algún centro de enseñanza por año y edad. Localidades de 5000 y más

	4 años		5 años		Total	
	asiste	no asiste	asiste	no asiste	asiste	no asiste
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.

Esta tendencia a la universalización implicó cerrar en forma importante 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 los niños de 4 y 5 años era de 87,5% y 43,6% para el último y primer cuartil de ingresos respectivamente, en el año 2000 esos porcentajes eran de 95,9% y 68,6%.

El subsistema público representa en la actualidad un porcentaje elevado de la cobertura total (en torno a 80%). Previo a la reforma este porcentaje era bastante menor, particularmente para los niños de 4 años (en torno a 50%) (Cuadro 3). Es decir que, en un contexto de crecimiento de la matrícula de los niños en este tramo de edad, se incrementa fuertemente el peso del subsistema público.

Cuadro 3: Tipo de institución a la que asisten. Localidades de 5000 y más

	4 años		5 años		Total	
	Pública	Privada	Pública	Privada	Pública	Privada
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

Este es un hecho a tener en cuenta en la medida 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.

3.2. Datos utilizados

En este trabajo se utilizan principalmente datos provenientes de las ECH entre los años 1990 y 1999. En este período las ECH son representativas de las zonas urbanas y dado que a partir de 1998 la unidad menor de análisis son las localidades de 5.000 y más habitantes, esta será la utilizada. Cabe señalar que en el caso de Uruguay las zonas urbanas de más de 5.000 habitantes representan una porción muy relevante de la población total (en torno a 90%). Con las ECH se construye un *pool cross-sections* a nivel de individuos tomando una muestra de mujeres entre 18 y 49 años con al menos un hijo entre los 4 y los 5 años. Este tramo de edad de las madres es el considerado relevante a los efectos de analizar el impacto sobre la oferta laboral femenina.³ Dado que las ECH en el período analizado las relaciones de parentesco están definidas en relación al 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 donde el jefe (de entre 18 y 59 años) tuviera al menos un hijo de 4 o 5 años. En este último caso se supondrá que la madre del

³ Se entiende que este es el tramo relevante de madres con hijos en estos tramos de edades, igualmente cubre a casi todos los hogares con niños de 4 y 5 años en nuestra muestra.

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 4 y 5 años.

La ECH permite identificar datos relevantes de las madres en lo que refiere a nivel educativo y condición laboral. Una ventaja de los datos disponibles en Uruguay es que entre los niños que asisten al sistema educativo, es posible distinguir si lo hacen a una institución pública o privada, permitiendo evaluar en qué medida la política generó un *crowding out* de asistencia a centros privados o más bien un *crowding out* del uso de redes informales de cuidado entre aquellas madres que ya se encontraban trabajando. No obstante, la ECH también presenta algunas limitaciones. Una de las principales limitaciones radica en que no se dispone de la fecha de nacimiento de los niños, solamente de su edad. Esto constituye una limitación dado que, por ejemplo en el caso de los niños de 4 años, pueden ingresar a la educación inicial pública si tienen 4 años cumplidos antes del 30 de abril de cada año. Por lo cual se estará subestimando el impacto de la expansión de plazas en la asistencia de la cohorte de 4 años en la medida que se considerará que no asiste a un grupo de niños que al momento de la encuesta tienen 3 años pero cumplen 4 años antes de dicha fecha.

Las plazas de educación inicial disponibles por cohorte se obtienen a partir de datos suministrados por el Departamento de Estadísticas Educativas de ANEP. Son aproximadas a partir del cociente entre el número de grupos abiertos por año y departamento para niños de 4 y 5 años en escuelas urbanas, multiplicado por un tamaño estándar de grupo de 30 alumnos en el caso de 5 años y 25 en el caso de 4 años. Cabe señalar, que la información disponible no permite identificar fácilmente a las escuelas urbanas en zonas de 5.000 y más habitantes, lo cual haría la información de plazas más compatible con la información que brindan las ECH.⁴

Finalmente, las plazas se normalizan por el tamaño de cada cohorte. A tal fin, se utilizaron datos de proyecciones de población urbana en localidades de 5000 y más por edades simples, departamento y año del instituto nacional de estadísticas (INE).

4. Estrategia empírica

A nivel empírico, como se adelantó, el principal desafío que enfrentan este tipo de estudios es cómo estimar el efecto de los factores que afectan la decisión de las mujeres de participar en el mercado laboral⁵ y, dada la decisión de participar, cómo estimar el efecto de los factores que afectan la decisión de utilizar sistemas formales de cuidado frente a la alternativa de utilizar 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 presente estudio se explota la variabilidad en el tiempo y por región (departamentos) en la disponibilidad de plazas. Dicha variabilidad se deriva de los

⁴ Si bien se dispone del departamento donde se ubica la escuela y el número de la escuela, éstos números no son fijos por lo que se requeriría disponer de información para cada año para analizar si la escuela se encontraba en una localidad urbana con menos de 5.000 habitantes. Esta información no se encuentra digitalizada.

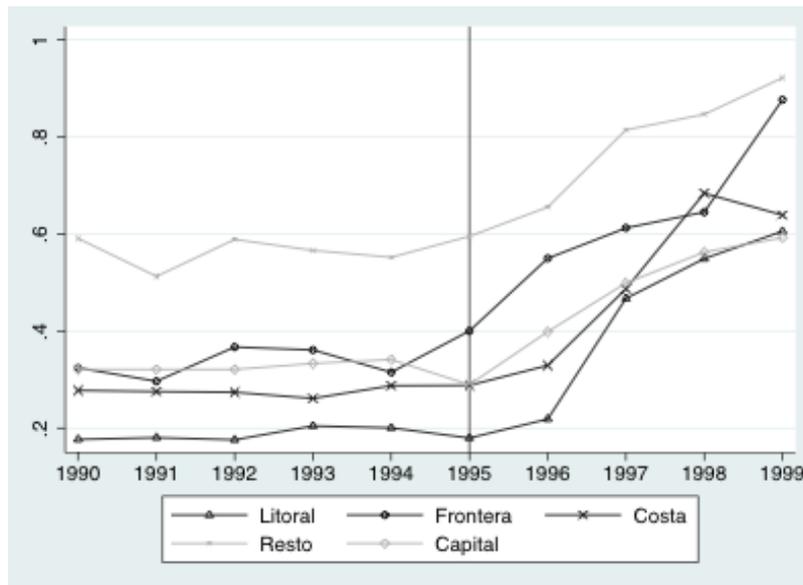
⁵ El problema obedece a que no es posible observar, por ejemplo, el salario que ganaría cada mujer en el mercado de trabajo (un factor determinante de la decisión de trabajar), ya que solo se tiene información sobre aquellas que están efectivamente trabajando.

⁶ En este caso, no es posible observar el precio de cuidado que enfrentaría cada mujer, ya que solo se observa el precio que pagan aquellas que están haciendo uso efectivo del servicio.

tiempos de despliegue y priorizaciones de la reforma educativa que implicó un fuerte plan de construcciones de aulas entre los años 1995 y 1999.

Los principales antecedentes de esta metodología se encuentran en los trabajos de Duflo (2001) y en particular de Berlinski y Galiani (2007) quienes realizan un análisis similar para el caso de Argentina.

Gráfica 2: Stock de plazas para niños de 4 años en educación inicial (plazas normalizadas por el tamaño de la cohorte). 1990-1999



Nota: Litoral comprende Paysandú y Salto, Frontera comprende Artigas, Rivera y Cerro Largo, Costa comprende Canelones, San José y Maldonado, Resto son el resto de los departamentos salvo Montevideo, Capital comprende Montevideo.

Como fue señalado previamente, con anterioridad a la reforma educativa, las plazas disponibles de niños de 4 y 5 años era reducido y estable, en particular para los niños de 4 años. En el gráfico 2, se observa que previo a la reforma el número de plazas se mantuvo relativamente estable tanto para las regiones priorizadas como para el resto, en tanto a partir de 1995 el número de plazas se expande de manera generalizada pero más intensamente en las zonas priorizadas (frontera, litoral, costa). Esta expansión diferencial, llevó a un acortamiento de las brechas entre regiones.

Considerando que la asistencia de niños de 4 y 5 años al sistema educativo es el objetivo central de la política analizada y debido a que solo es posible afectar la oferta laboral femenina si en primer lugar se ve afectada la asistencia escolar, un primer paso consiste en estimar el efecto de la política sobre la probabilidad de asistencia a un centro preescolar. En concreto, se estima la siguiente ecuación:

$$A_{ijt} = \alpha_0 + X'_{ijt}\alpha_1 + Z'_{jt}\alpha_2 + \beta Stock_plazas_{jt} + \gamma_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

Donde A_{ijt} es la proporción de niños entre 4 y 5 años que asisten a un centro de educación inicial (pública o privada) en el hogar i , del departamento j en el período t . X_{ijt} es un vector de

características exógenas individuales y del hogar, tales como la edad y nivel educativo de la madre, composición del hogar y presencia de otros menores de 18. Z_{jt} , es un vector de variables regionales que varían en 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 tanto nuestro coeficiente de interés. μ_j y λ_t son efectos fijos por departamento y efectos fijos por año que se suponen independientes del término de error u_{ijt} .

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

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + X'_{ijt}\alpha_1 + Z'_{jt}\alpha_2 + \beta Stock_plazas_{jt} + \gamma_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

Donde Y_{ijt} es una variable *dummy* que toma valor 1 si la madre i que reside en la región j al momento t está empleada y cero en otro caso (también se analizan 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 efectivamente haya tenido sobre la asistencia.

Ambas ecuaciones se estiman por MCO. En el caso de los desempeños del mercado de trabajo, por ser variables dicotómicas, fueron estimados también modelos lineales no encontrándose diferencias relevantes.⁷

Un aspecto a tener en cuenta es que la asignación al tratamiento se realiza de acuerdo a la forma en que se extienden las plazas en el territorio. Un potencial 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 aquellos 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. Por ejemplo, siguiendo a Duflo (2001) se controla por la existencia de tendencias diferenciales por departamento incorporando al modelo el nivel de cobertura de preescolar por departamento previo a la expansión de plazas interactuado por los efectos fijos por año.

⁷ Las estimaciones de los modelos probit pueden solicitarse a las autoras.

5. Resultados

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

Como se señaló previamente, el porcentaje de asistencia a un centro educativo escolar de los niños de 4 y 5 años era en media de 67% en el año previo a la implementación del plan de construcciones. No obstante, existen importantes diferencias por grupos de edades. En tanto el porcentaje de asistencia a un centro preescolar era de 81% en el caso de los niños de 5 años, ese porcentaje ascendía a 54% en el caso de los niños de 4 años (cuadro A.1). Asimismo, cuando se considera la asistencia a centros públicos, los porcentajes son bastante menores, pasando a 58% y 29% respectivamente, lo cual es indicativo del importante peso del subsistema privado en estos tramos de edad previo a la reforma. En este contexto, 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 de 4 años (Panel B), al tiempo que se distinguirán los efectos en el sistema público, privado y 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) estimadas por MCO. En la primera columna, solo se controla por efectos fijos por año y la columna 2 agrega efectos fijos por departamentos. 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 4 y 5 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, otros menores entre 6 y 18 años en el hogar, otros adultos en el hogar y menores de 4 años en el hogar) y 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 4 y 5 años, la asistencia a un centro educativo preescolar habría aumentado en 17 puntos porcentuales (33 puntos en el caso de los niños de 4 años). El efecto encontrado sobre la asistencia aún en el caso de los niños de 4 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,⁸ 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). 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 (ver filas 2 y 3 de la columna

⁸ En Argentina el porcentaje de niños entre 3 y 5 años que asistían a un centro preescolar previo a la reforma era de 43% y en Uruguay de 67%, aunque solo un 43% lo hacía a un centro preescolar público. En el caso de Argentina no se dispone de información distinguiendo por el carácter público o privado del servicio.

2). Cabe señalar que estos mecanismos de sustitución entre servicios no pueden analizarse en el caso argentino por la naturaleza de los datos.

En las siguientes columnas de la se estiman 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 diferentes 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) podría estar sesgadas al alza. Es decir, estaríamos atribuyendo un resultado al programa mayor al que habría tenido. Por tal motivo, siguiendo a Berlinski y Galiani (2007) y a Duflo (2001) se interactúan las tasas de matrícula existentes en cada departamento antes de la reforma (1994-95) por variables dicotómicas por año. Como muestran los resultados presentados en la columna (3), el permitir 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, composición del hogar y 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.

Cuadro 4. Efecto sobre la asistencia a un centro educativo

Variable dependiente: Asistencia a un centro educativo.

Se presenta el coeficiente de la variable: Stock Plazas.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A) Muestra: Niños de 4 y 5 años						
<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

B) Muestra: Niños de 4 años

<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
EF por año	X	X	X	X	X	X
EF por departamento		X	X	X	X	X
Tendencia por departamento			X			
Características de la madre				X	X	X
Composición del hogar					X	X
Desempleo del departamento						X

Nota: Estimaciones propias utilizando microdatos de la ECH 1990-1999. En la primera columna, solo se controla por efectos fijos por año. La columna 2 agrega efectos fijos por departamentos. 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 4 y 5 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, otros menores entre 6 y 18 años en el hogar, otros adultos en el hogar y menores de 4 años en el hogar) y desempleo del departamento respectivamente. Se utilizaron *clusters* por departamentos para ajustar los errores estándar. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

Es importante notar que en el caso uruguayo se detectan importantes diferencias en la asistencia por características del hogar, en particular por nivel educativo de la madre. Por ejemplo, en 1995 mientras 53,2% de las madres con menos de 9 años de educación enviaban a sus hijos de 4 y 5 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 madres de calificación media (entre 9 y 12 años de educación), se encontraban en una situación intermedia. Nuevamente los porcentajes son menores en el caso de los centros públicos. Por tanto, el impulso a la educación inicial pública que se produce desde 1996 podría impactar principalmente en dos sentidos: afectando la asistencia total de los niños de 4 años, en particular hijos de madres menos calificadas, y produciendo un efecto sustitución entre los servicios privados y los públicos. Los datos disponibles para el final del período analizado son consistentes con esta hipótesis (cuadro A.1).

En el Cuadro 5 se testea esta hipótesis analizando el impacto de la expansión de plazas en la asistencia de los niños de 4 y 5 años según los años de educación de la madre. Como se observa, los efectos son positivos solo 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 efectivamente se produjo un efecto sustitución total entre las plazas públicas y privadas.

Cuadro 5. Análisis por tramos educativos
Variable dependiente: Asistencia a un centro educativo (público o privado).

Por calificación de la madre

A) Niños de 4 y 5 años

Stock Plazas	Menos de 9 años	Entre 9 y 12 años	Más de 12 años
<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

B) Niños de 4 años

Stock Plazas	Menos de 9 años	Entre 9 y 12 años	Más de 12 años
<i>Total</i>	0.32** [0.14]	0.28** [0.13]	0 [0.14]
<i>Público</i>	0.35** [0.16]	0.37 [0.23]	0.54 [0.32]

<i>Privado</i>	-0.03	-0.09	-0.53
	[0.05]	[0.14]	[0.33]
<i>N</i>	3,433	3,433	3,433

Nota: Estimaciones propias utilizando microdatos de la ECH 1990-1999. 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, otros menores entre 6 y 18 años en el hogar, otros adultos en el hogar y menores de 4 años en el hogar). Se utilizaron *clusters* por departamentos para ajustar los errores estándar. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

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

Los moderados resultados sobre la asistencia a centros preescolares presentados en la sección previa indicarían que de encontrarse impactos en el empleo de las madres los mismos podrían ser de escasa magnitud en términos medios, aunque podrían existir efectos más importantes en algunos subgrupos de la población. Una particularidad del caso uruguayo que debe también tenerse en cuenta, es que la tasa de empleo femenino previa a la reforma, y en particular la de madres de niños entre 4 y 5 años, es elevada (54%) en términos relativos con la región. En el caso de Argentina por ejemplo, la tasa de empleo materno era de 38,7% previo a la expansión de plazas preescolares desplegada en dicho país en un período similar.

En el cuadro 6 se presenta un análisis similar al realizado con la asistencia utilizando como variable dependiente el nivel de empleo de las madres (si la madre trabaja la variable toma el valor 1 y cero en otro caso, sin distinguir si está desempleada o es inactiva). Como se observa, la expansión de plazas preescolares en centros educativos públicos no habría tenido efecto sobre el empleo total de las madres de niños de 4 y 5 años en términos medios (tampoco tomando las madres de niños de 4 aisladamente) y este resultado es robusto a las distintas especificaciones.

Cuadro 6. Efecto sobre el empleo
Variable dependiente: Dummy igual a uno si madre trabaja.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>A) Muestra: Niños de 4 y 5 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>B) Muestra: Niños de 4 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
EF por año	X	X	X	X	X	X
EF por departamento		X	X	X	X	X
Tendencia por departamento			X			
Características de la madre				X	X	X
Composición del hogar					X	X
Tasa de desempleo por departamento						X

Notas: Estimaciones propias utilizando microdatos de la ECH 1990-1999. En la primera columna, solo se controla por efectos fijos por año. La columna 2 agrega efectos fijos por departamentos. 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 4 y 5 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, otros menores entre 6 y 18 años en el hogar, otros adultos en el hogar y menores de 4 años en el hogar) y desempleo del departamento respectivamente. Se utilizaron *clusters* por departamentos para ajustar los errores estándar. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

A continuación se considera que la política podría haber tenido un impacto heterogéneo según 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 las madres con 8 o menos años de educación formal la tasa de empleo ascendía a 40% en 1995, en tanto para las madres con más de 12 años de educación ascendía a 87% (cuadro A.2). En cambio, el promedio de horas trabajadas entre aquellas que se encuentran ocupadas es similar en los extremos de los tramos

educativos, en torno a 34 horas semanales. Las madres con entre 9 y 12 años de educación trabajan en promedio 4 horas semanales más. Pese a estas diferencias, tampoco se encontraron efectos en este caso (cuadro 7).⁹

Cuadro 7. Efecto sobre el empleo por tramo educativo
Variable dependiente: *Dummy igual a uno si madre trabaja.*

A) Muestra: Niños de 4 y 5 años	Menos de 9 años	Entre 9 y 12 años	Más de 12 años
<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
B) Muestra: Niños de 4 años	Menos de 9 años	Entre 9 y 12 años	Más de 12 años
<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

Nota: Estimaciones propias utilizando microdatos de la ECH 1990-1999. 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, otros menores entre 6 y 18 años en el hogar, otros adultos en el hogar y menores de 4 años en el hogar). Se utilizaron *clusters* por departamentos para ajustar los errores estándar. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

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

El último aspecto explorado fue el posible impacto de la expansión de plazas sobre la actividad femenina y las horas trabajadas. En este último caso 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 se encuentran efectos desagregando por nivel educativo de la madre.

⁹ También se realizaron aperturas por presencia o no del padre, presencia de otros niños menores de 4 años y madre mayor de 35 años, no encontrándose efectos sobre el empleo.

Cuadro 8. Efecto sobre la actividad y las horas trabajadas

Variable dependiente: Dummy igual a uno si madre tiene o busca empleo; cantidad de horas trabajadas; dummy igual a 1 si trabaja más de 30 hora.

A) Muestra: Niños de 4 y 5 años	Actividad	Horas trabajadas (total de madres)	Empleo full time (total de madres)	Horas trabajadas (total de ocupadas)	Empleo full time (total de ocupadas)
<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>	13607	13683	13683	7118	7233
B) Muestra: Niños de 4 años	Actividad	Horas trabajadas (total de madres)	Empleo full time (total de madres)	Horas trabajadas (total de ocupadas)	Empleo full time (total de ocupadas)
<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>	7154	7118	7154	3664	3725

Nota: Estimaciones propias utilizando microdatos de la ECH 1990-1999. 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, otros menores entre 6 y 18 años en el hogar, otros adultos en el hogar y menores de 4 años en el hogar). Se utilizaron *clusters* por departamentos para ajustar los errores estándar. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

6. Comentarios finales

El objetivo de este trabajo fue 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.

Encontramos que la expansión de plazas preescolares de por sí no habría tenido un fuerte impacto en la asistencia de los niños de 4 y 5 años considerados conjuntamente, y el mismo habría sido moderado en el caso de los niños de 4 años, que partían de niveles de cobertura pública y asistencia mucho menores. Al respecto, cabe hacer tres consideraciones. En primer lugar, 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 se encuentra muy poco explorado en la literatura sobre el tema. En un estudio reciente para el caso de Brasil, se encuentra que importantes transferencias públicas a distintas municipalidades de dicho país generaron una fuerte expansión de los servicios públicos pero no se encontraron efectos en la cantidad o calidad de la provisión de servicios preescolares privados (Bastos y Straume, 2013). Por su parte, Cascio (2013) que analizan el impacto de una política de subsidios que buscó incrementar la matriculación de niños de 4 años en Estados Unidos, encuentra un efecto sustitución en torno a los 40 puntos porcentuales solo en el caso de los niños con madres más educadas.

En segundo lugar, los efectos sobre la asistencia fueron muy distintos en función del nivel educativo de la madre, impactando en mayor medida sobre los hijos de madres con bajas calificaciones, lo cual se vincula directamente a las posibilidades de los hogares para afrontar el pago de servicios privados de cuidado.

Por último, la asistencia a centros educativos formales se incrementó notoriamente en el período de reforma, en particular entre los niños de 4 años. Nuestros resultados sugieren que sólo una parte de esa expansión se habría explicado por la expansión de plazas, por lo que sería necesario seguir profundizando sobre estos cambios.

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 podrían 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 matriculando 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 puesto de trabajo con salarios muy bajos, aún y cuando la educación inicial es gratuita, la misma podría no producir un incentivo suficientemente importante como para incrementar la participación de estas madres en el mercado de trabajo. Tener en cuenta que en los contextos de pobreza es donde la división de roles está más fuertemente arraigada (ENDIS, 2015; Batthyány, 2008). Otra posible explicación es que la oferta educativa pública tiene un horario limitado (4 horas), haciéndola compatible solo con opciones de empleo muy flexibles o a tiempo parcial. Por último, cabe señalar que en este período comienzan también a expandirse las escuelas de tiempo completo (que incluyen preescolar) que priorizaron los contextos mas carenciados y requieren de un análisis en particular.

Referencias bibliográficas

- Anderson, Patricia M, and Phillip B Levine. 2000. "Child Care and Mothers' Employment Decisions." In *Finding Jobs: Work and Welfare Reform*, edited by David E. Card and Rebecca M. Blank. Working Paper. New York: Russell Sage Foundation.
- Baker, Michael, Jonathan Gruber, and Kevin Milligan. 2008. "Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being." *Journal of Political Economy* 116 (4): 709–45.
- Batthyány, Karina. 2008. *Genero, Cuidados familiares y uso del tiempo*. Informe final de investigación, Montevideo, UNIFEM, INE, 2008
- Bauernschuster, Stefan, and Martin Schlotter. 2013. "Public Child Care and Mothers' Labor Supply-Evidence from Two Quasi-Experiments." CESifo Working Paper Series 4191.
- Becker, G. y Lewis, G. (1973). "Interaction between quantity and quality of children". En T. Schultz ed., *Economics of the family*. University of Chicago Press.
- Becker, G. (1960). "An economic analysis of fertility". En *Demographic and economic change in developed countries*. Princeton University Press.
- Berlinski, Samuel, and Sebastian Galiani. 2007. "The Effect of a Large Expansion of Pre-Primary School Facilities on Preschool Attendance and Maternal Employment." *Labour Economics* 14 (3): 665–80. doi:10.1016/j.labeco.2007.01.003. <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S092753710700005X>.
- Blau, David, and Janet Carrie. 2006. "Who's Minding the Kids?: Preschool, Day Care, and After School Care." In *The Handbook of Education Economics*, edited by Finis; Welch and Eric Hanushek, 1163–1278. New York: North Holland.
- Cascio, Elizabeth U. 2009. "Maternal Labor Supply and the Introduction of Kindergartens into American Public Schools." *The Journal of Human Resources* 44 (1): 140–70.
- Cascio y otros (2015)
- 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 período extraordinario de sesiones de la Asamblea General (2000) en los países de América Latina y el Caribe".
- 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"
- Cunha, Flavio, and James J Heckman. 2010. "Investing in Our Young People". 16201. Working Paper.
- Cunha, Flavio, James J Heckman, Lance Lochner, and Dimitriy V Masterov. 2006. "Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation." In , edited by E Hanushek and F Welch B T - *Handbook of the Economics of Education*, Volume 1:697–812. Elsevier. doi:[http://dx.doi.org/10.1016/S1574-0692\(06\)01012-9](http://dx.doi.org/10.1016/S1574-0692(06)01012-9). <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1574069206010129>.

- Duflo, Esther. 2001. "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment." *American Economic Review* 91 (4): 795–813.
<http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.91.4.795>.
- ENDIS. 2015. Encuesta Nacional de Salud, Nutrición y Desarrollo Infantil (ENDIS) Informe final. Convenio OPP-Facultad de Ciencia Económicas y de Administración.
- Fitzpatrick, Maria Donovan. 2010. "Preschoolers Enrolled and Mothers at Work? The Effects of Universal Pre-Kindergarten." *Journal of Labor Economics* 28 (1): 51–85.
- Goux, Dominique, and Eric Maurin. 2010. "Public School Availability for Two-Year Olds and Mothers' Labour Supply." *Labour Economics* 17 (6): 951–62.
doi:10.1016/j.labeco.2010.04.012.
<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0927537110000576>.
- Havnes, Tarjei, and Magne Mogstad. 2011. "Money for Nothing? Universal Child Care and Maternal Employment." *Journal of Public Economics* 95 (11-12): 1455–65.
doi:10.1016/j.jpubeco.2011.05.016.
<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0047272711000880>.
- Lefebvre, Pierre, and Philip Merrigan. 2008. "Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children : A Natural Experiment from Canada." *Journal of Labor Economics* 26 (3): 519–48.
- Nollenberger, Natalia, and Núria Rodríguez-planas. 2011. "Child Care , Maternal Employment and Persistence : A Natural Experiment from Spain". 5888. DP.
- Schlosser, Analia. 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*, University of Chicago Press.

Anexo

Cuadro A.1. Porcentaje de niños de 4 y 5 años que asisten a un centro preescolar. Total y discriminando por centros públicos y privados. 1995 y 2000

VARIABLES	Media en 1995	Media en 2000	Var. pp.	Var. %
Asistencia total a centros preescolares	67.2	84.7	17.54	26.1
Niños de 5 años	81.2	92.2	10.99	13.5
Niños de 4 años	53.6	75.3	21.65	40.4
Asistencia a centros preescolares públicos	43.4	65.8	22.45	51.7
Niños de 5 años	57.7	75.8	18.05	31.3
Niños de 4 años	29.5	53.2	23.72	80.5
Asistencia total a centros preescolares por calificación de la madre				
0 a 8 años de educación	53.2	77.0	23.8	44.8
9 a 12 años de educación	73.8	89.2	15.4	20.8
más de 12 años de educación	91.5	96.2	4.6	5.1
Asistencia a centros preescolares públicos por calificación de la madre				
0 a 8 años de educación	44.1	73.1	28.9	65.6
9 a 12 años de educación	46.8	68.5	21.8	46.6
más de 12 años de educación	32.7	40.5	7.8	23.9

Fuente: elaborado en base a la ECH

**Cuadro A.2. Tasa de empleo y promedio de horas semanales trabajadas
de las madres de niños de 4 y 5 años**

	Media en 1995	Media en 2000	Var. en pp.	Var. en %
Tasa de empleo materno	0.54	0.51	-0.03	-5.3
Hs. trabajadas	35.9	34.6	-1.26	-3.5
Tasa de empleo materno por calificación de la madre				
o a 8 años de educación	0.40	0.37	-0.03	-6.5
9 a 12 años de educación	0.57	0.55	-0.02	-2.8
más de 12 años de educación	0.87	0.84	-0.03	-3.6
Hs. trabajadas por calificación de la madre				
o a 8 años de educación	34.4	28.9	-5.53	-16.1
9 a 12 años de educación	38.1	38.7	0.64	1.7
más de 12 años de educación	34.3	36.3	1.92	5.6

Fuente: elaborado en base a
ECH

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Agosto, 2016
DT 04/2016



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

© 2011 iecon.ccee.edu.uy | instituto@iecon.ccee.edu.uy | Tel: +598 24000466 | +598 24001369 | +598 24004417 | Fax: +598 24089586 | Joaquín Requena 1375 | C.P. 11200 | Montevideo - Uruguay