



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY



Ciencias Sociales
Universidad de la República

Universidad de la República
Facultad de Ciencias Sociales
Departamento de Economía

Tesis para la obtención del título de Magister en Economía Internacional

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

Andrea Doneschi

Tutor: Profesor Titular PhD. Marcel Vaillant

Montevideo, Uruguay
2016

Tutor: Marcel Vaillant

PhD. in Economics, Universidad de Amberes

Tribunal:

Carlos Casacuberta

Héctor Gertel

Pedro Moncarz

Fecha: 7 de diciembre de 2016

Calificación:

Autora: Andrea Doneschi

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. Los datos muestran una varianza entre centros relativamente alta en comparación con otros países, llegando a representar casi la mitad de la varianza total. Se encuentra, por su parte, que el entorno económico, social y cultural del estudiante influye en sus resultados en matemática y que el principal efecto escolar es el promedio de dicho entorno a nivel del centro; además, una vez considerado este efecto, los estudiantes que asisten a centros privados no presentan una ventaja en cuanto a los logros obtenidos respecto a los centros públicos. A partir de los resultados obtenidos, se puede decir que existe cierto grado de segregación educativa en la educación media del país.

Palabras Clave: función de producción educativa, modelo jerárquico lineal, PISA 2012, Uruguay.

Abstract

This paper aims to study what are the main determinants of academic performance of high school students in Uruguay. PISA 2012 data are analyzed through a hierarchical linear model (HLM), considering both the effects of schools as well as the characteristics of the student, in particular family. The data show a variance between schools relatively high compared to other countries, accounting for nearly half of the total variance. It is found that the economic, social and cultural status influences student outcomes in mathematics and the principal school effect is the average of the status at the school level; also once considered this effect, students who attend private schools do not have an advantage in terms of achievements regarding public schools. From the results, it can be said that there is a degree of educational segregation in secondary education in the country.

Keywords: Education Production Function, Hierarchical Linear Models (HLM), PISA 2012, Uruguay.

JEL: I24.

ÍNDICE

1. Introducción.....	1
2. Determinantes del desempeño	4
3. Metodología y datos.....	8
3.1 Modelo jerárquico lineal (HLM)	8
3.2 Descripción de datos.....	11
3.2.1 <i>Desempeño educativo: pruebas PISA en matemáticas</i>	11
3.2.2 <i>Determinantes del desempeño por alumno y escuela</i>	15
4. Resultados	21
5. Comentarios finales	28
6. Referencias bibliográficas	30
7. Anexo	34

1. Introducción

Luego de aprobada en Estados Unidos la *Civil Rights Act of 1964*, cuyo objetivo era lograr la igualdad de oportunidades educativas, se encargó un estudio para recabar información sobre el desempeño de los estudiantes, medir el grado de segregación racial, y dar pistas sobre la relación entre estos dos elementos. Para este estudio que se denominó “*Equality of Educational Opportunity*”, pero que es conocido como el Informe Coleman, se realizó una muestra importante de estudiantes, docentes y escuelas en todos los niveles educativos (Coleman et al, 1966).

El principal hallazgo, y también el más controvertido, fue que los centros educativos no lograban superar las deficiencias con las que los jóvenes contaban. En particular, una vez que se tomaba en cuenta el contexto socioeconómico, la escuela no parecía influir en el desempeño académico. Por lo tanto, para las minorías, las escuelas no contribuían a la igualdad de oportunidades educativas.

En cuanto a los resultados y las características de la escuela, se encuentra, sin embargo, que para las minorías la calidad de la escuela tiene un mayor efecto en su desempeño que para el caso de las mayorías. A partir de esto, es importante conocer cuáles son las características del centro educativo que más influyen en los resultados. El informe encuentra tres elementos principales. En primer lugar, el equipamiento de la escuela, como por ejemplo laboratorios, y el currículum, aunque el efecto es relativamente débil. En segundo lugar, y con un fuerte efecto, aparece la calidad de los profesores, medido a través de pruebas de habilidades verbales y nivel educativo (propio y de los padres). Por último, el efecto más importante está relacionado con los otros estudiantes, en particular el contexto educativo (medido a través de la proporción de estudiantes con enciclopedia en el hogar), y las aspiraciones de los compañeros (proporción de quienes planean asistir a la universidad).

A pesar de que el informe Coleman generó la idea de que la escuela no importa una vez que se considera el ambiente familiar de los estudiantes, varios estudios posteriores reafirman el hallazgo que surgió de dicho informe de que la principal razón por la cual las escuelas difieren en sus resultados deriva del contexto socioeconómico de los pares.

Raudenbush y Bryk (1986) encuentran que la diferencia en los resultados en matemática entre los centros públicos y católicos se explica por la composición social de los mismos.

Además la evidencia parece indicar que la relación entre el entorno socioeconómico y los logros varía entre escuelas, por lo que sería factible la explicación de que la diferencia en la relación se debe al proceso de asignación de los estudiantes entre sectores.

Somers et al (2004) intentan analizar por qué los estudiantes de las escuelas privadas obtienen mejores resultados que los asistentes a escuelas públicas en diez países de América Latina. Después de controlar por el contexto familiar de los estudiantes y las características de los pares, no se encuentra una diferencia significativa entre las escuelas públicas y privadas, por lo que se rechazaría la hipótesis de que la gestión privada es más efectiva a la hora de obtener buenos resultados académicos.

Las diferencias en los logros de los estudiantes entre las escuelas puede ser parte de la segmentación social. La falta de integración entre hogares de distinto contexto socioeconómico en el mismo espacio (tanto barrial, como laboral o educativo), produce al menos tres efectos (Katzman, 2001). Por un lado, desaparecen los contactos informales, que pueden propiciar el acceso a capital social; en segundo lugar, no existen problemáticas comunes de la vida diaria; por último, las clases medias, no actuarán como portavoces para mejorar la calidad de los servicios que comparten con las clases con menos poder.

En las últimas décadas se ha dado un proceso de salida de los estratos medios de los servicios públicos de educación¹. Además, los niños en general asisten a las escuelas próximas a sus residencias, por lo que la composición social del barrio tiene una relación muy marcada con la de la escuela, lo que se da en un contexto de segregación, con barrios homogéneos en su interior. Estos dos fenómenos conjuntamente erosionan el tradicional rol de integración social que representaba la escuela pública en Uruguay y se traducen en una segregación educativa (Katzman y Retamoso, 2007).

Katzman y Retamoso (2007) estudian los determinantes de los resultados para el caso de las escuelas primarias públicas de Montevideo. Argumentan que, si bien ha habido esfuerzos por destinar los recursos escolares hacia los estudiantes de menores recursos, cuando las condiciones socioeconómicas de las familias de los niños son desventajosas, y existe una concentración de hogares con similares características en el barrio, las instituciones educativas tendrán una gran dificultad para superar las brechas existentes en la población. Además, las políticas de los últimos años no estuvieron enfocadas en reducir

¹ Según datos de UIS.Stat, en 1998 en Uruguay el 12,7% de la matrícula de educación media asistía a centros privados, mientras en 2013 lo hacía el 14,9%.

los efectos negativos de la segregación territorial. Los autores plantean una serie de ventajas relacionadas a la integración educativa que, entre otras cosas, implican expectativas de superación de las restricciones materiales de origen a través de la educación.

Krüger (2012), realiza un extenso análisis del concepto de “segmentación educativa”, que incluye la segregación educativa y además una calidad diferente de los servicios educativos para los diferentes segmentos. La segregación educativa implica la distribución de los estudiantes en distintos centros de estudio según alguna característica que puede ser el nivel socioeconómico. Si bien es posible que la segregación se vincule además con una calidad educativa distinta, el presente trabajo permite elaborar alguna hipótesis sobre el primer concepto, pero no necesariamente del de segmentación.

El trabajo se organiza en esta introducción y cuatro secciones más. En la segunda sección se describe la función de producción educativa y se mencionan diversos determinantes del desempeño académico en base a literatura internacional. En la tercera sección se describe la metodología utilizada para estimar los determinantes del desempeño en la educación media en Uruguay así como los datos utilizados. En la cuarta sección se presentan los resultados obtenidos. Finalmente, en la sección 5 se realizan comentarios en base a los resultados y la literatura analizada.

2. Determinantes del desempeño

Los factores determinantes de los resultados académicos pueden expresarse a través de la llamada función de producción educativa, cuya expresión podría ser la siguiente (Hanushek, 1979, 2002):

$$Y_{it} = f\left(F_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}, A_i\right) + r_{it} \quad (1)$$

En la ecuación (1), Y_{it} representa los resultados académicos del estudiante i en el momento t , $F_i^{(t)}$ constituye la influencia de la familia en el estudiante acumulativa al momento t , $P_i^{(t)}$ la influencia de los compañeros acumulativa al momento t , $S_i^{(t)}$ los recursos educativos (incluyendo aspectos institucionales) acumulativos al momento t , y A_i las habilidades innatas; r_{it} es un término aleatorio.

Si bien la adquisición de habilidades cognitivas es un proceso acumulativo, no siempre se dispone de los datos necesarios para realizar estimaciones de panel o de valor agregado². Cuando se utilizan datos de corte transversal, es necesario suponer que las variables explicativas no están relacionadas con características inobservables (en particular, habilidades innatas), y no varían en el tiempo, o bien sólo los recursos contemporáneos importan (Fuchs y Wößmann, 2007; Todd y Wolpin, 2003).

De esta forma, la función de producción tendrá la siguiente forma (considerando una expresión lineal):

$$Y_i = F_i + P_i + S_i + r_i \quad (2)$$

donde el término de error contiene las variables inobservables (recursos históricos y habilidades innatas), además de los errores de medida (Fuchs y Wößmann, 2007).

Según Hanushek y Wößmann (2010), diversos estudios internacionales encuentran que distintas medidas del contexto familiar son esenciales para explicar las diferencias en los resultados académicos. 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

² Una especificación alternativa a la de la ecuación (1) es la denominada de “valor agregado”, donde se consideran los resultados académicos y los distintos recursos que influyen en ellos en dos momentos del tiempo, t y t^* :

$$Y_{it} - Y_{it^*} = f^*\left(F_i^{(t-t^*)}, P_i^{(t-t^*)}, S_i^{(t-t^*)}\right) + r_{it} - r_{it^*}$$

En este caso, dado que se considera que las habilidades innatas son invariables en el tiempo, se evitan posibles sesgos en la estimación (Hanushek, 2002). Sin embargo, es inusual contar con datos en más de un momento del tiempo.

individuales como el sexo o la condición de inmigrante. 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 cuanto a la influencia de los recursos escolares, la evidencia internacional es mucho más débil. 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 rendición de cuentas, la autonomía escolar, la competencia con otros centros educativos, la existencia de centros privados, la segregación académica (*school tracking*) y la educación preescolar. 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.

En cuanto a los determinantes asociados directamente al estudiante, resulta interesante el trabajo de Coutinho Pereira (2010) que utiliza como variable explicativa el grado en que se encuentra el estudiante; esta variable da cuenta del currículum que ha enfrentado el estudiante, y también la posibilidad de repetición de algún grado. Los coeficientes son positivos y de una magnitud importante, lo que puede estar asociado a un problema de endogeneidad, ya que la repetición está correlacionada con variables inobservables, en particular, la habilidad innata del individuo.

Respecto a las variables del centro educativo, existe una amplia evidencia empírica de que el tamaño de clase no tiene efectos en los resultados académicos. Sin embargo, Wößmann (2007) encuentra que los efectos del tamaño de clase están relacionados con el salario y el nivel educativo de los docentes, lo que estaría mostrando que los mejores docentes tendrían un buen desempeño sin importar el tamaño de clase, sin embargo, los docentes menos capaces tendrían mejores resultados en clases pequeñas.

Para Lazear (2001) el comportamiento de los estudiantes en la clase juega un rol en la determinación del tamaño de la clase. En particular, considera que cuando un estudiante interrumpe la clase, esto afecta al resto, y considera la probabilidad conjunta de que una

interrupción ocurra. Uno de los resultados del modelo teórico es que el tamaño de la clase óptimo aumenta con un mejor comportamiento de los estudiantes.

Además considera que la segregación según el tipo de los estudiantes conduce a una solución eficiente. Al comparar el modelo teórico con los resultados empíricos previos, es coherente que los centros privados obtengan mejores resultados como consecuencia de una autoselección que asigna a los estudiantes con mejor comportamiento en estas instituciones. Sin embargo, aún existen argumentos para que los estudiantes de distinto tipo estén integrados. Podría ser eficiente si la probabilidad de un buen comportamiento puede aumentarse. Y, por otra parte, hay razones de equidad: la segregación incrementa la desigualdad de ingresos de origen, ya que, si bien los estudiantes de mejor comportamiento se benefician de la segregación, los otros estudiantes pueden verse perjudicados.

En base al trabajo de Lazear (2001) y el modelo teórico planteado allí, Fertig (2003) estima un modelo que toma en cuenta la composición de la clase así como su heterogeneidad. La primera es medida a través de la composición socioeconómica del grupo³, y la heterogeneidad se mide como la dispersión de los resultados respecto al promedio del grupo (coeficiente de variación), en ambos casos excluido el propio estudiante. En línea con la predicción de Lazear (2001), el autor encuentra que una mayor dispersión reduce los resultados académicos individuales. Sin embargo, el autor plantea que los estudiantes menos hábiles podrían beneficiarse asistiendo a un centro de un contexto favorable. Por su parte, la segregación podría exacerbar las diferencias de origen.

Para el caso de Uruguay, Katzman y Retamoso (2007) utilizan modelos multinivel para analizar los determinantes de los logros de los niños de sexto año que concurren a la escuela pública en Montevideo, en base a los datos de la Evaluación Nacional de Aprendizajes (Administración Nacional de Educación Pública, ANEP, 1996). Las variables de nivel socioeconómico y cultural para los tres niveles utilizados (barrio, escuela y estudiante) resultan positivas. En particular, la magnitud del efecto sobre los aprendizajes es mayor para el caso del barrio (seguido por las escuelas) por lo que los autores concluyen que un aumento en la composición socioeconómica del barrio tiene mayores impactos que similares aumentos a nivel de la escuela o la familia.

En ANEP (2005), se presentan resultados del Censo Nacional de Aprendizajes de 1999, realizado en los terceros años del Ciclo Básico. Se constata, por un lado, que los resultados

³ Se utilizan datos de PISA 2000, y el grupo de referencia es el centro educativo.

son dependientes del contexto sociocultural. Pero, además, se encuentra que dentro de un mismo contexto sociocultural del centro⁴, en las instituciones privadas los logros son mayores. Se considera que las instituciones privadas presentan ciertas características que las distinguen en cuanto a sus efectos positivos sobre los aprendizajes como el tamaño del centro, la autonomía en la toma de decisiones, incluyendo las relacionadas al cuerpo docente, participación de los padres, entre otros.

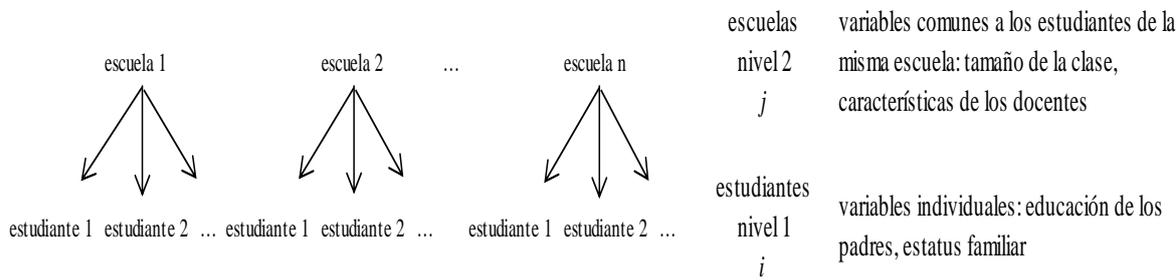
⁴ El contexto se clasifica en cuatro categorías en base al nivel educativo promedio de las madres de los estudiantes (ANEP, 2003).

3. Metodología y datos

3.1 Modelo jerárquico lineal (HLM)

Para llevar a cabo estimaciones de la función de producción educativa, se suelen utilizar técnicas multinivel, que toman en cuenta la estructura jerárquica de los datos. Específicamente, cuando se analizan los determinantes de los desempeños, se constata que los datos utilizados se encuentran anidados, es decir, los estudiantes (nivel 1) están agrupados en escuelas (nivel 2), como se muestra en el Diagrama 1. Los estudiantes comparten ciertas características dentro de cada grupo que difiere de los otros grupos y esto debe ser tenido en cuenta, incluso bajo la hipótesis de que los estudiantes fueran asignados aleatoriamente. Por lo tanto, no se puede asumir que los individuos dentro del grupo son independientes; es por esto que, como se detallará más adelante, una estimación a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) no sería apropiada.

Diagrama 1. Estructura jerárquica de los datos utilizados en funciones de producción educativa



Fuente: elaboración propia.

Como consecuencia de la estructura de los datos, se sugiere⁵ la utilización de modelos jerárquicos lineales (HLM por sus siglas en inglés).

Como se acostumbra en la literatura que utiliza este tipo de modelos (ver por ejemplo, Willms y Smith, 2005), el análisis se realiza en varias etapas. El primer paso consiste en estimar un modelo nulo o “vacío”, donde no se incluye ninguna variable explicativa:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (3)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (4)$$

⁵ Raudenbush y Bryk (2002); Rabe-Hesketh y Skrondal (2012).

Y_{ij} es la variable dependiente que en este trabajo será el resultado en una disciplina en las pruebas PISA; i representa al estudiante y j al centro educativo. Este modelo genera la estimación de la gran media de los resultados en la población (γ_{00}) y permite calcular la varianza del resultado en cada nivel, esto es la varianza entre grupos o centros educativos (τ_{00}), y dentro de los grupos (σ^2)⁶:

$$\text{Var}(Y_{ij}) = \text{Var}(u_{0j} + r_{ij}) = \tau_{00} + \sigma^2 \quad (5)$$

En la ecuación anterior se supone que $\text{Cov}(u_{0j}, r_{ij}) = 0$. Además, se supone que los errores r_{ij} están incorrelacionados entre individuos, por tanto $\text{Cov}(Y_{ij}, Y_{i'j}) = \text{Cov}(u_{0j} + r_{ij}, u_{0j} + r_{i'j}) = \tau_{00}$, con $i \neq i'$. Por último, se asume que los errores totales están incorrelacionados entre individuos de distintos grupos, $\text{Cov}(Y_{ij}, Y_{i'j'}) = 0$, donde $j \neq j'$.

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 término estocástico: r_{ij} corresponde a un efecto único asociado al estudiante y u_{0j} refleja el efecto único de la escuela.

Si se sustituye β_{0j} , se obtiene la siguiente ecuación reducida, que es la que finalmente se estimará:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij} \quad (6)$$

El modelo anterior puede ser comparado en el denominado modelo de efectos fijos: $Y_{ij} = \gamma_{00} + \alpha_j + r_{ij}$, donde α_j es un parámetro fijo, específico de cada grupo. Un modelo de efectos aleatorios es preferible cuando el interés del análisis está en la “población de los grupos”, es decir, tomando en cuenta el mecanismo de generación de los datos de los grupos. Por su parte, este tipo de modelos, a diferencia de los de efectos fijos, permiten incorporar variables explicativas del nivel 2 para explicar la varianza entre grupos. (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2012).

⁶ Raudenbush y Bryk (2002).

La especificación del modelo va incorporando paulatinamente las distintas variables explicativas. En primer lugar, se seleccionan las variables del nivel 1, es decir, las que afectan directamente a los estudiantes (X_{ij}):

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} \quad (7)$$

Al igual que en la ecuación (4), se supone que la constante β_{0j} está compuesta por una parte fija y una aleatoria; por su parte, se analizará el caso en que los coeficientes asociados a las variables del nivel 1 son fijos, es decir, el efecto de las mismas es igual para todos los centros ($\beta_{1j} = \gamma_{10}$).

Luego, el modelo resultante es⁷:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad (8)$$

Posteriormente, se añaden las variables del nivel 2, es decir, aquellas variables explicativas que corresponden al centro de estudio (W_j)⁸. Esto se hace suponiendo la siguiente estructura para β_{0j} :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j} \quad (9)$$

La ecuación a estimar bajo esta especificación es⁹

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}W_j + u_{0j} + r_{ij} \quad (10)$$

Hasta ahora, se ha permitido que la media de los resultados pueda diferir por centro educativo (β_{0j}). Sin embargo, la diferencia entre las escuelas podría encontrarse también en la pendiente (β_{1j}). Por ejemplo, podría suceder que la relación entre el nivel socioeconómico y los resultados académicos fuera distinta entre las escuelas, lo que implicaría que algunos centros fueran más equitativos que otros (la pendiente sería menor).

⁷ Cabe destacar que, si bien en las ecuaciones a estimar se mantiene la notación de los parámetros por una simplificación de la presentación, los mismos varían de una ecuación a otra, dado que se van incorporando variables, y por lo tanto, cambian los modelos.

⁸ Tanto el modelo anterior como este modelo se corresponden con el denominado *random-intercept model* ya que hay un solo coeficiente aleatorio, β_{0j} (Raudenbush y Bryk, 2002; Rabe-Hesketh y Skrondal, 2012).

⁹ En todos los modelos con variables explicativas, se realizan supuestos análogos respecto a la estructura de varianzas y covarianzas que en el modelo nulo, considerando la condicionalidad respecto a las variables de cada nivel.

De ser así, lo que variará respecto a los modelos anteriores será la forma de β_{1j} . Este coeficiente se lo puede considerar aleatorio (si lo único observado es el centro al que pertenece cada estudiante) o bien podrá cambiar según alguna de las variables del nivel 2 (cuando se cuente con dicha información, en este caso W_j). En el primer caso se supone que $\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$ donde u_{1j} es una variable aleatoria, dando origen al denominado *random-coefficient model* que permite que los coeficientes del nivel 1 varíen de manera aleatoria¹⁰. En el segundo caso se asume que $\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}W_j$ y por lo tanto la ecuación resultante sería la siguiente:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}W_j + \gamma_{11}X_{ij}W_j + u_{0j} + r_{ij} \quad (11)$$

En las ecuaciones (6), (8), (10) y (11) queda claro por qué no es posible utilizar una estimación MCO. En primer lugar, los estudiantes de una misma escuela comparten un mismo error al interior de la misma (dado por el término u_{0j}) haciendo que los rendimientos entre ellos no sean del todo independientes. Además, la varianza de dicho término de error puede diferir entre centros educativos. Como se mencionó anteriormente, se realizarán las estimaciones de cada una de estas ecuaciones utilizando un modelo jerárquico lineal¹¹.

3.2 Descripción de datos

3.2.1 Desempeño educativo: pruebas PISA en matemáticas

Para realizar las estimaciones 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 en matemática, ciencia y lectura de los jóvenes de 15 años que asisten a la educación media, en diversos países, y que asimismo indaga sobre características de los estudiantes y de los centros educativos a través de cuestionarios a

¹⁰ Raudenbush y Bryk, 2002; Rabe-Hesketh y Skrondal, 2012.

¹¹ El cómputo de las mismas se realizará mediante el comando *gllamm* de STATA (Generalised linear latent and mixed models de Rabe-Hesketh y Skrondal) disponible en <http://www.gllamm.org>. Dicho comando utiliza el método de máxima verosimilitud. Para más detalle ver Rabe-Hesketh, S., Skrondal A. y Pickles, A. (2004).

estudiantes y directores respectivamente. Las evaluaciones se realizan cada tres años con foco en uno de los tópicos evaluados. Uruguay participa de este programa desde 2003.

Si bien los datos de PISA son de corte transversal y se corre el riesgo de generar ciertos sesgos, como se mencionó anteriormente, cuenta con una amplia riqueza de información referente tanto al estudiante y su familia como a las instituciones educativas. Además, actualmente no se cuenta con otros datos para Uruguay que permitan realizar análisis de determinantes de desempeño que consideren la naturaleza acumulativa del proceso educativo (o no están disponibles).

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).

A continuación se presentan las calificaciones promedio de la prueba de matemática para algunos países (se incluyen todos los países latinoamericanos que participan de las pruebas).

Cuadro 1. Rendimiento en matemática en PISA 2012, países seleccionados

	Puntuación media en PISA 2012	Cuota de alumnos con peores resultados (debajo nivel 2)	Cuota de alumnos con rendimiento alto (nivel 5 o 6)	Cambio anualizado (a)	Fuerza de la relación entre el rendimiento en matemática y ESCS (b)
Media OCDE	494	23.0	12.6	-0.3	14.8
Singapur	573	8.3	40.0	3.8	14.4
Hong Kong-China	561	8.5	33.7	1.3	7.5
Corea	554	9.1	30.9	1.1	10.1
Japón	536	11.1	23.7	0.4	9.8
Finlandia	519	12.3	15.3	-2.8	9.4
Canadá	518	13.8	16.4	-1.4	9.4
Alemania	514	17.7	17.5	1.4	16.9
Estados Unidos	481	25.8	8.8	0.3	14.8
Chile	423	51.5	1.6	1.9	23.1
México	413	54.7	0.6	3.1	10.4
Uruguay	409	55.8	1.4	-1.4	22.8
Costa Rica	407	59.9	0.6	-1.2	18.9
Brasil	391	67.1	0.8	4.1	15.7
Argentina	388	66.5	0.3	1.2	15.1
Colombia	376	73.8	0.3	1.1	15.4
Perú	368	74.6	0.6	1.0	23.4

Notas: a) la variación anualizada es el cambio anual promedio del puntaje respecto a su primera participación en PISA; b) Regresión del rendimiento sobre ESCS (indicador de estatus económico, social y cultural), la pendiente es el coeficiente de la regresión para ESCS; c) México, Costa Rica y Uruguay no difieren de modo estadísticamente significativo en su puntuación media.

Fuente: OCDE.

Al realizar una primera mirada a los datos, se observa que para el caso de Uruguay, no sólo el resultado promedio en matemática es relativamente bajo, sino que dicho promedio ha disminuido; por su parte, la proporción de estudiantes que alcanzan bajos niveles (debajo del nivel 2) es algo más de la mitad.

Asimismo, como surge de los análisis de la OCDE, en Uruguay al igual que en el caso del resto de los países de América Latina que participan de las pruebas PISA, el rendimiento y la equidad en los resultados en matemática están por debajo de la media de la OCDE (la única excepción es México que está por encima en cuanto a equidad). La equidad es entendida en este caso como el porcentaje de variación en rendimiento explicada por el índice de estatus económico, social y cultural que elabora la OCDE (OECD, 2014).

Uruguay es uno de los países con menor equidad medida de esta manera dentro de los países participantes de PISA (OECD, 2013).

La variable de resultados utilizada en PISA consta de cinco valores plausibles. Los cuestionarios tienen numerosos ítems con diversa dificultad, y los estudiantes responden solo algunos de ellos, por lo que es necesario estimar cuál sería el resultado si hubiera respondido todos los ítems. A partir de las respuestas, se realiza una distribución a posteriori y de allí se seleccionan cinco valores de manera aleatoria (Martínez, 2006). (OECD, 2014).

Las unidades de análisis se recogen a través de un muestreo en dos etapas, donde primero se realiza una muestra estratificada de los centros de estudio y posteriormente se seleccionan los estudiantes dentro de cada centro. Dado que la selección se realiza con probabilidades desiguales, es necesario corregir las ponderaciones al estimar un modelo multinivel. Aquí se utiliza el método 2 de Rabe-Hesketh y Skrondal (2006) que consiste en modificar la escala de la ponderación a nivel de los estudiantes¹² dividiendo la escala por la media del grupo, es decir, de la escuela.

Por último, cabe aclarar que las distintas estimaciones se hicieron eliminando los individuos con valores faltantes en alguna de las variables utilizadas. Si bien esto puede generar estimaciones sesgadas en caso de que estos datos no estén distribuidos de manera aleatoria, el tratamiento de los valores faltantes puede generar nuevos sesgos (Willms y Smith, 2005).

¹² La variable utilizada de PISA es w_fstuwt (peso final del estudiante).

3.2.2 Determinantes del desempeño por alumno y escuela

Para realizar las estimaciones, 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, distinguiendo entre las variables del nivel 1, que afectan directamente al individuo, y las del nivel 2, que se dividen en aquellas relacionadas a los recursos escolares por un lado, y los aspectos institucionales, por otro ¹³ (los principales estadísticos descriptivos se presentan en el Anexo).

Cuadro 2. Descripción de las variables consideradas en el análisis HLM

Nombre variable	Variable original en base PISA	Descripción
Características del estudiante y su entorno		
<i>escs</i>	<i>escs</i>	Indicador de estatus económico, social y cultural elaborado por la OCDE; se deriva de otros tres índices: <i>hisei</i> , <i>pared</i> y <i>homepos</i> (ver Anexo). El valor 0 corresponde al puntaje de un estudiante promedio de la OCDE. Para las estimaciones se utiliza esta variable centrada respecto a la media del centro educativo (<i>escs_c</i>)
<i>female</i>	<i>st04q01</i>	Variable binaria que vale 1 si el estudiante es mujer
<i>preprim1</i>	<i>st05q01</i>	Variable binaria que vale 1 si el estudiante asistió a un curso de pre-primaria un año o menos
<i>preprim2</i>	<i>st05q01</i>	Variable binaria que vale 1 si el estudiante asistió a un curso de pre-primaria más de un año
<i>nuclear</i>	<i>st11q01</i> , <i>st11q02</i>	Variable binaria que vale 1 si el estudiante vive con la madre y el padre (incluye padres adoptivos y cónyuges de la madre o el padre)
<i>grade1-grade5</i>	<i>grade</i>	A partir de la variable <i>grade</i> se construyeron cinco variables binarias que refieren al grado en que se encuentra el estudiante respecto al grado modal (<i>grade4</i>) que en el caso de Uruguay es primer año del ciclo superior de educación media
Recursos escolares		
<i>schsize</i>	<i>schsize</i>	Matrícula total del centro de estudios
<i>csize</i>	<i>clsize</i>	Variable binaria que vale 1 si el tamaño promedio de la clase es menor o igual a 25
<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)

¹³ Si bien sería interesante incorporar un tercer nivel que incluya la composición barrial, esta información no está disponible en PISA.

(continuación)		
Nombre variable	Variable original en base PISA	Descripción
Aspectos institucionales		
<i>pcgirls</i>	<i>pcgirls</i>	Proporción de mujeres en el centro
<i>respcur</i>	<i>respcur</i>	Índice sobre la responsabilidad del centro en el currículum y la evaluación
<i>city</i>	<i>sc03q01</i>	Variable binaria que vale 1 si el centro se encuentra en una ciudad o gran ciudad
<i>privado</i>	<i>schltype</i>	Variable binaria que vale 1 si el centro es privado
<i>utu</i>	<i>stratum</i>	Variable binaria que vale 1 si el centro es público y de formación técnica (corresponde a los centros educativos de la ex Universidad del Trabajo del Uruguay, UTU, actualmente Consejo de Educación Técnico Profesional, CETP)
<i>mescs</i>	<i>escs</i>	Media de la variable <i>escs</i> a nivel de la escuela. Para las estimaciones se utiliza esta variable centrada respecto a la media global (<i>mescs_c</i>)

Respecto a las variables del estudiante y su entorno, como cabe esperar, el estatus económico, social y cultural (*escs*) es en general menor al del promedio de la OCDE; dentro de la muestra, la cantidad de varones y mujeres es similar.

Si bien los estudiantes que asistieron a cursos de pre-primaria son la amplia mayoría, aún existe un porcentaje importante (15%) que no lo ha hecho; además, el 13% solo asistió un año o menos. A pesar de que actualmente es obligatoria la educación de 4 y 5 años, es a partir de la Ley 17.015 de 1998 que la obligatoriedad alcanzó a los niños de 5 años, y recién a partir de la Ley 18.154 de 2007 es obligatoria la educación para los niños de 4 años de edad.

Los estudiantes que viven con ambos padres representan el 68% de la muestra. La convivencia con ambos padres podría estar relacionado con los aprendizajes en el sentido que el tiempo de cuidado de los hijos, especialmente el acompañamiento en el proceso educativo, sería mayor (Katzman y Retamoso, 2007).

Las variables *grade* pueden ser consideradas una proxy de la repetición, ya que en general aquellos que hayan repetido algún curso estarán en un grado que no es el modal¹⁴. Aproximadamente un 60% de los estudiantes asisten a primer año del ciclo superior (*grade4*), solo un 1% asiste al grado superior, y el resto asiste a un grado previo. Si bien

¹⁴ Aunque en el caso del grado inmediatamente anterior podría suceder que el estudiante esté en ese grado por la fecha de nacimiento, sin haber repetido ningún grado.

esta variable no se corresponde necesariamente con la de repetición, se optó por utilizarla ya que las preguntas referidas a repetición tienen muchos valores faltantes¹⁵.

Las variables relacionadas al centro educativo dan cuenta de una gran heterogeneidad, con centros muy pequeños y otros masivos, con diversos tamaños de clase (un 40% de los centros tienen clases de un tamaño promedio de 25 estudiantes o menos), y con una cantidad de estudiantes por docente también muy variable. En cuanto a los aspectos institucionales, también hay diversidad; cabe destacar que un 17% de los centros son privados, un 20% ofrece formación técnica y un 36% se ubica en ciudades o grandes ciudades.

Como se vio, la literatura da cuenta de diferencias en los resultados para el sector público y privado (en el Anexo se presentan los estadísticos descriptivos para los centros públicos y privados por separado). Efectivamente, los estudiantes que asisten a centros privados obtienen en promedio puntajes superiores que los de centros públicos. El contexto familiar es también muy distinto, siendo menor para el sector público la variable del contexto económico, social y cultural¹⁶. Asimismo, la asistencia a pre-primaria es universal para los que actualmente concurren a centros privados, no ocurre lo mismo para quienes acuden a centros públicos (18% no asistió). Los estudiantes de los centros públicos viven en familias nucleares en una menor proporción que los de centros privados (66% y 75% respectivamente). Por último, la proporción de estudiantes que se encuentra en el grado modal es sensiblemente menor en el caso del sector público¹⁷.

Las variables relativas a las características del centro, son en general peores en el sector público (tamaño del centro, tamaño de clase, relación estudiante/docente, calidad de los recursos escolares, entorno socioeconómico). Por su parte, los centros privados están más concentrados en las ciudades y tienen mayor autonomía en cuanto a la determinación del currículum.

En base a lo anterior, interesa realizar un análisis algo más detallado de los datos, antes de llevar a cabo las estimaciones. La literatura da cuenta de una importante relación entre el

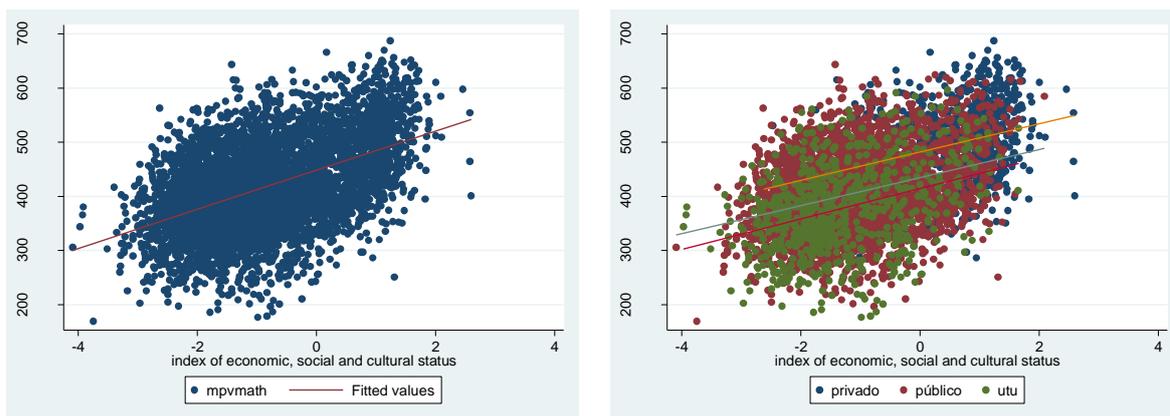
¹⁵ En el Anexo se presentan los estadísticos descriptivos de las variables de repetición.

¹⁶ En el Anexo se presentan los estadísticos descriptivos de estas y otras variables sin eliminar los valores faltantes. Cabe destacar, por ejemplo, que el 74% de los padres de los estudiantes que asisten al sector privado poseen educación terciaria, en contraposición a un 28% para el caso del sector público.

¹⁷ La ocurrencia de repetición es alta para los que asisten a centros públicos: 25% repitió algún curso en primaria y 32% en educación media inferior (ver Anexo).

contexto familiar y los resultados académicos. Como una primera aproximación a los datos, en el siguiente gráfico se presenta la relación entre el indicador de estatus económico, social y cultural (*escs*) y el puntaje en matemática. En principio, efectivamente se aprecia una relación positiva.

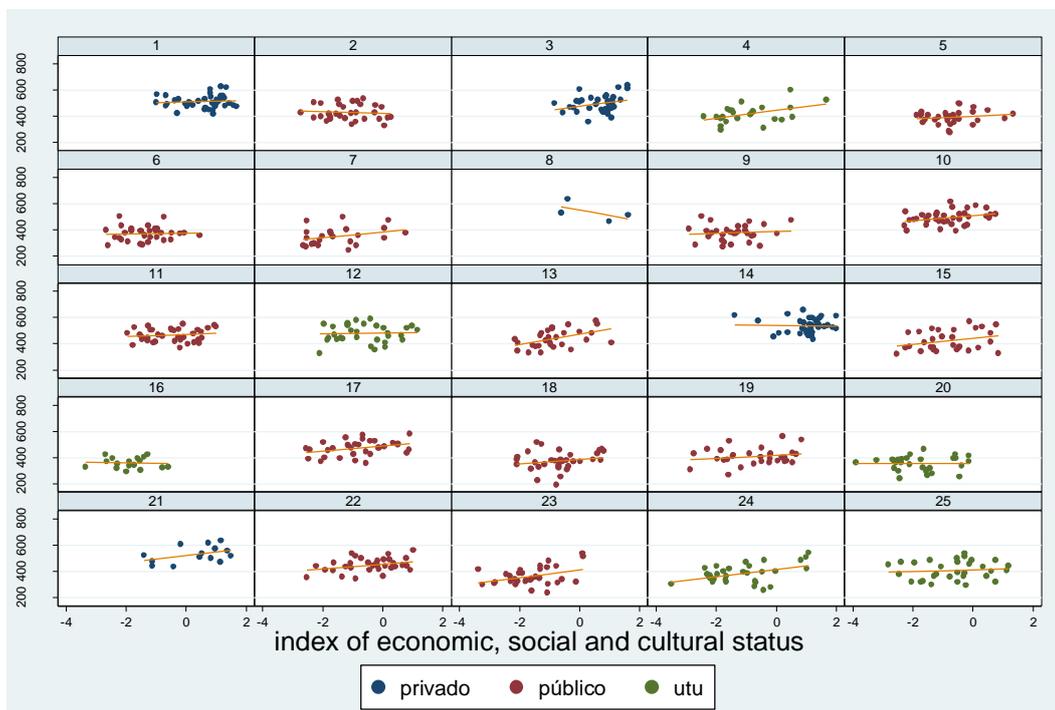
Gráfico 1. Relación entre el indicador de estatus económico, social y cultural (*escs*) y el resultado en matemática por estudiante



Nota: se considera el promedio simple de los valores plausibles del resultado en matemática.
Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

Sin embargo, esta relación no es análoga en todos los centros educativos. En el siguiente gráfico se muestra la misma información anterior, pero para algunas escuelas. Si bien la relación es positiva en algunos casos, en otros parece no tener ninguna relación.

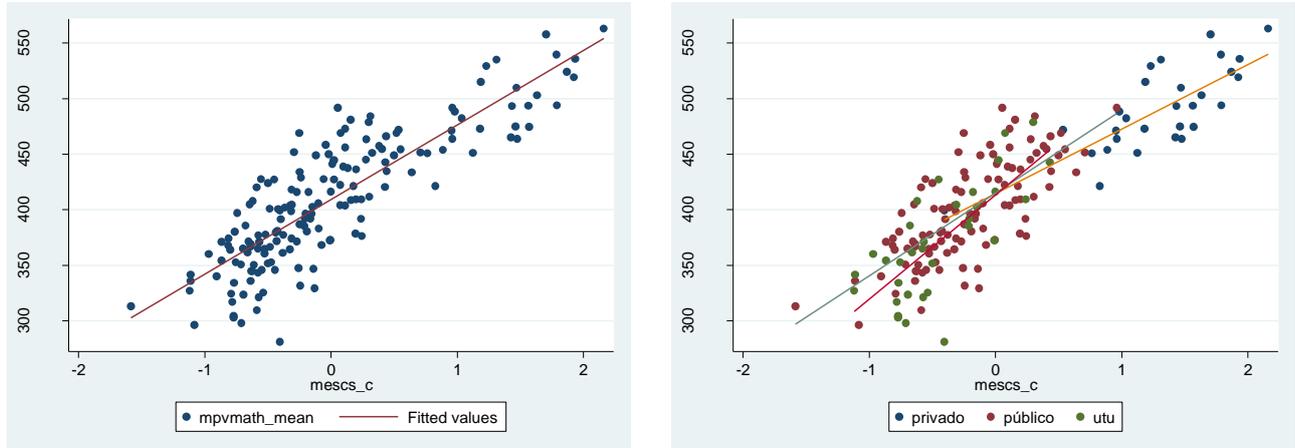
Gráfico 2. Relación entre el indicador de estatus económico, social y cultural (*escs*) y el resultado en matemática por estudiante para algunos centros educativos



Nota: se considera el promedio simple de los valores plausibles del resultado en matemática.
Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

También se ha visto que uno de los principales determinantes de las diferencias entre los centros es el contexto escolar, que puede ser medido a través del promedio de algún índice de entorno socioeconómico. A continuación se grafica el promedio del índice *escs* por centro educativo y el resultado promedio en matemática, mostrando una relación positiva. Se aprecia una marcada diferencia entre centros públicos y privados. Cabe destacar que, dentro de los centros públicos, se distinguen los institutos de formación técnica, pertenecientes al Consejo de Educación Técnico Profesional (CETP), denominados antiguamente Universidad del Trabajo (UTU).

Gráfico 3. Relación entre el indicador de estatus económico, social y cultural (*escs*) y el resultado en matemática promedio, por centro educativo



Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

Del último gráfico se puede deducir que, para explicar el efecto de la escuela (u_{0j}) es posible utilizar el tipo de institución de que se trata (privado, público o utu) o el promedio del índice ESCS en el centro, y además se aprecia que entre estas dos variables hay una clara relación, por lo que se utilizarán ambas variables para analizar su efecto en los resultados de las pruebas.

4. Resultados

Como se detalló anteriormente, se comenzó estimando un modelo nulo o “vacío”, donde no se incluye ninguna variable explicativa. En promedio, se estima que los estudiantes tienen un resultado en matemática de 401.69 puntos.

Posteriormente, se seleccionó una serie de variables correspondientes al nivel 1 para analizar las variaciones en los resultados dentro de cada escuela (modelo 1). A continuación, se incorporaron las variables del nivel 2; en primer lugar, se consideraron todas las variables salvo *mescs_c* (modelo 2), y por último se incluyeron todas las variables (modelo 3).

En el cuadro 3, se muestran los coeficientes estimados¹⁸. La estimación de la constante (432.32 en el caso del modelo 1) 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 a la variable *escs_c*, es varón, no realizó ningún curso de pre-primaria o cursó como máximo un año de este nivel, no vive con ambos padres y se encuentra en el grado modal, obtendrá, en promedio, una calificación de 432.32 en matemática.

En las estimaciones presentadas, un entorno económico, social y cultural (*escs*) mayor implica mejores resultados (la variable *escs_c* resulta positiva y significativa). Por su parte, la brecha en los puntajes aumenta en el caso en que el estudiante sea mujer (se espera un puntaje menor para las mujeres). Cabe destacar que este es un resultado al que arriban diversos trabajos a nivel internacional y, además, este coeficiente suele ser positivo cuando la variable dependiente son los resultados en lectura. Los estudiantes que asistieron a algún curso de pre-primaria por más de un año tendrían un puntaje esperado mayor que el promedio (el coeficiente de la variable *preprim2* es positivo). Si el estudiante vive con ambos padres (*nuclear*), también se produce un aumento en el puntaje promedio. Los estudiantes que se encuentran en un grado menor al modal verían reducido su resultado en una importante magnitud, esperándose un resultado menor mientras más alejado se encuentre el estudiante del grado modal. Los que están en un grado superior, tendrían un

¹⁸ Los coeficientes se calcularon como el promedio simple de las estimaciones realizadas para cada valor plausible. El error estándar es la raíz cuadrada de la varianza del error (σ_{error}^2), que depende de la varianza de la muestra ($\sigma_{\hat{\mu}}^2$, promedio de la varianza de los cinco valores plausibles) y la varianza del error de medida ($\sigma_{test}^2 = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^5 (\hat{\mu}_i - \hat{\mu})^2$). En resumen, $\sigma_{error}^2 = \sigma_{\hat{\mu}}^2 + 1.2\sigma_{test}^2$. OECD (2009).

resultado promedio mayor. Es importante notar que los valores de los coeficientes apenas varían al incorporarse las variables del nivel 2, lo cual es esperable.

En cuanto a las variables referidas al centro educativo, en el modelo 2 resultan significativas: el tamaño del centro (*schsize*), la calidad de los recursos escolares (*scmatedu*), si el centro se encuentra en una ciudad o gran ciudad (*city*), y si el tipo de institución es privado (*privado*), con un signo positivo, y el ratio de estudiantes sobre profesores (*stratio*), con un signo negativo. Cabe destacar que los institutos de formación técnica no muestran un resultado estadísticamente diferente al de los otros centros públicos (la variable *utu* no es significativa).

En el modelo 3, deja de ser significativa la variable *privado*¹⁹ y es significativa el promedio del entorno económico, social y cultural del centro (*mescs_c*), lo cual es esperable dada la gran correlación entre el entorno socioeconómico del centro y su calidad de público o privado.

En el caso de las interacciones, al incorporar al mismo tiempo la interacción entre la calidad de privado del centro de estudios y el entorno económico, social y cultural del individuo (*privado*escs_c*) y la interacción entre dicho índice y su promedio en la escuela (*mescs_c*escs_c*), ninguna resulta significativa, por lo que se incorporan en modelos separados (modelos 5 y 6). De esta forma, *privado*escs_c* resulta no significativa y *mescs_c*escs_c* es significativa y positiva. Esto implicaría que las escuelas con una media del índice ESCS más alto tendrían una pendiente mayor, lo que siguiendo a Raudenbush y Bryk (2002) implicaría que dichos centros serían menos equitativos, que los de menor *mescs*. Sin embargo, la interpretación puede implicar que, como se describe en Katzman y Retamoso (2007), si el contexto socioeconómico de la escuela tiene relación con el barrio de residencia, el índice de ESCS del estudiante tendrá un efecto positivo menor en los barrios de contexto más desfavorable, o dicho de otra forma, aquellos estudiantes provenientes de un barrio de peor contexto, pueden verse beneficiados por concurrir a un centro con un promedio del índice del ESCS de los estudiantes asistentes (*mescs*) relativamente alto²⁰.

¹⁹ También deja de ser significativa la variable *scmatedu*.

²⁰ El efecto marginal del entorno económico, social y cultural sobre los resultados en matemática sería: $\frac{\delta pvmath}{\delta escs_c} = \gamma_{10}^{escs_c} + \gamma_{11}mescs_c = 9.43 + 3.23 mescs_c$, por lo que un incremento marginal en el entorno del hogar, tendría un efecto positivo si el estudiante asiste a un centro con un *mescs* alto.

Dado que la variable *privado* no resulta significativa una vez considerado el efecto del contexto medido a través de la media del ESCS, es razonable que la interacción de *privado* y *escs_c* tampoco sea significativa. Dado que los coeficientes asociados a *privado* y *privado*escs_c* no son significativos, estas variables podrían ser eliminadas (Raudenbush y Bryk, 2002).

Cuadro 3. Coeficientes estimados

Variable	Modelo nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
<i>const</i>	401.69*** (6.73)	432.32*** (6.57)	404.56*** (22.64)	417.06*** (17.58)	417.04*** (17.57)	417.00*** (17.57)	417.05*** (17.59)
Nivel 1							
<i>escs_c</i>		9.09*** (1.37)	9.33*** (1.37)	9.65*** (1.37)	9.26*** (1.78)	8.59*** (1.60)	9.43*** (1.37)
<i>female</i>		-22.20*** (2.58)	-22.11*** (2.54)	-21.87*** (2.54)	-22.10*** (2.51)	-21.99*** (2.52)	-22.10*** (2.51)
<i>preprim1</i>		7.19 (5.13)	7.12 (5.07)	7.04 (5.06)	7.23 (5.07)	7.23 (5.06)	7.21 (5.06)
<i>preprim2</i>		17.89*** (3.72)	16.88*** (3.65)	15.95*** (3.63)	16.14*** (3.66)	16.14*** (3.65)	16.12*** (3.64)
<i>nuclear</i>		8.36*** (2.87)	8.19*** (2.78)	8.76*** (2.80)	8.71*** (2.80)	8.72*** (2.81)	8.72*** (2.80)
<i>grade1</i>		-116.13*** (7.76)	-111.53*** (6.67)	-105.53*** (6.88)	-105.86*** (6.91)	-105.81*** (6.86)	-105.85*** (6.92)
<i>grade2</i>		-91.28*** (5.16)	-87.59*** (4.82)	-82.34*** (4.92)	-82.69*** (4.94)	-82.59*** (4.93)	-82.69*** (4.94)
<i>grade3</i>		-56.53*** (3.86)	-54.28*** (3.61)	-49.83*** (3.66)	-49.91*** (3.67)	-49.90*** (3.67)	-49.91*** (3.67)
<i>grade5</i>		53.11*** (12.89)	48.86*** (12.44)	47.56*** (12.34)	47.69*** (12.38)	47.66*** (12.39)	47.68*** (12.37)
Nivel 2							
<i>schsize</i>			0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)
<i>csize</i>			7.91 (5.13)	6.95 (4.38)	6.93 (4.38)	6.94 (4.38)	6.93 (4.38)
<i>stratio</i>			-1.48*** (0.34)	-1.19*** (0.39)	-1.19*** (0.39)	-1.19*** (0.39)	-1.19*** (0.39)
<i>scmatedu</i>			4.76* (2.63)	2.78 (2.16)	2.79 (2.16)	2.79 (2.16)	2.79 (2.16)
<i>pcgirls</i>			37.26 (38.59)	44.69 (29.87)	44.89 (29.86)	44.80 (29.84)	44.90 (29.85)
<i>respcur</i>			0.11 (4.21)	5.24 (3.87)	5.22 (3.87)	5.22 (3.87)	5.22 (3.87)
<i>city</i>			16.73*** (4.76)	9.80** (4.72)	9.82** (4.72)	9.81** (4.72)	9.81** (4.72)
<i>privado</i>			45.48*** (8.27)	-8.48 (10.84)	-8.44 (10.83)	-8.41 (10.83)	-8.44 (10.85)
<i>utu</i>			-12.94 (8.74)	-11.22 (7.00)	-11.20 (7.00)	-11.20 (7.00)	-11.20 (7.00)
<i>mescs_c</i>				34.27*** (5.64)	34.17*** (5.65)	34.17*** (5.64)	34.18*** (5.66)
Interacciones							
<i>privado*escs_c</i>					0.94 (5.42)	4.94 (3.50)	
<i>mescs_c*escs_c</i>					2.79 (3.03)		3.23* (1.96)
Observaciones		estudiantes 4,677	escuelas 168				

Notas: a) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; b) error estándar robustos en cursiva; c) la variable *escs* está centrada respecto a la media del centro educativo; la variable *mescs* está centrada respecto a la media global.

Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

Para comparar los modelos se presentan tres indicadores. Uno es el denominado *Intraclass Correlation Coefficient* (ICC) en Raudenbush y Bryk (2002), que presenta la proporción del total de la varianza que es entre clases (escuelas): $\rho = \tau_{00}/(\tau_{00} + \sigma^2)$. En el caso de los modelos que incorporan variables explicativas, este coeficiente pasa a ser una correlación condicional (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2006).

Otro indicador es el coeficiente de determinación o R^2 (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2006) que presenta la proporción de la reducción en la varianza para cada modelo estimado respecto a la varianza del modelo nulo, es decir la varianza explicada por las variables explicativas; se calcula como la resta entre la varianza estimada ($\tau_{00} + \sigma^2$) para el modelo nulo y el modelo considerado, respecto a la varianza del modelo nulo. Raudenbush y Bryk (2002) realizan este cálculo, pero para la varianza del nivel 1 y del nivel 2 por separado; Rabe-Hesketh y Skrondal (2006) le llaman R_1^2 y R_2^2 respectivamente.

Cuadro 4. Descomposición de la varianza

	Modelo nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Var (r_{ij}) = σ^2	4546.07	3537.11	3523.49	3518.80	3514.38	3515.53	3514.55
Var (u_{0j}) = τ_{00}	3841.33	1323.28	449.30	293.51	293.76	293.67	293.76
Total	8387.39	4860.40	3972.79	3812.30	3808.14	3809.20	3808.31
ICC (b)	0.4580	0.2723	0.1131	0.0770	0.0771	0.0771	0.0771
Varianza explicada por las variables explicativas respecto al modelo nulo							
R_1^2		0.2219	0.2249	0.2260	0.2269	0.2267	0.2269
R_2^2		0.6555	0.8830	0.9236	0.9235	0.9236	0.9235
R^2		0.4205	0.5263	0.5455	0.5460	0.5458	0.5459

Notas: a) La varianza para cada nivel es el promedio de las varianzas obtenidas para cada valor plausible; b) *Intraclass Correlation Coefficient*.

Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

Como era esperable, a medida que se agregan variables explicativas, el ICC se va reduciendo (cuadro 4); en particular, σ^2 se ve reducida en el modelo 1 y permanece similar dado que no se incorporan más variables del nivel 1; mientras τ_{00} es menor a partir del modelo 3.

El ICC para el modelo nulo indica que la varianza en los resultados entre escuelas, si bien explica una proporción menor de la varianza, es relativamente alta (por ejemplo, para el caso de Estados Unidos este valor es de 0,25). Una vez que se consideran variables individuales, esta varianza disminuye (de 46 a 27% del total), por lo que la diferencia en

los resultados entre escuelas estaría explicada en una parte importante por la distribución de los factores individuales.

De todas formas, aún se mantiene una diferencia entre los estudiantes que asisten a distintos centros educativos que van más allá de estos factores. Resta por explicar un 35% de la varianza del nivel 2. Dicha varianza se ve reducida al incorporar las variables del nivel 2; en particular, se llega a explicar el 92% de la varianza entre escuelas con el modelo 3. Los modelos 4 a 6, no implican un incremento de la varianza explicada.

Por último, se calculó el ratio de verosimilitud cuyo estadístico es (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2006): $L = 2(l_1 - l_0)$, donde l_1 y l_0 representan la maximización de la log-verosimilitud de dos modelos. Este test se utiliza para comparar dos modelos, uno contenido en el otro, para poner a prueba la hipótesis de que las variables que sólo están en uno de los modelos son de manera conjunta estadísticamente iguales a cero. Esta prueba se realizó en cada modelo para cada valor plausible.

Si se comparan los modelos en los que se van incorporando nuevas variables, la hipótesis nula se rechaza. Sin embargo, al comparar el modelo 6 respecto al modelo 4, no se rechaza la hipótesis nula, por lo que el coeficiente de la variable *privado*escs_c* sería cero.

En definitiva, se puede considerar que una parte relevante de las diferencias en los desempeños entre los estudiantes de 15 años que asisten al sistema educativo es consecuencia de los distintos contextos que enfrenta el estudiante, tanto en su familia, como en la institución educativa. Sin embargo, aún resta por explicar algunas diferencias entre estudiantes que pueden tener relación con dos tipos de variables relacionadas al individuo; por un lado, las expectativas que la familia y el propio estudiante tengan sobre el efecto de la educación en el futuro, aunque, como se describió anteriormente, esto puede tener relación con la falta de integración, tanto a nivel del barrio como del centro de estudios, donde la ausencia de “modelos de rol” exitosos no genera una perspectiva de superación (Katzman, 2001). Si bien existe evidencia de que este tipo de variables suele tener una influencia significativa en los logros de los estudiantes (ver por ejemplo ANEP, 2000), la base de datos de PISA no cuenta con esta información.

Por otro lado, las habilidades innatas de los estudiantes así como las habilidades socioemocionales podrían estar explicando alguna fracción de las diferencias en los

resultados de las pruebas PISA. La formación de las mismas depende no solo de las instituciones escolares por las que transcurrió el individuo a lo largo de su vida, sino que también está relacionada con el ambiente al que se expone tanto a nivel familiar como en el lugar de residencia, en particular en los primeros años de vida y hasta la adolescencia (CAF, 2016). Este tipo de habilidades del individuo pueden ser aproximadas a través de las actitudes de los estudiantes hacia el estudio. Dado que en esta ola de PISA el tópico central fue la matemática, se realizaron una serie de preguntas relacionadas a las actitudes hacia la misma. Una variable de interés es un índice que elabora la OCDE relacionada a la ansiedad al enfrentar las matemáticas (*anxmat*)²¹.

Si bien se incorporó en las estimaciones anteriores, este índice presenta muchos valores faltantes, por lo que se pierde riqueza en el análisis si se incorpora a los distintos modelos considerados, en particular, las variables de centro dejan de ser significativas como consecuencia de la eliminación de los datos. De todas maneras, para intentar dar una respuesta aproximada sobre las diferencias de resultados entre estudiantes, como forma exploratoria se realizó una regresión simple con dicha variable, utilizando como variable dependiente el residuo del modelo 6.

Cuadro 5. Regresión lineal entre el residuo y la variable *anxmat*²²

VARIABLES	residuo6
<i>anxmat</i>	-0.349*** (0.0190)
<i>constante</i>	0.121*** (0.0187)
Observaciones	3,006

Notas: a) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; b) error estándar en cursiva.

Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

Como se muestra en el cuadro anterior, la ansiedad hacia las matemáticas presenta una relación significativa y de un volumen considerable con el residuo del modelo 6. Quedará para futuras investigaciones un análisis que pueda incorporar este tipo de variables, evitando la pérdida de datos.

²¹ Las preguntas consideradas para la elaboración del índice tienen que ver con la preocupación o el nerviosismo que siente el estudiante al enfrentar problemas matemáticos en la clase, al realizar tareas, o sobre el éxito futuro en la materia (OECD, 2014).

²² De manera análoga al análisis multinivel, los coeficientes se calcularon como el promedio simple de las estimaciones realizadas para cada valor plausible, y el error estándar considera el error de la muestra y el error de medida, OECD (2009).

5. Comentarios finales

Según el enfoque de las capacidades de Sen, la equidad está relacionada con la igualdad de resultados; es decir, en el ámbito educativo, si dos individuos provienen de situaciones desiguales, tendrán que tener un trato distinto para que ambos lleguen al mismo lugar (Formichella, 2010). Si la educación es la misma para todos, el sistema educativo solo mantendrá, o incluso profundizará las diferencias de origen de las personas. En este trabajo se ha mostrado que los resultados académicos medidos a través de las prueba de PISA están asociados al contexto familiar, por lo tanto, para lograr disminuir la desigualdad educativa, el esfuerzo debería ser diferencial.

Otro resultado encontrado es que, una vez que se considera el entorno socioeconómico promedio del centro educativo, los estudiantes de las instituciones privadas no presentan un desempeño significativamente distinto al de las públicas. Esto podría sugerir que, en el caso de Uruguay, la gestión privada no presenta ventajas en cuanto a sus posibles efectos en los logros de los individuos.

Por su parte, el principal efecto escolar hallado es la media del índice de entorno económico, social y cultural. Por lo tanto, las diferencias en los resultados generados por las características propias de los individuos y sus familias, se verían revalidadas por los centros de estudio.

Además se halló un efecto positivo en la relación entre el contexto del estudiante y el de la escuela; si se considera que este último está influido por la composición social del barrio (un 32 % de los centros públicos siempre consideran la residencia en la admisión del estudiante, y un 27% lo considera ocasionalmente), esto podría sustentar la hipótesis de que los centros educativos se encuentran segregados. Es decir, un estudiante que vive en un barrio de contexto desfavorable, pero tiene un entorno económico, social y cultural relativamente alto en su hogar, se verá beneficiado al asistir a un centro educativo en un barrio con un entorno favorable, lo cual fomenta la segregación educativa.

Si bien no es el objetivo de este documento realizar recomendaciones de diseño de política, se pueden sugerir algunas medidas que disminuyan la segregación. Por un lado, podría ser recomendable que los nuevos centros que se creen estén en la frontera de barrios con una composición social distinta (Katzman y Retamoso, 2007) o, si se establecen en barrios de contexto desfavorable sean escuelas “imán”, con programas que atraigan a estudiantes de

otros contextos (Willms, 2006). Otro tipo de medida puede ser generar un traslado gratuito de los estudiantes a centros lejanos a su residencia, promoviendo instituciones más heterogéneas en cuanto al entorno socioeconómico de origen (Katzman y Retamoso, 2007; Willms, 2006). En definitiva, un sistema educativo más integrado parece ser una buena opción para disminuir desigualdades futuras.

6. Referencias bibliográficas

- ANEP (2013) “Uruguay en PISA 2012. Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes de la OCDE”.
- ANEP (2007) “Informe Nacional PISA 2006 Uruguay”.
- ANEP (2005) *Panorama de la educación en el Uruguay: una década de transformaciones, 1992-2004*, Consejo Directivo Central (CODICEN), Montevideo.
- ANEP (2003) “Censo Nacional de Aprendizajes de los terceros años del Ciclo Básico de educación Media 1999. Resultados y desafíos”, Programa de Modernización de la Educación Media y la Formación Docente (MEMFOD), Novena Comunicación de Resultados, Montevideo, agosto de 2003.
- ANEP (2000) “Modelo sobre predisposición al abandono de los estudios en estudiantes de los Terceros Años del Ciclo Básico de Educación Media a partir de los datos del Censo de Aprendizajes 1999”, Programas de Mejoramiento de la Educación Secundaria y Formación Docente (MESyFOD) y UTU/BID, Cuarta Comunicación, Montevideo, julio de 2000.
- CAF (2016) *Más habilidades para el trabajo y la vida: Los aportes de la familia, la escuela, el entorno y el mundo laboral*, Reporte de Economía y Desarrollo 2016, Corporación Andina de Fomento, Bogotá.
- 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.
- Casacuberta, C., y Bucheli, M., (2010) Asistencia a instituciones educativas y actividad laboral de los adolescentes en Uruguay, 1986-2008. Capítulo en Fernández, T. (ed.) *La desafiliación en la Educación Media y Superior de Uruguay: conceptos, estudios y políticas*. Colección Art. 2, Comisión Sectorial de Investigación Científica, Udelar.
- Coleman, J.S. et al, (1966) *Equality of Educational Opportunity*, U.S. Department on H.E.W Office of Educational, Washington, D.C.

- 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.
- Coutinho Pereira, M. (2010) “Educational Attainment and Equality of Opportunity in Portugal and in Europe: the Role of School versus Parental Influence”, *Economic Bulletin*, Banco de Portugal.
- 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 Educación*, Vol. 1, No. 2.
- Fernández, T. y Cardozo, S. (2011) “Componentes de la desigualdad de aprendizajes en la Educación Media de América Latina”, mimeo.
- Fertig, M. (2003) “Educational Production, Endogenous Peer Group Formation and Class Composition. Evidence from the PISA 2000 Study”, IZA DP No. 714.
- 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.
- Formichella, M.M. (2010) *Educación y desarrollo: análisis desde la perspectiva de la equidad educativa interna y del mercado laboral*. Tesis de Doctorado en Economía, Bahía Blanca, Argentina.
- Fuchs, T. y Wößmann, L. (2007) “What accounts for international differences in student performance? A reexamination using PISA data”. *Empirical Economics* 32 (2/3), pp. 433–464.
- Ganzeboom, H. B. G., De Graaf, P. M., and Treiman, D. J. (1992) “A standard international socio-economic index of occupational status”, *Social Science Research* 21, 1–56.
- Hanushek, E.A. (2002) "Publicly Provided Education", Working Paper 8799, NBER.
- Hanushek, E. (1979) “Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions”. *Journal of Human Resources* 14 (3), pp. 351-388.
- Hanushek, E.A. y Wößmann, L. (2010) “The Economics of International Differences in Educational Achievement”, NBER Working Paper, n° 15949.

- Katzman, R. (2001) “Seducidos y abandonados: el aislamiento social de los pobres urbanos”, *Revista de la CEPAL*, 75, pp. 171-189.
- Katzman, R. y Retamoso, A. (2007) “Efectos de la segregación urbana sobre la educación en Montevideo”, *Revista de la CEPAL*, 91, pp. 133-152.
- Krüger, N. (2012) *Equidad Educativa Interna y Externa en Argentina: un Diagnóstico para las Últimas Décadas*. Tesis de Doctorado en Economía, Bahía Blanca, Argentina.
- 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 (2014) “PISA 2012 Technical Report”. PISA, OECD Publishing.
- OECD (2013) “PISA 2012 Results: Excellence Through Equity: Giving Every Student the Chance to Succeed (Volume II)”, PISA, OECD Publishing.
- OECD (2009) “PISA Data Analysis Manual”, Second Edition. PISA, OECD Publishing.
- Rabe-Hesketh, S. y Skrondal, A. (2012) *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, (3rd Edition). College Station, TX: Stata Press.
- Rabe-Hesketh, S. y Skrondal, A. (2006) “Multilevel modelling of complex survey data”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 169, Part 4, pp. 805–827.
- Rabe-Hesketh, S., Skrondal A. y Pickles, A. (2004) “GLLAMM Manual”, Paper n. 160, U.C. Berkeley Division of Biostatistics Working Paper Series. Berkeley, CA: University of California Berkeley.
- Raudenbush, S. y Bryk, A. (2002) *Hierarchical Linear Models. Applications and Data Analysis Methods*. Segunda edición. Sage. Thousand Oaks. CA.
- Raudenbush, S. y Bryk, A. (1986) “A Hierarchical Model for Studying School”, *Sociology of Education*, Vol. 59, No. 1.
- Raudenbush, S y Willms, D. (1995) “The Estimation of School Effects”, *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, Vol. 20, No. 4, pp.307-335.

- Somers, M.A., McEwan, P.J. y J. Douglas Willms, D. (2004) "How Effective Are Private Schools in Latin America?", *Comparative Education Review*, Vol. 48, No. 1, pp. 48-69.
- Todd, P., and Wolpin, K. (2003) "On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement". *The Economic Journal* 113 (485), pp. F3-F33.
- 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.
- Willms, D. y Raudenbush, S. (1989) "A Longitudinal Hierarchical Linear Model for Estimating School Effects and Their Stability", *Journal of Educational Measurement*, Vol. 26, No. 3, pp. 209-232.
- Wößmann, L. (2007) "International Evidence on Expenditures and Class Size: A Review", *Brookings Papers on Education Policy*, No. 9 (2006/2007), pp. 245-272.
- Wooldridge, J.M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts, MIT Press.

7. Anexo

Cuadro A.1. Definiciones de las bandas de desempeño en matemática en la escala.

Nivel	Puntos de la escala PISA	Descripción
6	> 669.3	En el Nivel 6, los estudiantes pueden conceptualizar, generalizar y utilizar la información en base a sus investigaciones y modelización de situaciones problemáticas complejas, y pueden usar su conocimiento en contextos relativamente no estándar. Pueden relacionar diferentes fuentes de información y representaciones y pasar de uno a otro flexiblemente. Los estudiantes de este nivel son capaces de pensamiento y razonamiento matemático avanzado. Estos estudiantes pueden aplicar este conocimiento y comprensión, junto con un dominio de las operaciones y relaciones matemáticas simbólicas y formales, para desarrollar nuevos enfoques y estrategias para atacar a situaciones nuevas. Los estudiantes de este nivel pueden reflexionar sobre sus acciones, y pueden formular y comunicar con precisión sus acciones y reflexiones en torno a sus resultados, interpretaciones, argumentos y la adecuación de éstos a la situación original.
5	entre 607 y 669.3	En el Nivel 5 los estudiantes pueden desarrollar y trabajar con modelos de situaciones complejas, identificando las limitaciones y supuestos que especifican. Pueden seleccionar, comparar y evaluar estrategias de resolución de problemas apropiados para hacer frente a problemas complejos relacionados con estos modelos. Los estudiantes de este nivel pueden trabajar estratégicamente utilizando habilidades de pensamiento y razonamiento amplias, bien desarrolladas, representaciones vinculadas apropiadas, caracterizaciones simbólicas y formales, y sugerencias relativas a estas situaciones. Ellos comienzan a reflexionar sobre su trabajo y pueden formular y comunicar sus interpretaciones y razonamientos.
4	entre 544.7 y 607	En el Nivel 4 los estudiantes pueden trabajar eficazmente con modelos explícitos para situaciones complejas concretas que pueden implicar restricciones o llamar para hacer suposiciones. Pueden seleccionar e integrar diferentes representaciones, incluyendo las simbólicas, vinculándolas directamente con aspectos de situaciones del mundo real. Los estudiantes de este nivel pueden utilizar su limitada gama de habilidades y pueden razonar con una idea, en contextos sencillos. Pueden construir y comunicar explicaciones y argumentos basados en sus interpretaciones, argumentos y acciones.
3	entre 482.4 y 544.7	En el Nivel 3 los estudiantes pueden ejecutar procedimientos claramente descritos, incluyendo aquellos que requieren decisiones secuenciales. Sus interpretaciones son suficientemente sólidas para ser una base para la construcción de un modelo simple o para seleccionar y aplicar estrategias para resolver problemas sencillos. Los estudiantes de este nivel pueden interpretar y utilizar representaciones basadas en diferentes fuentes de información y razonar directamente de ellos. Por lo general muestran cierta capacidad para manejar porcentajes, fracciones y números decimales, y para trabajar con relaciones proporcionales. Sus soluciones reflejan que se han involucrado en la interpretación básica y el razonamiento.
2	entre 420.1 y 482.4	En el Nivel 2 los estudiantes pueden interpretar y reconocer situaciones en contextos que no requieren más que una inferencia directa. Pueden extraer información relevante de una sola fuente y hacer uso de un único modo de representación. Los estudiantes de este nivel pueden emplear algoritmos, fórmulas, procedimientos o convenciones básicos para resolver problemas que involucran números enteros. Son capaces de hacer interpretaciones literales de los resultados
1	entre 357.8 y 420.1	En el Nivel 1 los estudiantes pueden responder a las preguntas que implican contextos familiares donde toda la información pertinente está disponible y las preguntas están claramente definidas. Son capaces de identificar la información y llevar a cabo los procedimientos de rutina de acuerdo a las instrucciones directas en situaciones explícitas. Pueden realizar acciones que son casi siempre evidentes y se siguen inmediatamente de los estímulos dados.
debajo nivel 1	< 357.8	

Fuente: OCDE (2014).

Cuadro A.2. Descripción de otras variables consideradas en el análisis HLM

Nombre variable	Variable original en base PISA	Descripción
Base estudiantes		
<i>homepos</i>	<i>homepos</i>	Indicador de las posesiones del hogar. Es un resumen de varios indicadores; incluye acceso a ciertos elementos para el estudio, como un escritorio (<i>hedres</i>), bienes relacionados con la riqueza, como auto y computadora (<i>wealth</i>), acceso a bienes culturales (<i>cultpos</i>), así como la cantidad de libros en el hogar (<i>st28q01</i>)
<i>hisei</i>	<i>hisei</i>	Indicador que refiere al máximo estatus de ocupacional de los padres. Considera la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones y luego se mapea al índice socioeconómico internacional del estatus ocupacional (international socio-economic index of occupational status, ISEI, Ganzeboom et al., 1992)
<i>pared1-pared6</i>	<i>pared</i>	A partir de la variable <i>pared</i> se construyeron seis variables dummy que refieren al máximo nivel educativo de los padres: sin educación o primaria incompleta; primaria completa; ciclo medio básico completo; ciclo medio superior completo; terciaria no universitaria completa; terciaria universitaria completa
<i>terc</i>	<i>pared</i>	Variable binaria construida a partir de la variable <i>pared</i> que vale 1 si al menos uno de los padres tiene como máximo nivel educativo educación terciaria completa (universitaria o no universitaria)
<i>wealth</i>	<i>wealth</i>	Indicador de acceso a bienes relacionados con la riqueza elaborado por la OCDE (habitación propia, conexión a internet, celular, televisión, computadoras, autos, y otros ítems propios de cada país)
<i>cultpos</i>	<i>cultpos</i>	Indicador de acceso a bienes culturales elaborado por la OCDE (literatura clásica, libros de poesía, obras de arte)
<i>hedres</i>	<i>hedres</i>	Indicador sobre el acceso a ciertos elementos para el estudio elaborado por la OCDE (escritorio para estudio, lugar tranquilo para estudio, computadora para el estudio, software educacional, calculadora propia, libros de estudio, diccionario)
<i>book</i>	<i>st28q01</i>	Variable binaria que vale 1 si el estudiante dispone en el hogar de más de 100 libros
<i>age</i>	<i>age</i>	Edad del estudiante, en años y meses
<i>repeat1</i>	<i>st07q01</i>	Variable binaria que vale 1 si el estudiante repitió algún grado en primaria (ISCED 1)
<i>repeat2</i>	<i>st07q02</i>	Variable binaria que vale 1 si el estudiante repitió algún grado en el primer ciclo de educación media (ISCED 2)
Base escuelas		
<i>tcshort</i>	<i>tcshort</i>	Índice que refiere a la falta de personal calificado según la percepción del director (un mayor valor del índice indica mayor "escasez" de profesores)
<i>mixed</i>	<i>stratum</i>	Variable binaria que vale 1 si en el centro se imparte nivel inferior y superior de educación media
<i>comp</i>	<i>sc04q01</i>	Variable binaria que vale 1 si el centro compite por los estudiantes con otros centros en el área
<i>respres</i>	<i>respres</i>	Índice sobre la responsabilidad del centro en la asignación de recursos

Cuadro A.3. Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en los modelos

variable	observaciones	media	desvío estándar	mínimo	máximo
<i>pv1math</i>	4,677	418.31	86.15	130.71	699.18
<i>pv2math</i>	4,677	418.08	86.75	132.66	696.85
<i>pv3math</i>	4,677	418.03	86.93	129.62	696.61
<i>pv4math</i>	4,677	418.10	86.33	118.64	702.06
<i>pv5math</i>	4,677	418.80	86.74	98.39	711.33
<i>escs</i>	4,677	-0.83	1.14	-4.09	2.60
<i>escs_c</i>	4,677	0.00	0.86	-2.63	3.43
<i>female</i>	4,677	0.54	0.50	0	1
<i>preprim</i>	4,677	0.85	0.36	0	1
<i>preprim1</i>	4,677	0.13	0.34	0	1
<i>preprim2</i>	4,677	0.71	0.45	0	1
<i>nuclear</i>	4,677	0.68	0.47	0	1
<i>grade</i>	4,677	-0.58	0.89	-3	1
<i>grade1</i>	4,677	0.05	0.22	0	1
<i>grade2</i>	4,677	0.11	0.31	0	1
<i>grade3</i>	4,677	0.22	0.42	0	1
<i>grade4</i>	4,677	0.61	0.49	0	1
<i>grade5</i>	4,677	0.01	0.12	0	1
<i>schsize</i>	168	850.50	665.33	35	4,300
<i>clsize</i>	168	27.85	7.65	13	53
<i>csize</i>	168	0.40	0.49	0	1
<i>stratio</i>	168	14.75	6.91	2.53	64.08
<i>scmatedu</i>	168	0.13	1.05	-3.59	1.98
<i>pcgirls</i>	168	0.52	0.10	0.07	0.74
<i>respcur</i>	168	-0.82	0.62	-1.26	1.44
<i>city</i>	168	0.36	0.48	0	1
<i>privado</i>	168	0.17	0.38	0	1
<i>utu</i>	168	0.20	0.40	0	1
<i>mescs</i>	168	-0.92	0.75	-2.50	1.24
<i>mescs_c</i>	168	0.00	0.75	-1.58	2.16

Notas: (a) Se presentan los datos una vez eliminados los individuos con valores faltantes en alguna variable.

(b) Se eliminaron los centros educativos con menos de tres estudiantes encuestados.

Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

Cuadro A.4. Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en los modelos, por sector

variable	público			privado		
	media	desvío estándar	obs	media	desvío estándar	obs
<i>pv1math</i>	401.48	79.40	3,822	493.53	74.12	855
<i>pv2math</i>	401.14	80.10	3,822	493.80	74.00	855
<i>pv3math</i>	401.02	79.97	3,822	494.08	75.36	855
<i>pv4math</i>	401.46	79.58	3,822	492.51	75.40	855
<i>pv5math</i>	401.66	79.74	3,822	495.41	74.52	855
<i>escs</i>	-1.11	0.98	3,822	0.46	0.86	855
<i>escs_c</i>	0.00	0.88	3,822	0.00	0.74	855
<i>female</i>	0.54	0.50	3,822	0.53	0.50	855
<i>preprim</i>	0.82	0.38	3,822	0.97	0.18	855
<i>preprim1</i>	0.15	0.35	3,822	0.08	0.27	855
<i>preprim2</i>	0.67	0.47	3,822	0.89	0.32	855
<i>nuclear</i>	0.66	0.47	3,822	0.75	0.44	855
<i>grade</i>	-0.68	0.93	3,822	-0.10	0.40	855
<i>grade1</i>	0.06	0.24	3,822	0.00	0.00	855
<i>grade2</i>	0.13	0.33	3,822	0.01	0.11	855
<i>grade3</i>	0.25	0.43	3,822	0.10	0.30	855
<i>grade4</i>	0.55	0.50	3,822	0.87	0.34	855
<i>grade5</i>	0.01	0.11	3,822	0.02	0.15	855
<i>schsize</i>	937.94	676.74	139	431.38	403.85	29
<i>clsize</i>	28.14	7.92	139	26.45	6.14	29
<i>csize</i>	0.38	0.49	139	0.48	0.51	29
<i>stratio</i>	15.31	7.04	139	12.08	5.62	29
<i>scmatedu</i>	0.00	1.03	139	0.78	0.89	29
<i>pcgirls</i>	0.52	0.10	139	0.51	0.04	29
<i>respcur</i>	-1.01	0.26	139	0.11	0.93	29
<i>city</i>	0.27	0.44	139	0.79	0.41	29
<i>utu</i>	0.24	0.43	139	0.00	0.00	29
<i>mescs</i>	-1.19	0.44	139	0.39	0.52	29
<i>mescs_c</i>	-0.27	0.44	139	1.30	0.52	29

Notas: (a) Se presentan los datos una vez eliminados los individuos con valores faltantes en alguna variable.

(b) Se eliminaron los centros educativos con menos de tres estudiantes encuestados.

Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

Cuadro A.5. Estadísticos descriptivos

variable	observaciones	media	desvío estándar	mínimo	máximo
<i>pv1math</i>	5,309	411.07	87.46	130.71	699.18
<i>pv2math</i>	5,309	411.14	87.74	132.66	696.85
<i>pv3math</i>	5,309	410.89	87.84	129.62	696.61
<i>pv4math</i>	5,309	410.94	87.53	118.64	702.06
<i>pv5math</i>	5,309	411.49	87.81	98.39	711.33
<i>escs</i>	5,270	-0.88	1.13	-4.09	2.60
<i>escs_c</i>	5,270	0.00	0.86	-2.60	3.43
<i>homepos</i>	5,262	-0.68	0.91	-5.19	3.70
<i>homepos_c</i>	5,262	0.00	0.76	-3.65	4.16
<i>hisei</i>	5,053	39.95	20.85	11.01	88.96
<i>hisei_c</i>	5,053	0.00	16.59	-47.39	61.98
<i>terc</i>	5,192	0.35	0.48	0	1
<i>pared</i>	5,192	11.45	3.98	3.00	17.00
<i>pared_c</i>	5,192	0.00	3.38	-11.29	9.31
<i>pared1</i>	5,192	0.02	0.13	0	1
<i>pared2</i>	5,192	0.17	0.38	0	1
<i>pared3</i>	5,192	0.26	0.44	0	1
<i>pared4</i>	5,192	0.19	0.39	0	1
<i>pared5</i>	5,192	0.17	0.38	0	1
<i>pared6</i>	5,192	0.18	0.39	0	1
<i>wealth</i>	5,261	-0.72	0.86	-5.07	2.85
<i>wealth_c</i>	5,261	0.00	0.72	-3.85	3.56
<i>cultpos</i>	4,847	-0.22	1.02	-1.51	1.27
<i>cultpos_c</i>	4,847	0.00	0.94	-2.20	2.19
<i>hedres</i>	5,134	-0.24	1.00	-3.93	1.12
<i>hedres_c</i>	5,134	0.00	0.93	-3.89	2.35
<i>book</i>	5,089	0.14	0.35	0	1
<i>age</i>	5,309	15.79	0.29	15.33	16.25
<i>female</i>	5,309	0.53	0.50	0	1
<i>preprim</i>	5,089	0.84	0.36	0	1
<i>preprim1</i>	5,089	0.14	0.34	0	1
<i>preprim2</i>	5,089	0.70	0.46	0	1
<i>nuclear</i>	5,110	0.67	0.47	0	1
<i>repeat</i>	5,225	0.38	0.49	0	1
<i>repeat1</i>	4,586	0.21	0.41	0	1
<i>repeat2</i>	4,722	0.27	0.44	0	1
<i>grade</i>	5,309	-0.64	0.92	-3.00	1.00
<i>grade1</i>	5,309	0.06	0.23	0	1
<i>grade2</i>	5,309	0.12	0.33	0	1
<i>grade3</i>	5,309	0.23	0.42	0	1
<i>grade4</i>	5,309	0.57	0.49	0	1
<i>grade5</i>	5,309	0.01	0.11	0	1

(continuación)

variable	observaciones	media	desvío estándar	mínimo	máximo
<i>schsize</i>	175	843.21	655.61	35.00	4,300.00
<i>clsize</i>	173	27.71	7.73	13.00	53.00
<i>csize</i>	173	0.40	0.49	0	1
<i>stratio</i>	172	14.87	6.90	2.53	64.08
<i>scmatedu</i>	177	0.12	1.04	-3.59	1.98
<i>tcshort</i>	177	0.36	1.05	-1.09	2.88
<i>pcgirls</i>	177	0.51	0.11	0.00	0.74
<i>mixed</i>	177	0.55	0.50	0	1
<i>comp</i>	177	0.55	0.50	0	1
<i>respres</i>	177	-0.48	0.67	-0.80	2.71
<i>respcur</i>	177	-0.83	0.61	-1.26	1.44
<i>city</i>	177	0.36	0.48	0	1
<i>privado</i>	177	0.16	0.37	0	1
<i>utu</i>	177	0.19	0.39	0	1
<i>mescs</i>	177	-0.94	0.74	-2.50	1.24
<i>mescs_c</i>	177	0.00	0.74	-1.55	2.19

Nota: Se eliminaron los centros educativos con menos de tres estudiantes encuestados.
Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.

Cuadro A.6. Estadísticos descriptivos por sector

variable	público			privado		
	media	desvío estándar	obs	media	desvío estándar	obs
<i>pv1math</i>	395.07	80.69	4,432	491.93	74.69	877
<i>pv2math</i>	395.05	81.01	4,432	492.44	74.35	877
<i>pv3math</i>	394.77	80.81	4,432	492.37	75.93	877
<i>pv4math</i>	395.09	80.73	4,432	491.00	75.96	877
<i>pv5math</i>	395.23	80.73	4,432	493.69	75.20	877
<i>escs</i>	-1.14	0.98	4,397	0.46	0.86	873
<i>escs_c</i>	0.00	0.89	4,397	0.00	0.74	873
<i>homepos</i>	-0.85	0.83	4,387	0.20	0.80	875
<i>homepos_c</i>	0.00	0.77	4,387	0.00	0.74	875
<i>hisei</i>	35.20	17.75	4,186	62.90	19.41	867
<i>hisei_c</i>	0.00	16.37	4,186	0.00	17.62	867
<i>terc</i>	0.28	0.45	4,324	0.74	0.44	868
<i>pared</i>	10.71	3.79	4,324	15.10	2.64	868
<i>pared_c</i>	0.00	3.54	4,324	0.00	2.39	868
<i>pared1</i>	0.02	0.14	4,324	0.00	0.00	868
<i>pared2</i>	0.21	0.40	4,324	0.01	0.12	868
<i>pared3</i>	0.30	0.46	4,324	0.05	0.22	868
<i>pared4</i>	0.19	0.40	4,324	0.19	0.39	868
<i>pared5</i>	0.17	0.37	4,324	0.19	0.39	868
<i>pared6</i>	0.11	0.31	4,324	0.56	0.50	868

(continuación)

variable	público			privado		
<i>wealth</i>	-0.89	0.77	4,386	0.10	0.83	875
<i>wealth_c</i>	0.00	0.72	4,386	0.00	0.73	875
<i>cultpos</i>	-0.34	0.99	3,990	0.36	0.92	857
<i>cultpos_c</i>	0.00	0.95	3,990	0.00	0.88	857
<i>hedres</i>	-0.31	1.01	4,269	0.12	0.84	865
<i>hedres_c</i>	0.00	0.95	4,269	0.00	0.81	865
<i>book</i>	0.10	0.30	4,218	0.36	0.48	871
<i>age</i>	15.79	0.29	4,432	15.78	0.29	877
<i>female</i>	0.53	0.50	4,432	0.53	0.50	877
<i>preprim</i>	0.82	0.39	4,225	0.97	0.18	864
<i>preprim1</i>	0.15	0.36	4,225	0.08	0.27	864
<i>preprim2</i>	0.67	0.47	4,225	0.89	0.31	864
<i>nuclear</i>	0.66	0.47	4,242	0.74	0.44	868
<i>repeat</i>	0.44	0.50	4,356	0.07	0.25	869
<i>repeat1</i>	0.25	0.44	3,736	0.04	0.20	850
<i>repeat2</i>	0.32	0.47	3,878	0.03	0.17	844
<i>grade</i>	-0.74	0.96	4,432	-0.10	0.41	877
<i>grade1</i>	0.07	0.25	4,432	0.00	0.00	877
<i>grade2</i>	0.14	0.35	4,432	0.01	0.12	877
<i>grade3</i>	0.26	0.44	4,432	0.10	0.30	877
<i>grade4</i>	0.52	0.50	4,432	0.86	0.35	877
<i>grade5</i>	0.01	0.10	4,432	0.02	0.15	877
<i>schsize</i>	925.01	666.07	146	431.38	403.85	29
<i>clsize</i>	27.97	8.01	144	26.45	6.14	29
<i>csize</i>	0.39	0.49	144	0.48	0.51	29
<i>stratio</i>	15.44	7.01	143	12.08	5.62	29
<i>scmatedu</i>	-0.01	1.02	148	0.78	0.89	29
<i>tcshort</i>	0.50	1.02	148	-0.38	0.88	29
<i>pcgirls</i>	0.51	0.12	148	0.51	0.04	29
<i>mixed</i>	0.49	0.50	148	0.86	0.35	29
<i>comp</i>	0.49	0.50	148	0.86	0.35	29
<i>respres</i>	-0.73	0.09	148	0.81	0.87	29
<i>respcur</i>	-1.02	0.26	148	0.11	0.93	29
<i>city</i>	0.27	0.45	148	0.79	0.41	29
<i>utu</i>	0.22	0.42	148	0.00	0.00	29
<i>mescs</i>	-1.20	0.43	148	0.38	0.52	29
<i>mescs_c</i>	-0.26	0.43	148	1.33	0.52	29

Nota: Se eliminaron los centros educativos con menos de tres estudiantes encuestados.

Fuente: elaboración propia en base a datos PISA 2012.