

# Desigualdad de aprendizajes en Uruguay: los resultados de PISA 2012

ANDREA DONESCHI

Universidad de la República, Uruguay

## RESUMEN

El presente trabajo pretende estudiar cuáles son los principales factores determinantes de los resultados académicos de los estudiantes de educación media en Uruguay. Para ello se analizan los datos de PISA 2012 a través de un modelo jerárquico lineal (HLM por sus siglas en inglés), considerando tanto los efectos que producen los centros educativos así como las características propias del estudiante, en particular, su entorno familiar. Por su

parte, dado que en Uruguay la asistencia al sistema educativo para los jóvenes de 15 años no es universal, se analiza el posible sesgo de selección que existe y se comparan los resultados.

Clasificación JEL: I24.

**Palabras Clave:** modelos jerárquicos, sesgo de selección, PISA 2012, Uruguay.

## INTRODUCCIÓN

El presente trabajo pretende estudiar cuáles son los principales factores determinantes de los resultados académicos de los estudiantes de educación media en Uruguay. Esta relación se expresa en la llamada función de producción educativa, cuya expresión más básica es la siguiente (Hanushek y Woessmann, 2010):

$$T = a_0 + a_1 F + a_2 R + a_3 I + a_4 A + e$$

donde  $T$  es el resultado educativo, que puede ser medido a través de los resultados de un test de aprendizajes,  $F$  refiere a las características del estudiante y su entorno familiar,  $R$  refiere a

los recursos escolares,  $I$  representa aspectos institucionales del sector educativo y  $A$  es la habilidad individual<sup>1</sup>.

Según Willms (2006), el Informe Coleman de 1966 planteó que la influencia de las escuelas en los aprendizajes no era importante una vez que se tomaba en cuenta el contexto familiar. Sin embargo, posteriormente, varios estudios llegaron a la conclusión contraria, encontrando diferencias en la eficacia de las escuelas.

Diversos estudios internacionales encuentran que distintas medidas del contexto familiar son esenciales para explicar las diferencias en los resultados académicos (Hanushek y Woessmann, 2010). Las variables consideradas incluyen la educación y la ocupación de los padres, la cantidad de libros en el hogar, el estatus familiar, y ciertas características individuales como el sexo o la condición de inmigrante.

En cuanto a la influencia de los recursos escolares, la evidencia internacional es mucho más débil (Hanushek y Woessmann, 2010). Las variables utilizadas pueden ser el gasto por estudiante, el tamaño de la clase, el acceso a determinados materiales y características de los docentes.

En relación a los aspectos institucionales, las variables consideradas en la literatura han sido medidas de responsabilidad, la autonomía escolar, la competencia con otros centros educativos y la segmentación académica. Este tipo de variables parece tener un mayor impacto en los resultados académicos que las medidas tradicionales referentes a los recursos escolares, como el tamaño de la clase (Hanushek y Woessmann, 2010).

En base a las consideraciones previas y siguiendo el texto de Raudenbush y Bryk (2002), se intentará responder, en primer lugar, si los resultados académicos varían en los distintos liceos de Uruguay, y si esto se debe a factores institucionales o a características individuales.

Fernández y Cardozo (2011), siguiendo a Raudenbush y Willms (2002), se refieren a la existencia de dos tipos de segmentación: a) la segmentación social (tipo A de Raudenbush y Willms) está determinada por el peso de las características contextuales de la escuela en la distribución del conocimiento; b) la segmentación académica (tipo B) hace referencia a las diferencias en los aprendizajes producidos por propiedades organizacionales y pedagógicas. En este trabajo se intentará realizar una primera aproximación en el análisis tendiente a constatar la siguiente hipótesis: en Uruguay existe segmentación social, por lo tanto, para lograr equidad en el sentido de igualdad de logros es necesario que las escuelas públicas (o de contexto crítico) realicen un esfuerzo diferenciado (tratar diferente al distinto).

<sup>1</sup> En Hanushek (2002), se considera también el efecto de pares. En particular, se plantea una función de producción de la siguiente forma:  $O_{it} = f(F_i(t), P_i(t), S_i(t), A_i) + u_{it}$ .  $O_{it}$  es el resultado del estudiante,  $F_i$  son los recursos familiares,  $P_i$  los efectos del grupo de pares,  $S_i$  son los recursos escolares y  $A_i$  la habilidad innata ( $u_{it}$  es un término estocástico).

## DATOS

Se utilizarán los datos de PISA (*Programme for International Student Assessment*) en su última edición (2012). Este es un programa de la OCDE que examina el rendimiento de estudiantes de 15 años en matemática, ciencia y lectura, en diversos países, y que asimismo indaga sobre características de los estudiantes y de los centros educativos a través de cuestionarios a estudiantes y directores respectivamente.

Se optó por medir el resultado académico a través de los puntajes que obtuvieron los estudiantes en matemática tanto por ser el tópico principal de esta ola de las pruebas PISA, como por el hecho de que es el menos discutido en la literatura en cuanto a su validez, además de ser el que menos ha variado en cuanto al marco conceptual en las distintas ediciones de PISA (Fenández y Cardozo, 2011).

Por su parte, se seleccionó un conjunto de variables que según la literatura pueden influir en los resultados en los aprendizajes. A continuación, se presenta una descripción de dichas variables, así como los principales estadísticos descriptivos.

**Cuadro 1. Descripción de las variables consideradas en el análisis HLM**

Nombre variable	Variable original en base PISA	Descripción
Base estudiantes		
<i>age</i>	age	Edad del estudiante, en años y meses
<i>hisei</i>	hisei	Indicador que refiere al máximo estatus de ocupación de los padres. Considera la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO-88) a dos dígitos
<i>pared</i>	pared	Refiere al máximo nivel educativo de los padres. Está codificado en años de educación que indican los niveles alcanzados: sin educación o primaria incompleta (3); primaria completa (6); ciclo medio básico completo (9); ciclo medio superior completo (12); terciaria no universitaria completa (15); terciaria universitaria completa (17)
<i>wealth</i>	wealth	Indicador de acceso a bienes relacionados con la riqueza, como auto, televisión, computadora, poseer una habitación para el estudiante, y conexión a internet
<i>cultpos</i>	cultpos	Indicador de acceso a bienes culturales (libros de literatura y obras de arte)
<i>hedres</i>	hedres	Indicador sobre el acceso a ciertos elementos para el estudio, como un escritorio, una computadora para el estudio, calculadora, diccionario
<i>book</i>	st28q01	Variable <i>dummy</i> que vale 1 si el estudiante dispone en el hogar de más de 100 libros
<i>icthome</i>	icthome	Índice que refiere al acceso a tecnologías de la información
<i>female</i>	st04q01	Variable <i>dummy</i> que vale 1 si el estudiante es mujer
<i>preprim</i>	st05q01	Variable <i>dummy</i> que vale 1 si el estudiante asistió a un curso de pre-primaria
<i>repeat1</i>	st07q01	Variable <i>dummy</i> que vale 1 si el estudiante repitió algún grado en primaria (ISCED 1)
<i>repeat2</i>	st07q02	Variable <i>dummy</i> que vale 1 si el estudiante repitió algún grado el primer ciclo de educación media (ISCED 2)
<i>nuclear</i>	st11q01, st11q02	Variable <i>dummy</i> que vale 1 si el estudiante vive con la madre y el padre
Nombre	Variable original	Descripción

Nombre variable	Variable original en base PISA	Descripción
variable	en base PISA	
Base escuelas		
<i>schsize</i>	<i>schsize</i>	Matrícula total del centro de estudios
<i>stratio</i>	<i>stratio</i>	Ratio de estudiantes sobre profesores (los profesores de tiempo parcial se ponderan por 0,5)
<i>scmatedu</i>	<i>scmatedu</i>	Índice sobre la calidad de los recursos escolares (en base a preguntas al director)
<i>city</i>	<i>sc04q01</i>	Variable dummy que vale 1 si el centro se encuentra en una ciudad o gran ciudad
<i>comp</i>	<i>sc05q01</i>	Variable dummy que vale 1 si el centro compite por los estudiantes con otros centros en el área
<i>privado</i>	<i>sctype</i>	Variable dummy que vale 1 si el centro es privado
<i>pcgirls</i>	<i>pcgirls</i>	Proporción de mujeres en la escuela
<i>mixed</i>	<i>stratum</i>	Variable dummy que vale 1 si en el centro se imparte nivel inferior y superior de educación media
<i>clsize</i>	<i>clsize</i>	Tamaño de clase (ver, son tramos me parece)
<i>respres</i>	<i>respres</i>	Índice sobre la responsabilidad del centro en la asignación de recursos
<i>respcur</i>	<i>respcur</i>	Índice sobre la responsabilidad del centro en el currículum y la evaluación
<i>tcshort</i>	<i>tcshort</i>	Escasez de profesores
<i>mescs</i>	<i>escs</i>	Media de la variable ESCS, indicador de estatus económico, social y cultural elaborado por la OCDE; considera posesiones del hogar (incluye acceso a ciertos elementos para el estudio, como un escritorio, bienes relacionados con la riqueza, como auto y computadora, acceso a bienes culturales, así como la cantidad de libros en el hogar), el índice más alto de la ocupación de los padres y la mayor cantidad de años de estudio de los padres (es un índice resumen de HISEI, PARED, WEALTH, CULTPOS, HDRES y ST28Q01)

Cuadro 2. Estadísticos descriptivos

Variable	n	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Variable dependiente					
<i>pv1math</i>	5315	410.96	87.49	130.71	699.18
<i>pv2math</i>	5315	411.03	87.80	132.66	696.85
<i>pv3math</i>	5315	410.80	87.86	129.62	696.61
<i>pv4math</i>	5315	410.81	87.59	118.64	702.06
<i>pv5math</i>	5315	411.38	87.86	98.39	711.33
Nivel 1 (estudiantes)					
<i>age</i>	5315	15.79	0.29	15.33	16.25
<i>hisei</i>	5059	39.93	20.84	11.01	88.96
<i>pared</i>	5198	11.45	3.98	3.00	17.00
<i>wealth</i>	5267	-0.72	0.86	-5.07	2.85
<i>cultpos</i>	4850	-0.22	1.02	-1.51	1.27
<i>hedres</i>	5140	-0.24	1.00	-3.93	1.12
<i>book</i>	5094	0.14	0.35	0	1
<i>icthome</i>	4711	-0.36	1.17	-4.02	2.78

Variable	n	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
<i>female</i>	5315	0.53	0.50	0	1
<i>preprim</i>	5094	0.84	0.37	0	1
<i>repeat1</i>	4591	0.21	0.41	0	1
<i>repeat2</i>	4727	0.27	0.44	0	1
<i>nuclear</i>	5116	0.67	0.47	0	1
Nivel 2 (escuelas)					
<i>schsize</i>	178	833.19	655.86	20	4300
<i>stratio</i>	175	14.82	6.92	2.53	64.08
<i>scmatedu</i>	180	0.12	1.05	-3.59	1.98
<i>city</i>	180	0.36	0.48	0	1
<i>comp</i>	180	0.54	0.50	0	1
<i>privado</i>	180	0.16	0.37	0	1
<i>pccgirls</i>	180	0.51	0.11	0	0.74
<i>mixed</i>	180	0.55	0.50	0	1
<i>clsizes</i>	176	27.60	7.86	13	53
<i>respres</i>	180	-0.49	0.67	-0.80	2.71
<i>respcur</i>	180	-0.83	0.60	-1.26	1.44
<i>tcshort</i>	180	0.34	1.05	-1.09	2.88
<i>mescs</i>	180	-0.96	0.74	-2.50	1.24

## ESTIMACIONES

Las variables mencionadas en la sección anterior se analizarán a través de un modelo jerárquico lineal (HLM por sus siglas en inglés)<sup>2</sup>.

Se comenzó estimando un modelo nulo o “vacío”, donde no se incluye ninguna variable explicativa. Este modelo genera la estimación de la gran media ( $\gamma_{00}$ ) y da información sobre la variación del resultado ( $Y_{ij}$ ) en cada nivel, es decir, la variación dentro de los grupos ( $\sigma^2$ ) y la variación entre grupos ( $\tau_{00}$ )<sup>3</sup>:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

Este modelo es conocido como ANOVA con efectos aleatorios, ya que no se incluye ninguna variable explicativa y los coeficientes son aleatorios, es decir, incluyen una constante y un tér-

<sup>2</sup> Las estimaciones se realizarán mediante el comando *gllamm* de STATA (Generalised linear latent and mixed models de Rabe-Hesketh y Skrondal).

<sup>3</sup> Raudenbush y Bryk (2002).

mino estocástico:  $r_{ij}$  corresponde a un efecto único asociado al estudiante y  $u_{0j}$  refleja el efecto único de la escuela<sup>4</sup>.

Como se ve en el cuadro 3, el 40% de la varianza en los resultados en matemática corresponde a la varianza entre escuelas. Este indicador es denominado *Intraclass Correlation Coefficient* (ICC) en Raudenbush y Bryk (2002).

**Cuadro 3. Descomposición de la varianza**

	Modelo nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Var ( $r_{ij}$ ) = $\sigma^2$	4348.50	3519.49	3476.88	3499.13
Var ( $u_{0j}$ ) = $\tau_{00}$	2997.91	1246.17	231.16	411.95
Total	7346.41	4765.66	3708.04	3911.08
ICC*	0.4081	0.2615	0.0623	0.1053

\* Intraclass Correlation Coefficient: proporción del total de la varianza que es entre clases (escuelas).

Posteriormente, se seleccionó una serie de variables correspondientes al nivel 1 para analizar las variaciones en los resultados dentro de cada escuela:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + r_{ij}$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

La diferencia con el modelo anterior es la variable  $X_{ij}$ , que refiere a las características individuales del estudiante y el contexto familiar.

Una vez que se considera el efecto de estas variables, la proporción de la varianza entre clases (ICC condicional) se reduce (ver cuadro 3).

En el siguiente cuadro, se muestran los coeficientes estimados. La estimación de la constante (339.81) se interpreta como el promedio de la media de cada escuela en los resultados en matemática cuando  $X_{ij}$  vale 0; por lo tanto, un estudiante que se encuentra en el promedio de su escuela en cuanto al índice *hisei*, tiene en el hogar menos de 100 libros, es hombre, no realizó ningún curso de pre-primaria, no repitió ningún grado en primaria ni en el primer ciclo de educación media y no vive con ambos padres, obtendrá, en promedio, una calificación de 339 en matemática.

Respecto a las estimaciones de las pendientes, se aprecian magnitudes diversas de la influencia de las variables explicativas en  $Y_{ij}$ . Dentro de las variables que resultan significativas, se espera que los estudiantes que estén marginalmente por encima del promedio del índice *hisei* tengan un puntaje por encima del promedio en 0.49.

<sup>4</sup> Las ponderaciones se realizaron siguiendo a Rabe-Hesketh, S. y Skrondal, A. (2012), en base a las variables  $w\_fstuwt$  como ponderador del nivel 1 y  $w\_fshwt$  como ponderador del nivel 2.

Según Hanushek y Woessmann (2010), en la mayoría de los estudios internacionales la cantidad de libros en el hogar es la principal variable para predecir los resultados académicos. Evidentemente, una mayor cantidad de libros por sí misma no es la que determina mejores resultados, pero esta variable parece estar correlacionada con determinadas características del hogar del estudiante que son las que determinarían los desempeños de los estudiantes. En este caso, el coeficiente asociado a la variable *book* es 24.77.

La brecha en los puntajes aumenta en el caso en que el estudiante sea mujer (se espera un puntaje menor para las mujeres, -25.70). Las variables de repetición resultaron ser las de mayor magnitud: si el estudiante ha repetido algún grado en el nivel primario o medio la brecha aumenta considerablemente (-66.05 y -44.58 respectivamente). El coeficiente de la variable *preprim* es positivo: los estudiantes que asistieron a algún curso de pre-primaria tendrían un puntaje esperado mayor que el promedio en 19.82 puntos. La variable *nuclear* provocaría un aumento en el puntaje promedio de 8.05.

Cuadro 4. Coeficientes estimados

Variable	Modelo nulo		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 1 (sel)		Modelo 2 (sel)	
<i>const</i>	423.10	***	339.81	***	333.92	***	301.79	***	-42.34	***	-0.63	***
<b>Nivel 1</b>												
<i>age</i>			5.87		6.36		6.75		5.29		6.31	
<i>hisei</i>			0.49	***	0.52	***	0.50	***	0.50	***	0.52	***
<i>pared</i>			0.13		0.21		0.18		-1.48		-0.24	
<i>wealth</i>			-3.27		-1.83		-2.59		-3.68		-1.89	
<i>cultpos</i>			1.86		2.56		2.23		1.63		2.59	
<i>hedres</i>			1.87		2.81		2.28		2.05		2.88	
<i>book</i>			24.77	***	19.60	***	21.97	***	25.17	***	19.52	***
<i>icthome</i>			-0.39		-2.92		-1.57		-0.23		-2.86	
<i>female</i>			-25.70	***	-25.85	***	-25.66	***	-29.26	***	-26.77	***
<i>preprim</i>			19.82	***	16.27	***	17.63	***	12.52	***	14.23	***
<i>repeat1</i>			-66.05	***	-60.41	***	-64.25	***	-66.28	***	-60.48	***
<i>repeat2</i>			-44.58	***	-36.21	***	-41.74	***	-44.77	***	-36.29	***
<i>nuclear</i>			8.05	**	7.86	**	7.97	**	7.95	**	7.88	**
<i>v_lambda</i>									-42.34	***	-11.42	
<b>Nivel 2</b>												
<i>schsiz</i>					0.01	**	0.02	***			0.01	**
<i>stratio</i>					-0.53		-0.93	**			-0.54	*
<i>scmatedu</i>					1.82		4.84				1.75	
<i>city</i>					4.70		9.46				4.81	
<i>comp</i>					5.78		-0.57				5.59	
<i>privado</i>					-19.19		63.11	***			-18.97	
<i>pcgirls</i>					41.75	*	36.11				42.10	*
<i>mixed</i>					-0.88		-9.82				-0.83	
<i>clsiz</i>					-0.22		-0.03				-0.22	
<i>respres</i>					-3.71		-8.00				-3.72	
<i>respcur</i>					8.28	*	5.49				8.21	*
<i>tcshort</i>					-0.58		-0.85				-0.63	
<i>mescs</i>					44.75	***					43.53	***

Notas: a) \*\*\* significativa al 1%; \*\* significativa al 5%; \* significativa al 10%; b) las variables *hisei*, *pared*, *wealth*, *cultpos*, *hedres* están centradas respecto a la media; c) todas las estimaciones corresponden al promedio de las estimaciones realizadas para cada valor plausible.

El Modelo 2 incorpora variables del nivel 2 para explicar la constante ( $\beta_0$ ):

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + r_{ij}$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} W_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

donde  $W_j$  refiere a las variables referidas a los centros educativos.

El ICC condicional se ve reducido: la proporción de la varianza entre clases se reduce de 0,2615 en el Modelo 1 a 0,0623 en el Modelo 2. Como era esperable, los coeficientes del nivel 1 no se ven considerablemente modificados.

Respecto a las variables del nivel 2, se estimó en primer lugar un modelo con todas las variables consideradas. En esta estimación resultaron significativas la variable *mescs* (centrada respecto a la media), y con un menor nivel de significación *schsize*, *pcgirls* y *respcur*, todas con un efecto positivo sobre los puntajes. En el cuadro 4, se ve que el efecto del promedio del índice *escs* es de una gran magnitud (44.75) y es significativo: un centro educativo cuyo índice *escs* promedio está marginalmente por encima de otro, se espera que obtenga un puntaje de 44.75 más que el promedio.

También se estimó un tercer modelo (Modelo 3) sin incluir la variable *mescs*. En este caso, las variables significativas fueron *schsize*, *stratio* (con un efecto negativo sobre los resultados) y *privado*. Esta última variable muestra un coeficiente de 63.11; efectivamente, las escuelas con un mayor promedio del índice *escs* son las privadas. Para el modelo 3 la varianza entre clases es mayor al caso del Modelo 2 (0.1053 y 0.0623 respectivamente).

## SESGO DE SELECCIÓN

En Uruguay, la asistencia a la educación formal de los adolescentes de 15 años no es universal. Según ANEP (2013) en 2012 había un 84,6% de estos jóvenes asistiendo a centros educativos de enseñanza media.

Con el objetivo de estimar el posible sesgo de selección existente, se realizó una estimación de la probabilidad de asistir a educación media para los adolescentes de 15 años de edad en base a la Encuesta Continua de Hogares del año 2012 (ECH2012) que elabora el Instituto Nacional de Estadística.

Para ello se estimó, en una primera etapa, un modelo *probit* donde la variable dependiente refiere a si el joven asiste o no a la educación media, y las variables independientes son las que se describen en el siguiente cuadro. Cabe destacar que dentro de las variables consideradas se incluyeron algunas que pertenecen a las dos bases de datos, en particular, las variables *pared* y *preprim*.



Cuadro 5. Descripción de las variables consideradas en el modelo de participación

Variable	Descripción
<i>attend</i>	Variable dummy que vale 1 si la persona asiste a educación media
<i>female</i>	Variable dummy que vale 1 si la persona es mujer
<i>pared</i>	Refiere al máximo nivel educativo de los padres. Está codificado en años de educación que indican los niveles alcanzados: sin educación o primaria incompleta (3); primaria completa (6); ciclo medio básico completo (9); ciclo medio superior completo (12); terciaria no universitaria completa (15); terciaria universitaria completa (17)
<i>preprim</i>	Variable dummy que vale 1 si la persona asistió a un curso de pre-primaria
<i>activ</i>	Variable dummy que vale 1 si la persona es activa económicamente
<i>yhpc2</i>	Ingreso per cápita del hogar sin valor locativo

Cuadro 6. Coeficientes estimados del modelo de participación

Variable	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
<i>female</i>	0.18780	0.014864	12.63	0	0.15867	0.21693
<i>pared</i>	0.09200	0.003024	30.42	0	0.08608	0.09793
<i>preprim</i>	0.36387	0.033649	10.81	0	0.29792	0.42982
<i>activ</i>	-0.88105	0.021487	-41.01	0	-0.92317	-0.83894
<i>yhpc2</i>	0.00005	0.000002	23.58	0	0.00004	0.00005
<i>constante</i>	-0.47504	0.038725	-12.27	0	-0.55094	-0.39914

En el modelo todas las variables resultaron significativas. Como era esperable, una mayor educación de los padres (*pared*) aumenta la probabilidad de asistir a la educación formal así como también haber asistido a un curso de pre-primaria (*preprim*); además, la condición de activo (*activ*) reduce la probabilidad de asistencia. Los coeficientes asociados al ingreso per cápita del hogar (*yhpc2*) y al sexo (*female*) son positivos.

En una segunda etapa, se realiza la estimación multinivel incorporando como regresor el inverso del ratio de Mills. Los resultados se presentan en el Cuadro 4. Como se puede apreciar, las estimaciones prácticamente no varían, por lo que podríamos suponer que las estimaciones de los coeficientes en base a los datos de PISA serían consistentes.

## COMENTARIOS FINALES

Los factores individuales y el contexto familiar contribuyen a explicar una gran parte de las brechas que existen entre los estudiantes en los resultados de aprendizajes en Uruguay, medidos en este trabajo mediante los resultados en matemática. Un mejor contexto familiar, medido a través de las variables *hisei* (estatus de ocupación de los padres) y *book* (cantidad de libros en el hogar mayor a 100), haber realizado algún curso de pre-primaria (*preprim*) y pertenecer a una familia nuclear (*nuclear*), tienen importantes efectos positivos en los resultados. Sin embargo, ser mujer (*female*) y haber repetido algún curso en primaria (*repeat1*) o en el primer ciclo de educación media (*repeat2*) predicen un efecto negativo.

En los modelos que consideran las variables escolares, la proporción de la varianza explicada por factores escolares es baja, por lo que es difícil pensar en una política educativa que inter venga sobre dichos factores para disminuir las desigualdades educativas.

Las diferencias en los resultados en matemática se explican fundamentalmente por factores extraescolares. Además, el principal efecto escolar encontrado en el presente trabajo es la media del índice *escs* (o la variable *privado* cuando no se considera *mescs*). Esto podría susten tar la hipótesis de que los centros educativos se encuentran segmentados, por lo que las dife rencias en los resultados generados por las características propias de los individuos y sus familias, se verían revalidadas por los centros de estudio. Las políticas educativas, por tanto, podrían estar dirigidas a disminuir las desigualdades en los hogares de los estudiantes o se podrían llevar a cabo políticas compensatorias en los centros de estudio.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANEP (2013) "Uruguay en PISA 2012. Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes de la OCDE".
- ANEP (2007) "Informe Nacional PISA 2006 Uruguay".
- Calero, J. y Escardíbul, J. O. (2007) "Evaluación de servicios educativos: el rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA-2003" en *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 183- (4/2007): 33-66.
- Cordero, J.M., Manchón, C. y García Valiñas, M.A. (2011) "Los resultados educativos españoles en PISA 2009 y sus condicionantes", XX Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación, Málaga, 30 de junio y 1 de julio de 2011.
- Fernández, T. (2003) "Métodos estadísticos de estimación de los efectos de la escuela y su aplicación al estudio de las escuelas eficaces" en *Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Edu cación*, Vol. 1, No. 2.
- Fernández, T. y Cardozo, S. (2011) "Componentes de la desigualdad de aprendizajes en la Educación Media de América Latina", mimeo.
- Formichella M.M. (2011) "¿Se debe el mayor rendimiento de las escuelas de gestión privada en la Argentina al tipo de administración?" en *Revista de la CEPAL*, No. 105.
- Hanushek, E.A. (2002) "Publicly Provided Education", Working Paper 8799, NBER.
- Hanushek, E.A. y Woessmann, L. (2010) "The Economics of International Differences in Educational Achieve ment", NBER Working Paper, nº 15949.
- Llambí, C. y Perera, M. (2009) "La Función de Producción Educativa: el posible sesgo en la estimación de efectos "institucionales" con los datos PISA. El caso de las escuelas de Tiempo Completo", DT. 03/2009, Cinve.
- OECD (2011) "PISA 2009 Technical Report".
- Rabe-Hesketh, S. y Skrondal, A. (2012). *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, (3rd Edition). College Station, TX: Stata Press.
- Raudenbush, S. y Bryk, A. (2002) *Hierarchical Linear Models. Applications and Data Analysis Methods*. Segunda edición. Sage. Thousand Oaks. CA.
- Willms, D. (2006) "Las brechas de aprendizaje: diez preguntas de la política educativa a seguir en relación con el desempeño y la equidad en las escuelas y los sistemas educativos", UNESCO, Institute for Statistics.
- Willms, D. y Smith, T. (2005) "A Manual for Conducting Analyses with Data from TIMSS and PISA", UNESCO, Institute for Statistics.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachussets, MIT Press.