



Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

Análisis Conjunto de la Asistencia a Preescolar y de su Impacto en el Rendimiento Escolar en el Corto y el Largo Plazo

Renato Aguilar y Ruben Tansini

Documento No. 31/10
Diciembre 2010

ISSN 1688-5031

Análisis Conjunto de la Asistencia a Preescolar y de su Impacto en el Rendimiento Escolar en el Corto y el Largo Plazo

Renato Aguilar

*Departamento de Economía;
University of Gothenburg, Sweden*

y Ruben Tansini

*Departamento de Economía,
FCS, UdelaR, Uruguay*

Agosto 2010

Resumen

El análisis de los alumnos de escuelas públicas de Montevideo revelan que tan sólo la mitad logra terminar el ciclo escolar en tiempo, siendo aún menor la proporción de los que asisten a escuelas del contexto socioeconómico desfavorable. La modelización mediante funciones de producción sugiere que la preescolaridad tuvo un impacto positivo y significativo en los resultados escolares de corto y largo plazo. Sin embargo, nuevas estimaciones por probit bivariado y efectos de tratamiento, sugieren que esas estimaciones subestiman el impacto positivo de la preescolaridad, tanto en el corto como en largo plazo.

Palabras claves: educación preescolar, resultados escolares, probit bivariado, efectos de tratamiento, Uruguay

Abstract

The outcomes of the cohort of first year pupils of primary school of Montevideo in 1999 reveal effectiveness, efficiency and equity problems of the system. The pupils do not complete primary cycle on schedule, the worst results are obtained by those who attend to schools of unfavorable socioeconomic context and half fails to finish the school cycle on schedule. One of the actions to address these shortcomings was the expansion of public pre-school education. Previous work on the cohort, by probit and OLS estimates, confirmed that preschool education has had a positive impact on short and long term school performance. However, these estimates could be biased by endogeneity of the variable pre-school, which in this paper we try to remedy through bivariate probit and treatment effects models. These new results confirm that in previous estimation by probit and OLS models, we underestimated the positive impacts of preschool attendance both in the short and the long run.

Keywords: preschool education, school results, bivariate probit, treatment effects, Uruguay.

JEL classification: I21

Introducción

Los resultados escolares de la cohorte de alumnos que cursaban primer año en las escuelas públicas de Montevideo en 1999 revelan problemas de eficacia, eficiencia y equidad al interior del nivel primario. Respecto a la eficacia, se evidencia en que no se cumple con el objetivo de que los niños completen primaria y lo hagan en el tiempo previsto, lo que además dificulta el cumplimiento de los objetivos de los subsiguientes niveles del sistema educativo. Los problemas de equidad se manifiestan en los peores resultados académicos y en las mayores tasas de repetición y de deserción entre los niños que asisten a escuelas del contexto socioeconómico Desfavorable. En tanto los problemas de eficiencia surgen principalmente de las altas tasas de repetición, especialmente en 1° año, que prolongan la estadía de los niños en el subsistema al punto que tan sólo la mitad de ellos logra terminar 6° año en tiempo. (ver Moreira et al., 2007)

En publicaciones anteriores de Nagle y Tansini (2000) y Moreira et al. (2007) se señala la existencia de diferencias significativas en los resultados de los alumnos de primer año de escuelas públicas de Montevideo de acuerdo al nivel educativo y cultural del hogar, y a la concurrencia a preescolar. Sin embargo, por ser análisis parciales que no consideran el efecto conjunto de los distintos aspectos, no permitían evaluar la incidencia de los distintos factores en el resultado escolar. Es más, en dichos análisis no se consideraban variables institucionales de la escuela que podrían ser muy relevantes para el resultado escolar. (Mizala, Romaguera y Reinaga (1998)).

En particular, al evaluar los resultados académicos de los alumnos de primer año de la cohorte de 1999 se observa que tan sólo las tres cuartas partes aprobaron primer año en dicho año. Por su parte, al considerar la repitencia en primer año en 1999 por contexto socioeconómico de la escuela se observa que en las del contexto Desfavorable se elevaba a 32%, reduciéndose a 19% en el Medio y a tan sólo el 14% en las escuelas del contexto Favorable. Asimismo, al evaluar los alumnos que habían repetido 1° año más de una vez se constata que un tercio de la cohorte lo hizo al menos una vez hasta 1999 incluido, alcanzando a casi la mitad en las escuelas del contexto Desfavorable.

Al evaluar el avance en la currícula escolar de los la alumnos de la cohorte de 1999 se observa que tan sólo el 45% cursó sexto año en tiempo, de acuerdo a lo programado por primaria. Esta baja proporción de alumnos que cursaron sexto año en tiempo es la consecuencia de la alta repetición de los alumnos de primaria. Efectivamente, el 23% de los alumnos de la cohorte repitieron una vez algún año hasta 2004, mientras el 27% lo hizo más de una vez. Por su parte, la alta tasa de repetición se caracteriza por concentrarse en el primer año escolar, dado que el 68% de los que repitieron alguna vez lo hizo en primer año. Es mas, el 43% de los que repitieron una vez lo hizo en primer año, mientras era el 34% de los que habían repetido más de una vez hasta 2004. Si se evalúa la repetición por contexto socioeconómico de las escuelas, también surgen importantes diferencias. Mientras el 45% de los alumnos del contexto Desfavorable repitió primer año al menos una vez, en el otro extremo, en las escuelas del contexto Favorable, lo hizo tan sólo el 15% de los alumnos. Consecuentemente los alumnos que concurrían a escuelas del contexto Desfavorable se encontraban sobre-representados en el grupo repetidores y, en particular, en los repetidores de primer año. Efectivamente, los alumnos de escuelas del contexto Desfavorable representaban el 80% de los que repitieron primer año al menos dos veces, mientras representaban la mitad de la muestra. Al parecer el primer año escolar resulta el obstáculo más importante en la vida escolar, lo que se confirma por el hecho que de los alumnos que repitieron primer año en 2000 tan sólo las dos terceras partes logró aprobarlo, y el 80% de los restantes lo aprobó en 2001.

La historia de repeticiones, a su vez, explica las disparidades en la duración del ciclo escolar, que con frecuencia resulta superior a los seis años programados. Efectivamente, como se señaló anteriormente, tan solo el 45% de los alumnos de la cohorte de 1999 cursó sexto año en tiempo (en 2004), en tanto en las escuelas del contexto Favorable alcanzaba el 65%, en las del Medio el 50% y en las del Desfavorable a tan sólo el 33%.

Una de las medidas implementadas para atender esta problemática fue el tender al establecimiento de la educación preescolar universal en el programa de primaria público, con el fin de promover el aprestamiento¹ de los alumnos que ingresaban a primaria, en el marco de lo que se denominó la Reforma Educativa de 1995. El objetivo de la

¹ Ver: Berlinski, Galiani, y Gertler (2006); Hanushek, E. (1995); Magnuson y Waldfogel (2004); World Bank (2007); Loeb, Bridges, Bassok, Fuller y Russel (2007)

universalidad de la preescolaridad para los niños de cinco años se alcanzó en 1999, es decir el mismo año en que los alumnos de la cohorte que se considera en este trabajo habían iniciado su primer año escolar. Por esa razón una parte de los alumnos (11%) que integraban la cohorte bajo estudio no habían concurrido a preescolar, lo que a su vez permite una evaluación del impacto de dicha concurrencia en la performance escolar de los que concurrieron a preescolar en relación a los que no lo habían hecho.

En un trabajo reciente de Aguilar y Tansini (2010) en base a un análisis de función de producción de la cohorte de 1999 (estimaciones Probit y por Mínimos Cuadrados Ordinarios) concluyen que la educación preescolar es altamente relevante para el rendimiento escolar de los alumnos de escuelas públicas de Montevideo, tanto para el corto como para el largo plazo, aunque su efecto parece ser algo menor luego de seis años de escolaridad. Asimismo, señalan que ello puede deberse al efecto acumulado de otras variables que operan durante el período, y podrían compensar la carencia de preescolaridad.

Sin embargo, en dicho trabajo no se toma en cuenta el posible efecto de la decisión de asistencia a preescolar es tomada por la familia del alumno, y probablemente exista correlación de esta variable con otras y con el término de error de la función de rendimientos escolares, lo que puede sesgar los parámetros estimados. Con el fin de tomar en cuenta esta posible endogeneidad de la variable preescolaridad se realiza una estimación por probit divariado y por efectos de tratamiento. Este trabajo se ordena de la siguiente forma: en primer lugar se presenta un análisis descriptivo de los resultados escolares de corto y largo plazo de acuerdo a la asistencia a preescolar. A continuación se presenta la base de datos y la metodología y análisis de las estimaciones, para en la última sección extraer las principales conclusiones.

I. Preescolaridad y resultados de los alumnos de las Escuelas públicas de Montevideo

i. Resultados de los alumnos de primer año en 1999

La educación preescolar no era universal, ni tampoco obligatoria, hasta 1999, y de acuerdo a la Encuesta Continua de Hogares del Instituto Nacional de Estadísticas de Uruguay, el 70% de los niños entre 4 y 6 años asistieron a preescolar en 1995. Como consecuencia de

La Reforma Educativa de 1995 la tasa de preescolaridad de los niños entre 4 y 6 años se incrementó drásticamente entre 1995 y 1998, alcanzando ese último año el 84%. En particular, la expansión se concentró en los tres deciles más bajos de ingreso, en los cuales la tasa se incrementó del 58% al 73%, mientras en los restantes se mantuvo en el entorno del 80%. Es de señalar que la asistencia a preescolar se encontraba asociada al nivel educativo del hogar, verificándose una tasa de preescolaridad superior al 80% en 1995 en aquellos hogares donde el jefe del hogar y el cónyuge poseían más de 9 años de educación formal promedio, mientras se reducía al 58% en hogares con menos de 9 años de educación promedio.

En el caso de la muestra de alumnos de primer año de escuelas públicas de Montevideo en 1999, que se considera en este trabajo, la tasa de preescolaridad era de 89%, aunque con diferencias importantes al considerar los estratos socioeconómicos ² de las escuelas. Efectivamente, mientras aproximadamente el 97% de los alumnos de las escuelas de contexto socioeconómico Medio y Favorable habían concurrido a preescolar, lo había hecho tan sólo el 81% del Desfavorable.

La historia escolar de los alumnos tiene incidencia en los resultados obtenidos, en particular, como se mencionó anteriormente, parece existir una fuerte asociación con la asistencia a preescolar. Del análisis de la información sobre los escolares que estaban cursando primer año en 1999 se observa que aquellos que habían concurrido a preescolar obtuvieron mejores resultados, tanto en términos de bajas tasas de repetición, como en la promoción con notas más elevadas. Asimismo, esta relación se verifica tanto a nivel agregado como en los tres contextos socioeconómicos en que se agrupan las escuelas, surgiendo las mayores diferencias en el contexto Desfavorable y en el Favorable.

Como se observa en la tabla 1 el 79% de los alumnos de la cohorte de 1999 que concurrieron a preescolar aprobaron el primer año escolar, mientras lo hizo tan sólo el 53% de los que no lo habían hecho. Esta situación resulta aún más preocupante en las escuelas del contexto Desfavorable, donde mientras el 73% de los alumnos que concurrieron a

² La Administración Nacional de Educación Pública (ANEP) define cinco estratos socioeconómicos de las escuelas a partir de dos variables fundamentales: el nivel educativo materno y el nivel de equipamiento del hogar del niño. En la recolección de información se agruparon en tres estratos: Desfavorable, Medio y Favorable. (ver ANEP, 1999)

preescolar aprobó primer año en 1999, lo hizo el 51% de los que no habían asistido. Algo similar se observa en las escuelas de los otros contextos socioeconómicos, aunque es de recordar que la cantidad de alumnos que no concurrieron a preescolar es mucho menor en esos estratos.

En la publicación de Moreira et al. (2007) se señalaba también que los mejores resultados de los alumnos de primer año de escuelas públicas en 1999 se asociaban positivamente a la edad de inicio del preescolar. Efectivamente, la tasa de repetición más baja se encontraba en aquellos niños de primer año de escuelas públicas de Montevideo que habían iniciado el preescolar antes de los tres años.

Tabla 1. Resultados escolares de 1° año en 1999 de acuerdo a la asistencia a preescolar y al contexto socioeconómico de la escuela

Contexto Socioeconómico	Preescolar	No Aprobó 1° en 1999	Aprobó 1° en 1999	Total
Desfavorable	<i>No concurrió</i>	49%	51%	100%
	<i>Concurrió</i>	27%	73%	100%
	Total	32%	68%	100%
Medio	<i>No concurrió</i>	25%	75%	100%
	<i>Concurrió</i>	19%	81%	100%
	Total	19%	81%	100%
Favorable	<i>No concurrió</i>	38%	63%	100%
	<i>Concurrió</i>	13%	87%	100%
	Total	14%	86%	100%
Toda la Cohorte	<i>No concurrió</i>	47%	53%	100%
	<i>Concurrió</i>	21%	79%	100%
	Total	24%	76%	100%

Asimismo, al considerar los resultados promedio por áreas del conocimiento y por edad de inicio del preescolar de los alumnos de primer año en 1999, se confirmaban los obtenidos a nivel agregado. Independientemente del área de conocimiento se observaba sistemáticamente que las notas promedio obtenidas por los alumnos que habían comenzado el preescolar más tempranamente eran mejores a las de aquellos de inicio más tardío, y manifiestamente superiores a las de los que no habían concurrido a preescolar. Es decir, sistemáticamente los niños que habían comenzado el preescolar más tempranamente habían obtenido mejores notas que aquellos pertenecientes al mismo contexto socioeconómico pero que lo hicieron más tardíamente, o no habían concurrido a preescolar. Es mas, se concluía del análisis de los alumnos de primer año que si se comparaban los resultados de los contextos, se observaba que los niños que habían comenzado más tempranamente su educación preescolar del Desfavorable habían obtenido

mejores resultados aún que aquellos que lo habían hecho más tardíamente del contexto Medio y Favorable. Asimismo, concluían que aquellos que no habían concurrido a preescolar obtenían sistemáticamente peores resultados que los que lo habían hecho, independientemente del contexto socioeconómico y de la edad de inicio.

Tabla 2. Aprobación de 1º año en 1999 de acuerdo a edad de inicio del Preescolar

Contexto Socioeconómico	Inicio del Preescolar	No Aprobó 1º en 1999	Aprobó 1º en 1999	Total
Desfavorable	<i>A los 5 años</i>	31%	69%	100%
	<i>A los 4 años</i>	28%	72%	100%
	<i>A los 3 años</i>	16%	84%	100%
	<i>Antes de los 3 años</i>	15%	85%	100%
	<i>Todos los que Concurrieron</i>	27%	73%	100%
Medio	<i>A los 5 años</i>	31%	69%	100%
	<i>A los 4 años</i>	27%	73%	100%
	<i>A los 3 años</i>	21%	79%	100%
	<i>Antes de los 3 años</i>	15%	96%	100%
	<i>Todos los que Concurrieron</i>	19%	81%	100%
Favorable	<i>A los 5 años</i>	19%	81%	100%
	<i>A los 4 años</i>	16%	84%	100%
	<i>A los 3 años</i>	10%	90%	100%
	<i>Antes de los 3 años</i>	15%	89%	100%
	<i>Todos los que Concurrieron</i>	13%	87%	100%
Toda la Cohorte	<i>A los 5 años</i>	30%	70%	100%
	<i>A los 4 años</i>	25%	75%	100%
	<i>A los 3 años</i>	16%	84%	100%
	<i>Antes de los 3 años</i>	8%	92%	100%
	<i>Todos los que Concurrieron</i>	21%	79%	100%

Como se observa en la tabla 2 mientras el 92% de los alumnos que habían iniciado el preescolar antes de los tres años aprobaron primer año en 1999 lo hizo el 70% de los que lo iniciaron a los cinco años, mientras era el 79% de los que no habían concurrido a preescolar. Asimismo, como se observa en dicha tabla en el caso de las escuelas de contexto socioeconómico Desfavorable mientras el 85% de los que iniciaron el preescolar antes de los tres años aprobó primer año en 1999 lo hizo tan sólo el 69% de los que lo iniciaron a los 5 años. Resulta particularmente interesante la comparación de aprobación de primer año entre contextos de acuerdo a edad de inicio de preescolar. Como se observa en la tabla 2 el porcentaje de alumnos que aprobaron primer año en 1999 del contexto Desfavorable que iniciaron el preescolar antes de los tres años supera el porcentaje de aprobación de los que lo iniciaron a los cuatro y cinco años de los contextos Medio y Favorable.

Como contracara de esta situación, se aprecia también que la tasa de repetición es claramente superior en los alumnos que habían iniciado más tarde el preescolar en todos los estratos socioeconómicos, y alcanza el máximo en los que no habían concurrido. Respecto a los tramos de notas también se evidencia que, en general, es mayor la proporción de alumnos que promovieron con notas más elevadas cuando más temprana fue la edad de inicio del preescolar. Ello sugiere que los resultados al interior del contexto de las escuelas son heterogéneos y se asocian, en particular, no solo a la asistencia a preescolar sino al momento de inicio del ciclo preescolar. En las escuelas del contexto Desfavorable es donde la heterogeneidad es mayor, tanto de acuerdo a la concurrencia a preescolar, como a las edades de inicio del ciclo preescolar.

De la evaluación anterior surge que sistemáticamente los niños que comenzaron el preescolar más tempranamente obtuvieron mejores notas que aquellos pertenecientes al mismo contexto socioeconómico que lo hicieron más tardíamente, o no concurrieron a preescolar. Es mas, si se comparan los resultados entre los contextos, se observa que los niños que comenzaron más tempranamente su educación preescolar del contexto Desfavorable obtuvieron mejores resultados aún que aquellos que lo hicieron más tardíamente del contexto Medio y Favorable.

ii. Resultados escolares en 2004

Uno de los objetivos sustanciales del sistema educativo es que los alumnos culminen su ciclo escolar en seis años, como está previsto en el programa educativo. Sin embargo, del seguimiento de la cohorte de alumnos de 1999 surge que es apenas poco más de la mitad los que cumplen con el esquema temporal deseado (ver tabla 3). Resultan aún más adversos los resultados cuando se evalúa a nivel de contexto socioeconómico de las escuelas. Efectivamente, tan sólo el 59% de los alumnos de la cohorte de escuelas del contexto socioeconómico Desfavorable logró cursar sexto año en tiempo, lo que contrasta con el 65% en el Medio y el 75% en el Favorable. Es de señalar que casi la totalidad de los alumnos que lograron cursar sexto año en tiempo lo aprobaron y no existen diferencias significativas por contexto socioeconómico.

Si se evalúa cual era la situación curricular en 2004 de los alumnos que cursaron primer año en 1999, es decir cuando deberían haber estado cursando sexto año, si no hubieran repetido ninguna vez, de acuerdo a si concurrieron o no a preescolar, se puede obtener una imagen más acabada de su performance escolar. Como se observa en la tabla 3, en 2004 el 59% de los alumnos que habían concurrido a preescolar cursaban sexto año, mientras era tan sólo el 26% de aquellos que no lo habían hecho, distribución que obviamente depende de la historia de repetición de los alumnos. Como consecuencia de ello los alumnos que concurrieron a preescolar (89% de la población) se encontraban sobre-representados en el conjunto de los que cursaban sexto año en 2004 (95%).

Al evaluar la situación de los alumnos en 2004 de acuerdo al contexto socioeconómico de las escuelas y a la concurrencia a preescolar se observan importantes diferencias, tanto entre los contextos como al interior de los mismos. En los tres contextos se constata que los alumnos que habían concurrido a preescolar se encontraban sobre-representados en los que cursaban sexto año en tiempo (en 2004), en relación a su participación en la población del contexto. Como se puede observar en la tabla 3, en el caso de los alumnos de escuelas del contexto Desfavorable, donde sólo el 41% cursaba sexto año en 2004, lo hacía el 45% de los que habían concurrido a preescolar y tan sólo el 25% de los que no lo habían hecho.

Tabla 3. Alumnos que Cursaron 6° año en 2004 y calificaciones de acuerdo a concurrencia a Preescolar

Contexto Socioeconómico	Preescolar	Resultado de los que asistieron a 6° año en 2004			No Asistieron a 6° año en 2004	Total
		Repitió	Bien y Muy Bien	Más de Muy Bien³		
Desfavorable	No Asistió	0.0	21.9	3.1	75.0	100
	Asistió	0.7	27.2	16.9	55.2	100
	Total	0.6	26.3	14.4	58.8	100
Medio	No Asistió	0.0	0.0	0.0	100.0	100
	Asistió	1.7	36.9	27.3	34.1	100
	Total	1.7	36.3	26.8	35.2	100
Favorable	No Asistió	0.0	42.9	14.3	42.9	100
	Asistió	0.4	43.5	32.6	23.5	100
	Total	0.4	43.5	32.1	24.1	100
Toda la Cohorte	No Asistió	0.0	22.3	3.7	74.0	100
	Asistió	0.9	34.1	23.9	41.0	100
	Total	0.8	32.9	21.8	44.4	100

³ El sistema escolar uruguayo califica en una escala de 12. Por orden de menor a mayor las notas de aprobación son las siguientes: B= Bueno (6); BMB=Bueno Muy Bueno (7); MBB= Muy Bueno Bueno (8); MB=Muy Bueno (9); MBSTE=Muy Bueno Sobresaliente (10); STEMB=Sobresaliente Muy Bueno (11); STE= Sobresaliente (12).

En el contexto Medio, mientras el 76% de los que habían concurrido a preescolar cursaban sexto año no lo hacía ninguno de los que no habían concurrido. Por su parte, el 59% de los alumnos que habían asistido a preescolar de escuelas del contexto Favorable cursaban sexto año en 2004 y lo hacía el 59% de los que no habían concurrido. Por su parte, se observa en la tabla 3 que la proporción de los alumnos que habían concurrido a preescolar que obtuvieron notas más elevadas era claramente superior que en la de aquellos que no lo habían hecho, independientemente del contexto socioeconómico de la escuela.

Si se considera el avance de los alumnos de la cohorte en el ciclo escolar de acuerdo a la concurrencia a preescolar en contraste con aquellos que no concurrieron, como se presenta en la tabla 4, surge que los que habían concurrido se encontraban 8,7 meses adelantados, en promedio, respecto a los que no habían concurrido a preescolar. Por su parte, si se considera la edad de inicio de preescolar en relación a los que no habían concurrido, se observa que los que lo habían comenzado a los cinco años se encontraban, en promedio, cinco meses adelantados en el ciclo escolar respecto a los que no habían concurrido a preescolar, mientras los que lo habían comenzado a los cuatro años estaban casi nueve meses adelantados y los que lo habían hecho antes de los tres años de edad estaban 12 meses adelantados respecto a los que no habían concurrido a preescolar.

Es de destacar que las diferencias en el caso de los alumnos de las escuelas de contexto socioeconómico Favorable es muy baja de acuerdo a la edad de inicio del preescolar, e inclusive se observa que en el caso de los que lo iniciaron a los cinco años la diferencia en el avance en promedio es menor que los que no concurrieron. Seguramente que esta escasa diferencia lo explica el promedio educativo del hogar, que como se señaló anteriormente es una de las variables de las que se vale ANEP para la definición del estrato socioeconómico de la escuela, que probablemente le permite compensar la no asistencia a preescolar. Obsérvese que en este caso la diferencia en el año alcanzado promedio por los que asistieron y los que no asistieron es muy escasa.

La expansión de la educación preescolar parece ser una política que contribuye a la mejora en los resultados escolares, especialmente en la población de hogares de bajo nivel socioeconómico, donde la cobertura privada era menor. Los alumnos del contexto

Desfavorable que concurren a preescolar lograron, en algunos casos, mejores rendimientos que los alumnos de otros contextos que no concurren a preescolar.

Tabla 4. Año curricular promedio alcanzado de acuerdo a edad de inicio del preescolar

Contexto Socio-económico	Asistencia a Preescolar	Año promedio alcanzado en 2004	Diferencia en meses con los que no asistieron del estrato
Desfavorable	<i>No Asistió a preescolar</i>	4,69	0
	<i>Asistió a preescolar</i>	5,26	6,7
	<i>Inició Preescolar antes de 3 años</i>	5,36	7,9
	<i>Inició Preescolar a los 3 años</i>	5,51	9,8
	<i>Inició Preescolar a los 4 años</i>	5,33	7,6
Medio	<i>Inició Preescolar a los 5 años</i>	5,14	5,3
	<i>No Asistió a preescolar</i>	4,33	0
	<i>Asistió a preescolar</i>	5,58	14,9
	<i>Inició Preescolar antes de 3 años</i>	5,76	17,1
	<i>Inició Preescolar a los 3 años</i>	5,59	15,0
Favorable	<i>Inició Preescolar a los 4 años</i>	5,53	14,3
	<i>Inició Preescolar a los 5 años</i>	5,33	12,0
	<i>No Asistió a preescolar</i>	5,57	0
	<i>Asistió a preescolar</i>	5,69	1,5
	<i>Inició Preescolar antes de 3 años</i>	5,84	3,2
Toda la Cohorte	<i>Inició Preescolar a los 3 años</i>	5,76	2,3
	<i>Inició Preescolar a los 4 años</i>	5,60	0,4
	<i>Inició Preescolar a los 5 años</i>	5,35	-2,7
	<i>No Asistió a preescolar</i>	4,74	0
	<i>Asistió a preescolar</i>	5,46	8,7
Toda la Cohorte	<i>Inició Preescolar antes de 3 años</i>	5,75	12,1
	<i>Inició Preescolar a los 3 años</i>	5,62	10,6
	<i>Inició Preescolar a los 4 años</i>	5,46	8,7
	<i>Inició Preescolar a los 5 años</i>	5,18	5,2

Si bien la concurrencia a preescolar y la edad de inicio del mismo parecen afectar los resultados de los alumnos, se debe considerar que la decisión de concurrencia a preescolar no parece ser independiente del nivel educativo de la madre, o del núcleo familiar, y de la situación socioeconómica del hogar, como se verá en la sección siguiente. Por su parte, como señala Moreira et al. (2007) la educación de la madre, o del hogar, también parecen afectar directamente el resultado escolar, en tanto al analizar los resultados de los alumnos de primer año de acuerdo a la educación de la madre, se concluye que los mejores resultados se asociaban al mayor nivel educativo de la madre. Es más, constataban que la tasa de repetición decrecía sistemáticamente al incrementar el nivel educativo de la madre, así como aumentaba la proporción de niños que habían obtenido notas superiores.

Si bien el análisis anterior, así como los de Nagle y Tansini (2000) y Moreira et al.(2007), evidencian la existencia de diferencias significativas en los resultados de los alumnos de de escuelas públicas de Montevideo de acuerdo al nivel educativo y cultural del hogar, y a la concurrencia a preescolar, por ser un análisis parcial no permite evaluar la incidencia de los distintos factores en el resultado escolar. Es mas, en dicho análisis no se consideran variables institucionales de la escuela que podrían ser muy relevantes para el resultado escolar. El análisis mediante funciones de producción permite evaluar más adecuadamente la incidencia de distintas variables en el resultado escolar. (Prichett y Deon, 1997). Existen numerosos estudios que señalan que las variables institucionales, como por ejemplo la relación alumnos por maestro, educación y experiencia del docente, etc. son muy relevantes para explicar el resultado escolar, a pesar que otros le restan significación a tales variables. La aproximación mediante la función de producción de los resultados escolares permite mejorar el análisis de esos resultados en tanto considera el efecto simultáneo de diferentes variables que reflejan las condiciones del niño en el hogar, además de la preescolaridad, como el nivel educativo y cultural del hogar y los ingresos del mismo.

II. Modelización y origen de la información

En este trabajo se evalúa de qué depende la probabilidad de obtener la promoción en primer año de los alumnos de primer año de escuelas públicas y seis años después, cuando debería haberse culminado el ciclo escolar. En particular, se evalúa la incidencia en la probabilidad de obtener dichos resultados de variables que caracterizan al hogar del educando, la asistencia a preescolar y de variables institucionales referidas a la escuela. Se pretende, en este trabajo, evaluar en particular la incidencia de la preescolaridad en la probabilidad del alumno de primer año de promover y obtener las calificaciones más elevadas, lo que se considera como el corto plazo, así como realizar el análisis del impacto de la preescolaridad seis años después, lo que se considera como el largo plazo.

En este trabajo se cuenta con una base de datos construida a partir de dos fuentes de información del período 1999 a 2005, por un lado de la escuela a la que concurrió el niño/a a primer año en 1999 y, por otro, del hogar del alumno. La información del hogar proviene de dos encuestas que se realizaron en julio de 1999 y noviembre de 2006 a los hogares de los niños de la cohorte de alumnos de primer año de las escuelas públicas de Montevideo.

La muestra aleatoria inicial era de 900 alumnos, la que se definió como una muestra estratificada de proporciones para poblaciones finitas de los 17430 alumnos de primer año de escuelas públicas de Montevideo. Sin embargo, en este trabajo se consideran tan sólo un panel de 770 observaciones debido a falta de información, que corresponden a 14.370 alumnos del universo. La estratificación se realizó basándose en la definición por contextos socioeconómicos: Desfavorable, Medio y Favorable, que especifica ANEP, de acuerdo a la información socio-cultural de los hogares de los niños de terceros y sextos años de las escuelas de Montevideo⁴. La información correspondiente a la escuela, los maestros y los resultados de los alumnos se obtuvieron directamente de las escuelas. Es de notar que la información que se utiliza en este trabajo, tanto referida a los maestros como las notas finales de los niños corresponden a todo el año lectivo, por lo cual la nota final corresponde a la evaluación que realizó la maestra de la actuación del niño a lo largo del año lectivo.

La información disponible permitió la construcción de distintas variables referidas al rendimiento académico de los alumnos. Respecto a los resultados de primer año (Corto Plazo) una de ellas es la calificación obtenida por el alumno en una escala de 1 a 12, lo que seguramente presenta limitaciones, puesto que ha sido criticada como medida adecuada del rendimiento escolar. Otra medida considerada es la aprobación o no del primer año por el alumno, para lo que se construyó una variable binaria (aprobó igual a 1 y cero en otro caso), con el fin de tomar en cuenta parte de la discusión que sobre el punto se ha desarrollado. Si bien las notas obtenidas por los alumnos seguramente presentan limitaciones a la hora de evaluar el rendimiento escolar, de todas formas creemos que constituye una aproximación relevante a la hora de evaluar los avances del educando de acuerdo al programa escolar.

Respecto a la medida de rendimiento de Largo Plazo, definimos una variable binaria que es igual a uno si el alumno aprobó sexto año en 2004 de acuerdo a lo previsto en el programa escolar. Adicionalmente construimos otra variable que es una medida lineal de resultados (*Performance*) en que la calificación obtenida en 2004 es multiplicada por un factor igual a uno si corresponde a sexto año, e igual a cinco sextos si la nota obtenida en 2004 corresponde a quinto año, a cuatro sextos si es de cuarto año, y así sucesivamente.

⁴ Por las características técnicas de la muestra ver Nagle y Tansini (2000) y Moreira et al.(2007).

Las variables explicativas consideradas en la modelización se definieron de la siguiente forma:

- **Preescolar.** Una variable binaria igual a uno si el alumno/a concurre a preescolar y cero en otro caso.
- **Educación de los padres.** Es el promedio de los años de educación formal de los Padres del alumno/a.
- **Educación de la Madre mayor a 9 años.** Una variable binaria igual a uno si la educación formal de la madre es mayor a 9 años y cero en otro caso.
- **Educación de la Madre mayor a 6 años.** Una variable binaria igual a uno si la educación formal de la madre es mayor a 6 años y cero en otro caso.
- **Vive con los Padres.** Una variable binaria igual a uno si el alumno/a vive con los padres biológicos y cero en otro caso.
- **Más de 10 Libros.** Una variable binaria igual a uno si hay más de 10 libros en el hogar y cero en otro caso.
- **Más de 20 Libros.** Una variable binaria igual a uno si hay más de 20 libros en el hogar y cero en otro caso.
- **Más de 50 Libros.** Una variable binaria igual a uno si hay más de 50 libros en el hogar y cero en otro caso.
- **Personas por Habitación.** Este es un índice de hacinamiento en el hogar.
- **Otro niño entre 4 y 6 años.** Es una variable binaria igual a uno si había otros niños entre 4 y 6 años en el hogar en 1999.
- **Otro niño entre 8 y 15 años.** Es una variable binaria igual a uno si había otros niños entre 8 y 15 años en el hogar en 1999.
- **Maestra Suplente.** Una variable binaria igual a uno si la maestra/o a cargo de la clase era suplente y cero en otro caso.
- **Porcentaje de Repetidores.** Porcentaje promedio anual de alumnos repetidores de la escuela entre 1999 y 2004.

La evaluación de la información se realiza considerando distintos factores que puedan afectar la performance escolar (como por ejemplo características de la escuela y de la historia del alumno/a, así como características del hogar y del entorno socioeconómico del alumno/a) pero dándole particular importancia al efecto potencial de la preescolaridad. Asimismo, la modelización define el corto plazo como los resultados escolares en primer año (1999), en tanto el largo plazo se refiere a los resultados escolares seis años después (2004, cuando deberían haber culminado el ciclo escolar, de acuerdo al programa escolar).

La modelización se realiza sobre una aproximación de función de producción, es decir se asume que el alumno/a recibe una cierta cantidad de insumos del hogar, el contexto socioeconómico que lo rodea y de la escuela a la que concurre. Definimos como el “producto” de este proceso productivo (proceso de aprendizaje) por el resultado académico del alumno/a. Es decir, asumimos que es una función:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_k),$$

donde x_1, x_2, \dots, x_n son variables dando cuenta de los distintos factores que contribuyen al resultado académico del niño/a, definido como y , en base a las variables definidas anteriormente. Esta aproximación se basa en que para evaluar nuestras hipótesis se debe regresar un indicador de la performance escolar sobre una serie de factores que potencialmente contribuyan a dicho resultado. Respecto a las variables de performance una de ellas es binaria (aprobó/no aprobó primer año, para el corto plazo, y aprobó/no aprobó sexto año, para el largo plazo), y la otra es continua (notas de primer año en el corto plazo, y la variable *Performance*, en el largo plazo). En el primer caso la modelización adecuada podría ser una probit, y en el segundo la estimación parecería ser de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Sin embargo, la estimación de estos modelos no es trivial. El problema básico es que una de las variables relevantes, Concurrió a Preescolar, probablemente este determinada por factores que también contribuyan a la performance escolar. Por ello enfrentamos un caso de regresores estocásticos que probablemente estén correlacionados, lo que si se estimara por los métodos antes señalados, probablemente resulte en estimadores sesgados. La estrategia para superar este problema sería la estimación conjunta de una ecuación de concurrencia a preescolar y otra de performance escolar.

Dado que como señalamos anteriormente la concurrencia a preescolar del niño no parecería que es independiente de las características del hogar y en particular del nivel educativo y cultural de sus integrantes. La especificación del modelo parte de una estimación de los determinantes de la concurrencia a preescolar, en cuyo caso el modelo probit es el adecuado.

En este caso se asume la existencia de una variable latente representando la asistencia a preescolar, que es linealmente dependiente de una serie de variables independientes que caracterizan al hogar. Es decir, asumimos que En primer lugar estimamos

$$y_{li}^* = \beta_1' x_{li} + \varepsilon_{li},$$

Donde x_i es un vector $k \times 1$ de variables explicativas y β es un vector $k \times 1$ de parámetros. Asimismo, observamos una variable binaria asociada:

$$y_{ii} = \begin{cases} 1 & \text{si el alumno concurrió a preescolar } (y_{ii}^* > 0), \\ 0 & \text{en otro caso } (y_{ii}^* \leq 0). \end{cases}$$

Por lo que la estimación probit resulta:

$$P[y_{ii} = 1 | \mathbf{x}_i] = F(\boldsymbol{\beta}'_i \mathbf{x}_i), \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, n\}.$$

Como se observa en la tabla 6 donde se presentan los resultados de la estimación de un modelo Probit en toda la muestra, los parámetros se estimaron con un nivel de significación estadística mayor al 1% (el valor crítico al 1% es $|t|=2.33$).

En particular, el modelo muestra que el capital cultural del hogar (más de 20 libros en el hogar) es la variable con mayor efecto marginal positivo para la concurrencia del niño a preescolar, seguido por la Educación Promedio de los Padres. Por el contrario tiene un efecto marginal negativo, y significativo, el que existan otros niños mayores en el hogar y el nivel de hacinamiento en el hogar. Probablemente, y el capital cultural y la educación de los padres están señalando que el costo de oportunidad de haberse quedado al cuidado del niño era muy elevado para los integrantes del hogar, por lo cual ello resulta un incentivo para que se envíe al niño a preescolar. Por el contrario que en el hogar haya otros integrantes entre 8 y 15 años podría haber constituido una opción de cuidado del niño y de esa forma sería un desincentivo a enviarlo a preescolar. El nivel de hacinamiento en el hogar probablemente incida negativamente en el envío del niño a preescolar por dos razones. Por un lado por que se asocia a un nivel de ingreso menor del hogar, y por otro por disponer de personas que se puedan hacer cargo del cuidado del niño.

La confirmación de que las características del hogar contribuirían a explicar la asistencia a preescolar argumenta en favor de considerar que puede existir algún nivel de endogeneidad de esta variable al incluirla en un modelo explicativo de los resultados escolares, como se señaló anteriormente. Sin embargo, es de notar, que distintas pruebas, por ejemplo el test de Hausman, nos permitió rechazar la hipótesis de endogeneidad de la modelización incluyendo la asistencia a preescolar. Sin embargo este test depende crucialmente de la calidad de las variables instrumentales que se dispongan, por lo cual no se puede considerar esas evaluaciones como definitivas. Por ello, consideramos que podríamos estar

incluyendo un sesgo en la estimación, particularmente en el parámetro estimado de la asistencia a preescolar, al incluirla en un modelo probit tradicional.

Tabla 6. Estimación Probit de asistencia a preescolar de toda la muestra y de asistir antes de los 5 años de los que concurrieron a preescolar

	<i>Concurrió a Preescolar</i>	
	<i>Coefficientes</i>	<i>Efecto Marginal</i>
<i>Educ. de los Padres</i>	0,113 (3,85)	0,013
<i>Personas por Habitación</i>	-0,100 (-2,48)	-0,012
<i>Otro niño entre 8 y 15 años</i>	-0,527 (-3,21)	-0,056
<i>Más de 20 libros en Hogar</i>	0,433 (2,53)	0,049
<i>Intercepto</i>	1,087 (3,75)	---
<i>Porcentaje Observado</i>	0,9039	
<i>Porcentaje Estimado</i>	0,9436	
<i>Obs.</i>	770	
<i>Pseudo R²</i>	0,1528	
<i>Log-likelihood</i>	-206.42	
<i>Wald Chi²</i>	61,660	

Considerando esta sospechas nos inclinamos a la especificación de un modelo probit bivariado recursivo y otro de Efectos de Tratamiento (Madala, 1983), en tanto ello permite testear la exogeneidad de la asistencia a preescolar y los resultados escolares. El supuesto de que las perturbaciones aleatorias de las ecuaciones están correlacionadas permite modelar aquellas decisiones que implican entornos comunes (Maddala.1983).

La estructura es de dos ecuaciones, son una extensión de los modelos multiecuacionales de regresión clásicos, en el que se considera un sistema de ecuaciones cuyos errores están correlacionados (Greene, 2003). Por ello especificamos del modelo simultáneo con una variable latente de *Asistencia a Preescolar*, asociada a una variable binaria observada. A esta ecuación auxiliar se agrega una segunda que determina la performance escolar, por lo que el modelo con dos ecuaciones es la siguiente:

$$y_{1i}^* = \beta_1' x_{1i} + \varepsilon_{1i}, \quad (1)$$

$$y_{2i}^* = \delta y_{1i}^* + \beta_2' x_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

La variable latente y_{1i}^* tiene una variable binaria asociada *Asistió/No Asistió a Preescolar*. La variable y_{2i}^* identifica el resultado escolar. Los términos estocásticos $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})$ son independientes y idénticamente normal distribuidos con media $E(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = (0, 0)$ y varianza:

$$\text{var}(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho \\ \rho & \sigma_2^2 \end{bmatrix}.$$

En el caso en que se asume que la variable y_{2i}^* esta asociada a una variable observable $y_{2i} = 1$ si $y_{2i}^* > 0$ y cero en otro caso, estamos frente a un probit bivariado, con $\sigma_1 = \sigma_2 = 1$. Este modelo puede estimarse por Máxima Verosimilitud, de acuerdo Maddala (1983).

En el caso en que la variable y_{2i} sea continua, de manera que $y_{2i} = y_{2i}^*$, podemos asumir que:

$$\text{var}(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \lambda \\ \lambda & 1 \end{bmatrix}.$$

Este modelo se denomina a menudo como de Tratamiento de Efectos, pudiéndose estimar también por Máxima Verosimilitud, en dos etapas (Maddala, 1983).

En el caso de dos variables binarias (probit bivariado), se tendría que la variable y_{1i} sería la concurrencia a preescolar y y_{2i} es si el alumno aprobó primer año en 1999 en el corto plazo (o aprobó sexto año en 2004, en el largo plazo). Por su parte, X_{1i} son variables que caracterizan al hogar del niño (Educación, Hacinamiento, otros niños, etc.) y X_{2i} son variables que caracterizan el hogar y la escuela a la que concurre el niño. Es decir, se tendría:

$$y_{1i} \begin{cases} 1 & \text{si el alumno concurre a preescolar} \\ 0 & \text{si el alumno no concurre a preescolar} \end{cases}$$

$$y_{2i} \begin{cases} 1 & \text{si el alumno aprobó primer año} \\ 0 & \text{si el alumno no aprobó primer año} \end{cases}$$

Las ecuaciones 1 y 2 constituyen un modelo probit bivariado por el que se estima la relación entre la aprobación de primer año (o aprobación de sexto año en 2004) y la concurrencia a preescolar, respectivamente. Como se señaló anteriormente los términos de

error ε_{1i} y ε_{2i} se asume que tienen una distribución *iid* normal bivariada con media 0 y varianza 1, así como que la correlación entre ellos es $Cov(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = \rho$. El parámetro ρ puede interpretarse como la correlación de las variables explicativas inobservables y/o observables omitidas de ambas ecuaciones. Por su parte, el no rechazo de la hipótesis de $\rho=0$ por el test de Wald indicaría que y_{1i} y ε_{2i} no están correlacionados y, consecuentemente se podrían estimar las dos ecuaciones independientemente. Las ecuaciones pueden ser estimadas eficientemente mediante máxima verosimilitud (Maddala, 1983).

Por su parte en el caso en que se consideran las notas obtenidas por los alumnos en primer año en 1999 (o la variable *Performance* para el Largo Plazo), que son variables continuas, pero la asistencia a preescolar sigue siendo sospechada de endogeneidad. La modelización de efectos de tratamiento atiende al sesgo debido a la correlación del regresor con las variables omitidas, al incorporar un término a la regresión que representa que la esperanza del error no sea cero. En la estimación de Efectos de Tratamiento, el rechazo de la hipótesis de $H_0: \rho = 0$ indicaría que las ecuaciones se podrían estimar independientemente sin problemas de sesgo.

A. Efectos de Corto Plazo

En la tabla 7 se presentan las estimaciones de la (1) probabilidad de los alumnos de aprobar primer año del modelo probit bivariado, y del (2) modelo de Efectos de Tratamiento para las notas de primer año, para el conjunto de los alumnos de la muestra.

Como se observa en dicha tabla el test de Wald permite rechazar la hipótesis de $H_0: \rho = 0$ en ambos casos al menos al 5%, lo que indica que se rechaza la hipótesis de exogeneidad y que la estimación conjunta es adecuada en los dos casos. Sin embargo, es de notar que sorprende el signo negativo de ρ en tanto se podría esperar el signo contrario puesto que es de suponer que los factores que afecten la concurrencia a preescolar, como señalamos anteriormente, incidan positivamente en los resultados escolares. De todas formas es de señalar que $\rho < 0$ o $\lambda = 0$ estarían indicando que la estimación por Probit y por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), respectivamente, subestimaría significativamente el efecto de la preescolaridad en los dos modelos de la tabla 7. Por su parte, todos los parámetros

fueron estimados con un nivel de significación estadística mayor al 1% (el valor crítico es 2.58), excepto para la variable *Vive con los Padres* y el *Intercepto*, estadísticamente significativos al menos al 5% (el valor crítico es 1.96).

De la evaluación de las estimaciones de la probabilidad de aprobar primer año de concurrencia a preescolar por probit bivariado se puede concluir que los parámetros presentan los signos esperados y alta significación. En particular, es de señalar que la asistencia a preescolar es altamente significativa y positiva tanto para la aprobación como para las calificaciones obtenidas en 1999, así como la educación de la madre y el capital cultural del hogar (*Más de 10 libros*). El que viva con los padres parece tener un menor impacto positivo que las variables de nivel educativo y cultural del hogar. Por el contrario, se observa un impacto negativo, y significativo, de la presencia de otros niños menores en el hogar y, es de destacar, el que la maestra sea suplente afectan negativamente a la probabilidad de aprobación de primer año por el alumno.

Cuando evaluamos la estimación realizada por Efectos de Tratamiento se obtiene valores de λ , la covarianza entre las perturbancias y con un nivel de significación estadística muy elevada. En este caso también la mayoría de los parámetros se estimaron con una alta significación estadística, excepto para el caso de la presencia de niños menores en el hogar (*Otro niño entre 4 y 6 años*) aunque resulta significativa por lo menos al 5%.

Los resultados en general son bastante similares a los de probit bivariado. La preescolaridad también en este caso es la variable de mayor impacto positivo, seguido por la educación de la madre y el capital cultural del hogar (*Más de 10 Libros*), cobrando relevancia el hecho de que viva con los Padres. Por su parte, el mayor impacto negativo en las notas obtenidas en primer año proviene, nuevamente, de que la maestra fuese suplente, seguido por la presencia de otro niño menor en el hogar. Es de notar, que al igual que en el caso anterior, el que $\rho < 0$ indica que si la estimación se hiciera por MCO se estaría subestimando el efecto marginal de la preescolaridad.

Estos resultados sugieren, por ambos métodos, que el efecto de la preescolaridad es significativamente mayor cuando se considera en la modelización la posibilidad de que la

variable binaria este correlacionada con la variable de resultados escolares que se pretende explicar, a los estimados por probit y MCO.

Tabla 7. Estimación Probit Bivariada de la aprobación de 1° año en 1999 y de Efectos de Tratamiento de las notas de 1° año. Corto Plazo. Toda la muestra

	<i>Aprobó/No aprobó 1° año en 1999</i>		<i>Notas de 1° año en 1999</i>
	<i>(1) Probit Bivariado</i>		<i>(2) Efectos de Tratamiento</i>
	<i>Coefficientes</i>	<i>Efecto Marginal</i>	<i>Coefficientes</i>
<i>Asistió a Preescolar</i>	1.600 (5.40)	0.559	4.476 (10.35)
<i>Otro niño entre 4 y 6 años</i>	-0.551 (-3.91)	-0.123	-0.357 (-1.91)
<i>Maestra suplente</i>	-0.427 (-3.70)	-0.122	-0.571 (-2.86)
<i>Educación de la Madre mas de 6 años</i>	0.348 (3.02)	0.092	0.836 (4.67)
<i>Vive con los Padres</i>	0.237 (2.14)	0.064	0.619 (3.61)
<i>Más de 10 libros</i>	0.380 (3.34)	0.107	0.679 (3.63)
<i>Intercepto</i>	-0.642 (-2.06)	---	2.393 (5.15)
<i>Función auxiliar: Concurrió a Preescolar</i>			
<i>Educación de los Padres</i>	0.121 (4.25)	0,057	0.105 (3.90)
<i>Personas por Habitación</i>	-0.102 (-2.71)	-0,010	-0.132 (-3.90)
<i>Otro niño entre 8 y 15 años</i>	-0.510 (-3.12)	-0,047	-0.544 (-3.76)
<i>Más de 20 libros</i>	0.417 (2.53)	0,050	0.369 (2.32)
<i>Intercepto</i>	1.021 (3.64)	---	1.216 (4.71)
θ		-0.706 (-2.77)	-0.963 (-8.08)
σ		---	0.880 (32.09)
ρ		-0.608 (-3.78)	-0.746 (-14.09)
σ		---	2.410 (36.48)
λ		---	-1.797 (-11.19)
<i>Observaciones</i>	770		770
<i>Log likelihood</i>	-537.81		-1903.39
<i>Wald χ^2</i>	203.7		271.33
<i>Test de Wald de $\rho = 0$: χ^2 (1)</i>	7.673		65.35
<i>Prob > χ^2</i>	0.049		0

De todas formas es de señalar que ambas variables de resultados no sean necesariamente un buen proxy de los resultados escolares, pero el que los resultados obtenidos con indicadores que difieren en la cantidad de información que capturan, incrementan la certeza en el que la preescolaridad es un factor altamente relevante para los buenos resultados escolares.

B. Efectos de Largo Plazo

Como señalamos anteriormente nuestro interés adicional era evaluar si el impacto positivo de la preescolaridad, y de su inicio a edad temprana, que constatamos para los alumnos de primer año (lo que definimos como el corto plazo) es duradero y relevante en el largo plazo escolar, es decir 6 años después del inicio escolar, en 2004. Para ello estimamos un modelo probit bivariado de la probabilidad de haber aprobado sexto año en 2004 para toda la muestra (1) y por Efectos de Tratamiento de la variable *Performance*, que pretende capturar la performance del alumno seis años después de su inicio escolar (2).

Los resultados que se presentan en la tabla 8 nuevamente muestran que no se puede rechazar la hipótesis cero de que $H_0: \rho=0$ por lo menos al 1%, por lo que nuevamente la estimación conjunta es recomendable. Al evaluar las estimaciones de los resultados escolares en 2004 recordamos que la modelización de la probabilidad de concurrencia a preescolar en toda la muestra, son idénticas a cuando se evaluó los alumnos de primer año, y nuevamente no muestran diferencias sustanciales en la estimación probit Bivariada y de modelos de Efectos de tratamiento.

Respecto a los parámetros estimados de la probabilidad de aprobar sexto año en 2004, como se observa en la tabla 8 (1), nuevamente la concurrencia a preescolar tiene un impacto mayor en la estimación conjunta con muy alta significación no registrándose diferencias relevantes en los restantes parámetros entre la estimación probit y la probit bivariada. Se observa que en el largo plazo el efecto marginal de la *Asistencia a Preescolar* es prácticamente igual al que esa variable presentaba en la probabilidad de aprobación de primer año en 1999. (ver tabla 7) Este resultado es en cierta medida inesperado pues en estimaciones previas se reducía su impacto, pero probablemente, como lo evidencia que $\rho < 0$ ello se deba a que dicha estimación subestimaba su impacto.

Tabla 8. Estimación Probit Bivariada de aprobar 6° año en 2004 y de Efectos de Tratamiento de la variable Performance

	<i>Todas las observaciones</i>		
	<i>Aprobó/No aprobó 6° año en 2004</i>		<i>Performance</i>
	<i>(1) Probit Bivariado</i>		<i>(2) Efectos de Tratamiento</i>
	<i>Coefficientes</i>	<i>Efecto Marginal</i>	<i>Coefficientes</i>
<i>Asistió a Preescolar</i>	1.569 (8.21)	0.526	4.179 (10.38)
<i>Otro niño entre 4 y 6 años</i>	-0.261 (-2.36)	-0.100	-0.254 (-1.11)
<i>Educación de la Madre más de 9 años</i>	0.375 (3.21)	0.143	1.248 (5.43)
<i>Vive con los Padres</i>	0.286 (2.91)	0.112	0.793 (3.92)
<i>Más de 50 libros</i>	0.458 (3.55)	0.172	0.841 (3.47)
<i>Porcentaje de Repetidores</i>	-3.881 (-4.15)	-1.517	-6.551 (-3.40)
<i>Intercepto</i>	-0.991 (-3.84)		3.061 (5.83)
<i>Función auxiliar: Concurrió a Preescolar</i>			
<i>Educación de los Padres</i>	0.114 (3.77)	0.014	0.114 (3.61)
<i>Personas por Habitación</i>	-0.117 (-3.27)	-0.014	-0.124 (-3.44)
<i>Otro niño entre 8 y 15 años</i>	-0.579 (-3.82)	-0.064	-0.702 (-4.63)
<i>Más de 20 libros</i>	0.451 (2.90)	0.053	0.427 (2.74)
<i>Intercepto</i>	1.142 (3.98)		1.262 (4.35)
θ		-0.883 (-4.37)	-0.725 (-7.80)
σ		---	0.983 (34.65)
ρ		-0.708 (-7.02)	-0.620 (-10.83)
σ		---	2.672 (35.25)
λ		---	-1.656 (-9.14)
<i>Observaciones</i>		770	770
<i>Log-likelihood</i>		-653.08	-2,005
<i>Wald χ^2</i>		272.4	378.44
<i>Test de Wald de $\rho=0$: χ^2 (1)</i>		19.067	60.79
<i>Prob $>\chi^2$</i>		0	0

Asimismo, en dicha tabla se observa que la siguiente variable en relevancia del efecto marginal positivo en la probabilidad de aprobar sexto año en tiempo, es el capital cultural

del hogar y la educación de la madre (en este caso Más de 50 Libros y más de 9 años de educación).

Por su parte, el que viva con los padres sigue teniendo un impacto positivo, pero menor a las variables previas. La incidencia negativa mayor proviene del porcentaje de repetidores de la escuela entre 1999 y 2004, seguido por que hubiese otro niño menor que el alumno en el hogar.

La modelización por Efectos de Tratamiento de la variable *Performance*, donde los parámetros ρ y λ se estimaron con significación al menos al 1%, también evidencia que la modelización conjunta es la adecuada y que se subestimaría el rol de la preescolaridad ($\rho < 0$) si no se hiciera de esa forma. En esta estimación también se observa que el impacto positivo de la preescolaridad sobre la *Performance* es similar a la estimada para las notas obtenidas en primer año en 1999, y altamente significativa, aunque es de señalar que las variables a explicar no son directamente comparables.

Es de destacar que la *Asistencia a Preescolar* es la variable de mayor impacto positivo en los resultados escolares en el Largo Plazo, seguido por que la madre tenga una educación superior a los 9 años y que el capital cultural del hogar sea elevado (Más de 50 Libros en el Hogar), a las que se suma que el alumno viva con los padres. Por su parte, el impacto negativo en la *Performance* en el Largo Plazo proviene de la historia de repeticiones de la escuela a la que concurre el alumno.

Estos resultados permiten concluir que la preescolaridad tiene un rol positivo y altamente significativo también el largo plazo, es decir al considerar la situación del alumno seis años luego de su inicio escolar. Asimismo, es de señalar que en el largo plazo la performance de la escuela afecta negativamente al desempeño escolar, el que puede ser compensado por la capacidad del hogar de suplementar a la escuela y de asignarle atención al educando.

III. Conclusiones

La educación preescolar no era universal en Uruguay, ni tampoco obligatoria, hasta 1999, y de acuerdo a la Encuesta Continua de Hogares del Instituto Nacional de Estadísticas de Uruguay, el porcentaje de niños entre 4 y 6 años que asistieron a preescolar en 1995 era el 70%. La Reforma Educativa iniciada en 1995 definió la universalización de la educación preescolar a partir de los cuatro años como uno de sus objetivos más importantes, lo que se alcanzó para los niños de cinco años recién en 1999. Esta medida estaba orientada a incrementar la aptitud de los niños en su proceso escolar, dado que se consideraba que la mayoría no estaba adecuadamente preparado al momento de su inicio, especialmente en los sectores socioeconómicos más desposeídos.

La evaluación de los resultados de los alumnos sugiere que la educación preescolar es relevante para el rendimiento de los alumnos de escuelas públicas de Montevideo, lo que se confirma por el análisis de función de producción de la información de la cohorte, tanto para el corto como para el largo plazo. Estimaciones probit y de Mínimos Cuadrados Ordinarios anteriores de los resultados escolares sugerían que el efecto de la preescolaridad era algo menor en largo plazo, es decir luego de seis años de escolaridad. Sin embargo, considerando que la decisión de asistencia a preescolar es tomada en el hogar del niño, existía cierta sospecha de que dichas estimaciones presentaran un sesgo debido a la posible endogeneidad de dicha variable.

Con el fin de atender a esta preocupación en este trabajo se realizaron estimaciones Probit Bivariado y por Efectos de Tratamiento, en tanto ello permite testear la exogeneidad de la variable asistencia a preescolar en la modelización de la performance del alumno en el Corto y el Largo Plazo.

En la estimación de Corto Plazo (resultados de primer año) se observa que el mayor efecto marginal en la probabilidad de aprobar primer año y en obtener mejores calificaciones en la estimación Probit Bivariada, para el conjunto de la muestra, es la concurrencia a preescolar, seguido por el capital cultural del hogar (Más de 10 Libros) y el vivir con los padres biológicos. La estimación por Efectos de Tratamiento de las calificaciones obtenidas por el alumno en primer año resulta en que la preescolaridad también es la variable de mayor impacto positivo, seguido por el vivir con los padres y el capital cultural

del hogar (Más de 10 Libros). Por el contrario el mayor impacto negativo en las notas obtenidas en primer año proviene de que la maestra fuese suplente, seguido por la presencia de otro niño menor en el hogar. En ambos casos el que $\rho < 0$ sugiere que si la estimación se hiciera por probit o MCO se subestimaría el efecto marginal de la preescolaridad.

Cuando se evalúan los resultados escolares en el Largo Plazo (seis años después del inicio escolar), tanto por Probit Bivariado como por Efectos de Tratamiento, se obtienen resultados similares que para el corto plazo, siendo la *Asistencia a Preescolar* la variable con mayor impacto positivo en la probabilidad de aprobar sexto año en 2004, resultando en un impacto similar que en el corto plazo. Este resultado es en cierta medida inesperado pues en estimaciones previas (Probit y MCO) se reducía su impacto, pero probablemente, como lo evidencia que $\rho < 0$, ello se deba a que dicha metodología subestimaba su impacto.

Estos resultados permiten concluir que la preescolaridad, así como los resultados escolares de los alumnos en primer año escolar, son fundamentales para los resultados académicos de largo plazo. En especial la preescolaridad juega un rol muy positivo y significativo, tanto en el corto como en el largo plazo. Las recomendaciones de política parecen bastante obvias ya que deberían estar dirigidas a mejorar la calidad de la preescolaridad y de los primeros años escolares.

Referencias

- Aguilar, R. y R. Tansini, 2010. *Pre-School Education and School Performance. The Case of Public Schools in Montevideo*. WP 434, School of Business, Economics and Law at University of Gothenburg, Sweden.
- ANEP, 1999. *National Evaluation of learning in mathematical language and 6th year primary education. First Report*". UMRE Project, Mecaep, Anep-BIRF, Uruguay.
- Berlinski, S.; S. Galiani, y P. Gertler, 2006. *The Effect of Pre-Primary Education on Primary School Performance*. Institute for Fiscal Studies, England, WP06/04.
- Berlinski, S., S. Galiani, y M. Manacorda, 2007. *Giving Children a Better Start: Preschool Attendance and School-Age Profiles*. University College London and Institute for Fiscal Studies, WP 618.
- Fuller, B., 1986. *Raising School Quality in Developing Countries: What Investments Boost Learning?*. World Bank, Discussion Paper, WDP 2, Washington.
- Goodman, A. y Barbara S., 2005. Early education and children's outcomes: How long do the impacts last? *Fiscal Studies*, vol. 26, 4, pp. 513-548.
- Hanushek, E. 1986. "The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools". *Journal of Economic Literature*, vol. XXIV, pp. 1141-1177.
- Hanushek, E., 1995. Interpreting Recent Research on Schooling in Developing Countries, *World Bank Research Observer*, 10, 2, pp. 227-246.
- Harbison, R. y E. Hanushek, 1992. *Educational Performance of the Poor: Lessons from Northeast Brazil*. New York: Oxford University Press.
- Maddala, G. , 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, England.
- Magnuson, K.; C. Ruhm y J. Waldfogel, 2004. *Does prekindergarten improve school preparation and performance?* NBER Working Paper 10452.
- Moreira, M.; R. Patrón; y R. Tansini, 2007. *La Escuela Pública: Puede y debe rendir más*. Departamento de Economía, FCS-UdelaR y Sida, Sweden.
- Nagle, A. y R. Tansini, 2000. "Resultados Académicos de los Alumnos de Primer Año de las Escuelas Públicas de Montevideo y Características de los Hogares". Departamento de Economía, FCS-UdelaR. Documento de Trabajo 15.
- Prichett, L. y F. Deon, 1997. "What Education Production Functions Really Show: A Positive Theory of Education Expenditures". World Bank, Working Paper 1795, Washington.
- Rivkin, S.; E. Hanushek; y J. Kain, 2005. Teachers, Schools, and Academic Achievement. *Econometrica*, vol. 73, 2, pp. 417-458.
- Tansini, R., 1999. *Impacto económico, educativo y social de la incorporación de niños de 4 y 5 años a la educación inicial pública*". Departamento de Economía, FCS-UdelaR. Documento de Trabajo, 17.
- Velez, E.; E. Schiefelbein; y J. Valenzuela, 1993. *Factors Affecting Achievement in Primary Education*, Working paper 12186, World Bank, Washington.
- The World Bank, 2007. *Uruguay. Equidad y Calidad de la Educación Básica*. Unidad de Gestión del Sector de Desarrollo Humano, Informe N° 38082 – UY.
- Wößmann, L., 2005. *Families, School, and Primary-School Learning: Evidence for Argentina and Colombia in an International Perspective*. The World Bank, Policy Research Working Paper 3537.

Apéndice Estadístico

Tabla A1. Sumario Estadístico de las variables

Variables	Obs.	Media	Desv. Std.	Mín.	Máx.
Aprobó Primer año en 1999	770	0.8013	0.3993	0	1
Notas en in 1999	770	7.4403	2.4863	3	12
Aprobó sexto año en 2004	770	0.5662	0.4959	0	1
Performance	770	7.0110	2.8830	0	12
Asistió a preescolar	770	0.9039	0.2949	0	1
Educación de los Padres	770	8.0136	3.4933	0	18
Educación de la Madre más de 6 años	770	0.5649	0.4961	0	1
Educación de la Madre más de 9 años	770	0.2766	0.4476	0	1
Vive con los Padres	770	0.7013	0.4580	0	1
Más de 10 Libros	770	0.7455	0.4359	0	1
Más de 20 Libros	770	0.4403	0.4967	0	1
Más de 50 Libros	770	0.2286	0.4202	0	1
Personas por cuarto	770	2.1211	1.4676	0.5	10
Maestra Suplente	770	0.2325	0.4227	0	1
Otro niño entre 4 y 6	770	0.7805	0.4142	0	1
Otro niño entre 8 y 15	770	0.6182	0.4861	0	1
Porcentaje de Repetidores	770	0.1105	0.0554	0.0208	0.1913