

revista de **e**EDUCACIÓN

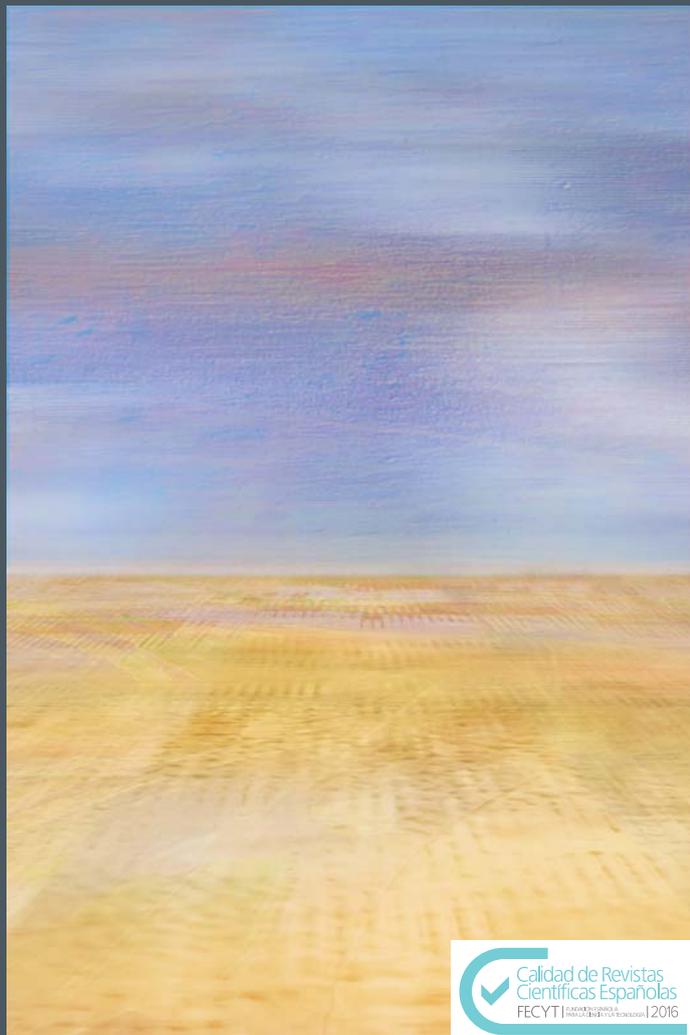
Nº 376 ABRIL-JUNIO 2017



Desigualdades educativas en América Latina, PISA 2012: causas de las diferencias en desempeño escolar entre los colegios públicos y privados

Educational inequalities in Latin America, PISA 2012: causes of differences in school performance between public and private schools

Geovanny Castro Aristizabal
Gregorio Giménez
Domingo Pérez Ximénez-de-Embún



Desigualdades educativas en América Latina, PISA 2012: causas de las diferencias en desempeño escolar entre los colegios públicos y privados

Educational inequalities in Latin America, PISA 2012: causes of differences in school performance between public and private schools

DOI: 10.4438/1988-592X-RE-2017-376-343

Geovanny Castro Aristizabal

Pontificia Universidad Javeriana

Gregorio Giménez

Domingo Pérez Ximénez-de-Embún

Universidad de Zaragoza

Resumen

El presente artículo analiza las causas de las diferencias en resultados escolares entre centros educativos públicos y privados de América Latina. Para ello, se utiliza información de los 8 países latinoamericanos que participaron en PISA 2012. Las estimaciones de variables instrumentales en dos etapas, combinadas con la técnica de descomposición de Oaxaca-Blinder, revelan que Uruguay y Brasil presentaron la mayor brecha educativa, y Colombia y México la menor. Dichas divergencias fueron causadas, en mayor medida, por la componente observada del modelo. Específicamente, fueron las diferencias en las características individuales, los factores que originaron, en mayor proporción, las brechas en desempeño; seguidas de las características familiares y los recursos de los centros educativos. Además, la descomposición en la componente no observada sugiere que los estudiantes de los colegios privados hacen un mejor uso de los medios educativos que tienen en sus hogares, así como de los recursos de sus centros.

Palabras clave: Rendimiento escolar, resultados escolares, educación pública y privada, función de producción educativa, variables instrumentales, descomposición Oaxaca-Blinder, PISA, América Latina.

Abstract

The paper analyses and explains the causes of the differences in school performance between public and private schools in Latin America. It uses information from the 8 Latin American countries that participated in PISA 2012. The estimations, two steps with instrumental variables, combined with the technique of the Oaxaca-Blinder's decomposition, reveal that Uruguay and Brazil had the highest education gap, and Colombia and Mexico the lowest. These differences are explained, mainly, by the observed component of the model. Specifically, the differences in individual characteristics explain the greater proportion of the gaps in performance; followed by family characteristics and resources of the schools. In addition, the decomposition in the no-observed component suggests that students from private schools make better use of the educational resources, both in their homes and in their schools.

Keywords: academic achievement, public and private education, educational production function, instrumental variables, Oaxaca-Blinder decomposition, PISA, Latin America.

Introducción

En los últimos años, los países latinoamericanos vienen realizando grandes esfuerzos para mejorar su calidad educativa. Las políticas y estrategias empleadas han sido muy diferentes, pero en general se ha conseguido expandir el acceso a todos los niveles educativos –reconociendo los derechos de la población desfavorecida y excluida e incrementando el gasto público en proporción y cantidad real por alumno–.

No obstante, en educación secundaria, han obtenido un rendimiento relativamente bajo comparado con otros países. En PISA 2012, en las tres competencias evaluadas, los países latinoamericanos estaban dentro del

tercio de economías con peores resultados. Al compararlos con el promedio de los países de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico –OCDE–, los de Europa Occidental, de Europa Oriental y los de Asia Pacífico, se encuentran amplias diferencias. En matemáticas, área de énfasis, mientras que en los países latinoamericanos, en promedio, el 63,0% no alcanzó el nivel dos (básico), entre seis, el porcentaje para estas regiones fue de: 23,0%, 20,7%, 31,7% y 9,2%, respectivamente.

Además, en los resultados se constataron diferencias en rendimiento escolar, entre los colegios privados y públicos (Rivas, 2015). Esto no implica que la educación pública sea de peor calidad que la privada. La cuestión clave en literatura empírica es si los mejores resultados se mantienen una vez que se corrige por las características socioeconómicas de los alumnos, ya que las mismas características que llevan a los estudiantes a obtener mejores resultados pueden condicionar también la elección del tipo de centro. De hecho, como señala la OCDE (2011), los estudiantes de los centros públicos con similares características socioeconómicas que los de las instituciones privadas tienden a lograr similares resultados en PISA. Por esta razón, los estudios en economía de la educación se han volcado a establecer, si aun teniendo en cuenta un conjunto amplio de características individuales, familiares y de centro escolar, el desempeño académico escolar está condicionado por la titularidad del centro.

En su mayoría, dichos estudios, plantean una Función de Producción Educativa –FPE–, para obtener los factores determinantes del rendimiento. La mayoría de trabajos incorporan la titularidad del centro como uno de estos factores, y estiman la brecha educativa entre las escuelas públicas y privadas. Si bien, no identifican las causas por las cuales se presentan estas brechas.

El objetivo del presente trabajo es identificar los factores que están detrás de las divergencias escolares entre los centros públicos y privados. Para ello, aplicaremos a la FPE la metodología de Oaxaca-Blinder –OB–, combinada con el uso de variables instrumentales, para cada uno de los países de América Latina que participaron en PISA 2012 y en cada área evaluada. En América Latina, donde el uso de técnicas econométricas avanzadas para el estudio del desempeño escolar no es habitual, este análisis de la causalidad de la brecha público-privado constituye una novedad, tanto en su dimensión agregada como por países. De esta

manera, se pretende establecer un patrón para el caso de las regiones latinoamericanas, lo que constituye una aportación importante. Metodológicamente hablando, el trabajo aporta un nuevo enfoque al emplear la técnica OB –apenas aplicada en el análisis de datos educativos de América Latina– combinada con la estimación mediante variables instrumentales.

El artículo se encuentra estructurado de la siguiente manera. A esta introducción, le sigue la contextualización del trabajo dentro de la literatura sobre titularidad del centro y resultados académicos. En la tercera sección, se explica la función de producción educativa estimada, las variables empleadas, la metodología de OB y las técnicas econométricas usadas en el análisis. La cuarta recoge los resultados del análisis empírico, que a través de la descomposición OB con estimaciones mínimo cuadráticas en dos etapas encuentra evidencia de divergencias entre centros públicos y privados en las tres competencias evaluadas en PISA. Estas obedecen fundamentalmente a diferencias en características individuales de los alumnos. La quinta sección contiene las conclusiones y reflexiones en materia de política educativa.

La titularidad del centro como condicionante del desempeño escolar

Los trabajos que relacionan la titularidad del centro escolar y el desempeño académico ofrecen resultados ambiguos. En algunos casos, encuentran evidencia de una relación positiva y significativa a favor de los centros privados; sin embargo, en otros no. Así, tal y como sugieren Bishop y Woessmann (2004), no existen resultados que permitan sacar conclusiones generales, tanto en países desarrollados como en países en vías de desarrollo.

Evidencia para países desarrollados

Dentro de las investigaciones que encuentran un efecto positivo de la titularidad del centro escolar, Schultz y McDonald (2013), para Estados Unidos, y Levin (2002), para Holanda, determinan que el asistir a colegios privados de carácter religioso favorece los resultados académicos. Dearden, Chris y Luke (2011), para el Reino Unido, encuentran que los

estudiantes de escuelas privadas tienen mayores posibilidades de alcanzar un nivel de educación superior y mayores salarios. Por último, trabajando con muestras de varios países, West y Woessmann (2010) y Fuchs y Woessmann (2007), encuentran que cuando la importancia del sector privado aumenta, la puntuación media es mayor.

Por el contrario, OCDE (2011) destaca que aquellos países con una mayor proporción de escuelas privadas no obtuvieron mayores puntuaciones en PISA 2009. De otro lado, Altonji, Todd y Taber (2005), para el caso de Estados Unidos, argumentan que la relación positiva entre el rendimiento escolar y el tipo de centro, se hace débil al tener en cuenta factores observables e inobservables. Más aún, Mancebón y Muñiz (2008) y Calero y Escardíbul (2007) muestran que, en el caso de España, después de incluir las características familiares como variables de control, esta relación desaparece. De hecho, Donkers y Robert (2008), al hallar sesgos de selección, determinaron que los centros privados obtendrían peores resultados que los públicos en el área de matemáticas, en la que se hizo énfasis en PISA 2006, en todos los países de la muestra. Por último, Kirjavainen y Loikkanen (1998) hallaron evidencia negativa en la relación, sobre una muestra de colegios finlandeses.

Como mostramos a continuación, esta heterogeneidad en los resultados de los trabajos también se encuentra en los países en vías de desarrollo.

Evidencia para países en vías de desarrollo

En el caso de Costa Rica, Giménez y Castro (2017) y Fernández y Del Valle (2013), después de controlar por múltiples factores socioeconómicos y características de los centros, estimaron un efecto directo entre la puntuación media en lectura, matemáticas y ciencias y el tipo de centro escolar, en favor de los colegios privados. Estas desigualdades también fueron encontradas por Gamboa y Waltenberg (2012) en los países latinoamericanos participantes en PISA 2006-2009. Estimaron que, de acuerdo al país y al año, esta brecha estuvo entre el 1 y el 25%, un rango relativamente alto, comparado con los demás países participantes. Con base en los resultados del SERCE, el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación –LLECE–, también calculó diferencias en desempeño entre los establecimientos escolares; sin embargo, Cervini (2012), al “reanalizar” estos resultados, concluyó que

el efecto escolar neto fue menor que el obtenido por el LLECE.

Sin embargo, en el caso de Argentina, Oliveira, Belluzzo y Pazello (2013), Krüger y Formichella (2012), Formichella (2011) y Cervini (2003) no encuentran relación entre la titularidad del centro escolar y el desempeño académico. En el primer trabajo, se sugiere que los estudiantes con bajo rendimiento en octavo grado obtendrían aún un peor desempeño si asistieran a colegios privados. En el segundo, no se pudo establecer una clara tendencia de igualdad de oportunidades entre los recursos de las escuelas públicas y privadas. Los dos últimos, al emplear como variables de control el entorno y las características socioeconómicas y culturales de las escuelas, encontraron, respectivamente, que la correlación entre la estructura administrativa de la escuela (pública-privada) y el rendimiento escolar se desvanece y que las brechas no resultan significativas.

Por último, Mina (2004), determinó que la presencia de escuelas privadas en Colombia tuvo un efecto ambiguo, ya que no se comprueba que se dé por un sistema de competencia entre los colegios. Según el autor, la demanda educativa en este país es más por las plazas que por calidad. Para Tanzania, Lassibille y Tan (2001), tampoco lograron establecer relación alguna entre la titularidad del centro y el desempeño de sus estudiantes.

En el caso de Indonesia, Newhouse y Beegle (1991) hallaron que la relación entre titularidad del centro y desempeño académico es negativa.

Como se ve, no existe consenso del efecto de la titularidad del centro escolar sobre el rendimiento de los estudiantes. Varios trabajos muestran una asociación negativa. Dentro de los que sí muestran evidencia positiva, esos no identifican el origen de estas diferencias.

De este modo, el presente artículo busca una doble contribución: 1) disminuir la escasez relativa de estudios empíricos aplicados a países latinoamericanos; 2) dar un paso adicional, y además de cuantificar las diferencias de rendimiento entre los centros públicos y privados, identificar los factores que las originan. Como veremos, la técnica de Oaxaca-Blinder, incorporando las estimaciones de la FPE a través de la metodología de variables instrumentales, constituye una herramienta sólida para este propósito.

Metodología

Modelo y descripción de las variables empleadas en la FPE

La economía de la educación ha empleado ampliamente la FPE para estudiar la calidad educativa e identificar los factores que condicionan el rendimiento escolar. Estos se pueden agrupar en cuatro componentes: a) características individuales, b) familiares, c) escolares y d) el factor que incluye las habilidades del estudiante, que por cuestiones de medición se suele incluir en el término de error del modelo. Así, siguiendo a Hanushek, Link y Woessmann (2013) y Hanushek y Woessmann (2011), la estructura de la FPE propuesta en este trabajo es:

$$VP_{ij}^{(t)} = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i f_i^{(t)} + \sum_{i=m+1}^m \beta_i P_i^{(t)} + \sum_{i=h+1}^w \beta_i S_i^{(t)} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$VP_{ij}^{(t)}$ denota la puntuación media de los cinco valores plausibles facilitados por PISA del estudiante i en la región t , de la competencia j . recoge los factores inobservables, tales como las habilidades y capacidades de aprender del estudiante, y las decisiones de los padres o instituciones administrativas. Cada i -ésimo coeficiente, β_i , con $i = 1 \dots m$, β_i , con $i = m + 1, \dots h$ y β_i , con $i = h + 1, \dots w$, mide, en su orden, el efecto de las características individuales, familiares y de escuela, sobre el rendimiento medio en cada materia.

PISA facilita información de cinco valores plausibles en los resultados de cada alumno. El hecho de trabajar con valores plausibles puede tener consecuencias sobre los errores estándar asociados a los coeficientes, ya que estos ofrecen resultados diferentes al estimar el modelo a través de la media de los plausibles como variable dependiente o al realizar las estimaciones mediante el método de estimación por plausibles y calcular los errores estándar. En nuestro caso, las estimaciones realizadas se llevan a cabo con la media de los plausibles como variable dependiente. El procedimiento de estimación está condicionado por las técnicas econométricas que aplicamos. Hasta donde nosotros conocemos, en el momento de realizar las estimaciones, ningún software econométrico permitía combinar estimación por plausibles, descomposición OB y variables instrumentales. Así, con el fin de evitar problemas en la interpretación de los errores estándar del modelo, hemos recurrido al

siguiente procedimiento. En primer lugar, hemos estimado el modelo base, sin descomponerlo, mediante la estimación por plausibles. A continuación, hemos reestimado el modelo utilizando como variable dependiente la media de los plausibles. Las estimaciones, lógicamente, ofrecen valores idénticos en los coeficientes y hemos comprobado que, aunque se producen cambios en los valores de los errores estándar, estos cambios son mínimos y no afectan a la inferencia estadística, al no alterar la interpretación del poder explicativo de las variables del modelo a los niveles estándar de significatividad. Otros autores, como Barrera-Osorio, García-Moreno, Patrinos y Porta (2011), también utilizan el promedio de los valores plausibles al usar la técnica de descomposición de OB con datos PISA.

La FPE de la expresión (1) quedaría planteada y justificada del modo siguiente. El primer sumatorio reúne las características del estudiante. Se han incluido en ella las variables a) *sexo*, que toma el valor de uno si el estudiante es mujer, cero si es hombre. Mide las brechas por género, tanto en comprensión lectora (vid. Woessman, 2010) como en matemáticas y ciencias (García, 2012); b) *norepetidor*, que toma el valor de uno si nunca repitió curso, cero en caso contrario. Se usa como proxy de la capacidad académica del estudiante (Oreiro & Valenzuela, 2013), y cuantifica del impacto del rezago escolar (Cordero, García, & Manchón, 2013); c) por último, *esfuerzo*, que toma el valor de uno si busca información adicional, y *disciplina*, que toma el valor de uno si el estudiante declara que escucha atento a clase, cero en caso contrario (Post, 2011).

El segundo sumatorio agrupa las características familiares. Tiene en cuenta a) la cantidad de libros en el hogar, variable *dummy* a la que se le da el valor de uno si la cantidad es mayor a 200, cero en otro caso (Crespo, Díaz, & Pérez, 2012); b) el nivel educativo del padre y de la madre. Si como mínimo es bachiller, se le asigna el valor de uno, cero en otro caso (Hanushek & Woessmann, 2011) y c) el tiempo que dedica el padre a su trabajo, si es al menos de medio tiempo toma el valor de uno, cero en otro caso (Woessmann, 2010). Con estas variables se busca evaluar el impacto de lo que la literatura define como el estatus socioeconómico y cultural del hogar.

Los factores de escuela, tercer sumatorio, son: a) la ratio alumno/profesor; b) el tamaño del centro escolar, medido por la cantidad de alumnos matriculados en el colegio (Hanushek E. A., 2011); c) por último, para encontrar de qué manera las decisiones que toman los

directores y profesores, sobre la responsabilidad en la gestión de su institución, se construyó el indicador *autonomía* de acuerdo con los lineamientos empleados por Hindrinks, Verschelde, Rayp y Schoors (2010), variable *dummy* a la que se le asigna el valor de uno, si el director de la escuela es autónomo en la toma de decisiones, cero en caso contrario.

Datos y tratamiento de las observaciones perdidas

La base de datos con la que se trabajó fue construida a partir de PISA 2012. Para América Latina, se tienen 90.799 observaciones, para estudiantes pertenecientes a 3.722 escuelas, distribuidas de la siguiente forma: 1) 5.908 y 226, Argentina, 2) 19.204 y 839, Brasil, 3) 6.856 y 221, Chile, 4) 9.073 y 352, Colombia, 5) 4.602 y 193, Costa Rica, 6) 33.806 y 1.471, México, 7) 6.035 y 240, Perú y 8) 5.315 y 180, Uruguay.

La participación en PISA de los países latinoamericanos ha enriquecido enormemente las posibilidades de análisis de sus sistemas educativos. Con todo, PISA presenta algunos problemas potenciales que conllevan limitaciones en el análisis que llevamos a cabo. Hanushek y Woessmann (2008) apuntan la presencia de errores de medición, errores de muestreo, la fiabilidad de las preguntas y respuestas y el impacto de las condiciones en las que se realizan los exámenes. Para un análisis exhaustivo de las falencias de PISA, véase Tienken (2014).

Como la base contiene *observaciones perdidas*, las cuales pueden generar sesgos que afectan la inferencia estadística, entonces es importante identificar y “sustituir” los datos omitidos. Para el tratamiento de esta información en las variables que presentan problemas importantes de datos perdidos (más del 10%), este trabajo empleó la metodología de imputación *hot-deck* antes de realizar las pruebas de endogeneidad y las estimaciones econométricas. El *hot-deck* es un método no paramétrico que sustituye los registros faltantes (receptores) con la información recogida de una selección aleatoria de valores observados (donantes), por lo que no introduce sesgos en el estimador y su desviación estándar. Por esta razón, se considera superior a los métodos de medias condicionadas y no condicionadas y se constituye como una mejor opción que los procedimientos *listwise deletion* y *pairwise deletion*. Además, es más eficiente que los métodos de imputación múltiple y de regresión

paramétrica, ya que preserva la distribución de probabilidad de las variables imputadas (Durrant, 2009) y resulta idóneo en el caso de la existencia de variables categóricas, como en nuestro caso.

Técnicas econométricas empleadas

Para la estimación de la FPE los trabajos empíricos emplean, mayoritariamente, dos metodologías: Mínimos Cuadrados Ordinarios –MCO– y Modelos Lineales Jerárquicos –MLJ–. La primera no tiene en cuenta que las unidades estudiadas (estudiantes y escuelas) tienen componentes relacionados intrínsecamente entre sí a través de la variable dependiente (puntuación), un aspecto que sí contemplan los MLJ. Por esta razón, estos han ganado un gran espacio en los estudios que se realizan con base en encuestas educativas, al arrojar coeficientes más robustos.

Sin embargo, como señalan Hanushek y Woessmann (2011), no todos los *inputs* de la FPE son exógenos en el sentido estadístico, debido a la selección de la muestra o a la omisión de variables (algunas no medibles directamente). Por este motivo, pueden estar correlacionadas con el término de error, originando un problema de endogeneidad. Así, las estimaciones MCO y MLJ no son convenientes, ya que los coeficientes resultantes serían inconsistentes y sesgados. La literatura sugiere trabajar con la metodología de Variables Instrumentales –VI– que “corrige” la relación entre los *inputs* y el error. Para profundizar más en esta cuestión, véase Castro, Giménez y Pérez (2018).

El presente trabajo aplica a la FPE los estadísticos propuestos por Durbin (1954) y Wu (1973)-Hausman (1978) para detectar el problema de endogeneidad. De encontrarse, se instrumenta el modelo usando la metodología de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas –MC2E–. La hipótesis nula que se plantea para contrastar la existencia de endogeneidad, es que todas las variables del modelo son exógenas []. Si el *p-value* asociado a estos estadísticos es menor al nivel de significatividad, entonces no hay suficiente evidencia estadística para aceptar dicha hipótesis, lo que sugiere la presencia de endogeneidad.

Los contrastes fueron aplicados a cada uno de los *inputs* de la FPE. Se determinó que solo la variable *norepetidor*, que toma el valor de uno si el estudiante no repitió ningún curso ni en primaria ni en secundaria,

cero en caso contrario, se encontraba correlacionada con el error, ya que el *p-value* de cada uno de los test fue menor al 10% (ver Tabla I).

A partir de la constatación de problemas de endogeneidad, se buscaron instrumentos correlados con la variable *norepitente* e incorrelados con el término de error del modelo. Para validar los instrumentos, se planteó la hipótesis sobre la incorrelación de los instrumentos con el error. A partir de las regresiones MC2E, se aplicaron los test de identificación y sobre identificación de Sargan (1958) y Basman (1960). Se encontró, que no hubo suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, los *p-value* asociados a los test, fueron mayores que el nivel de aceptación del uno por cien, por lo tanto, los instrumentos fueron válidos (ver Tabla I).

Las variables instrumentales utilizadas para cada competencia fueron: *motivación*, duración de las clases y horas de clases de refuerzo fuera del centro escolar. *Motivación*, *minuesp* y *clasesp* en el caso de lengua; *motivación*, *minumat* y *clasmata* para matemáticas y *motivación*, *minucie* y *clascie* para ciencias¹. La variable *motivacion* se construyó con base en la respuesta que el estudiante da a la pregunta “¿En las últimas dos semanas de clases, cuántas veces se escapó del colegio un día entero?” y toma el valor de uno si su respuesta fue “ninguna vez”, cero en caso contrario. Por un lado, el que un estudiante asista al colegio lo hace menos propenso a repetir curso. Por el otro, al recibir más clases, bien sea por una mayor duración de las mismas o bien tomándolas fuera del centro, hace que la probabilidad de repetición menor².

⁽¹⁾ Las variables *minuesp*, *minumat* y *minucie*, corresponden a la duración media de las clases en lectura, matemáticas y ciencias, medidas en minutos. *Clasesp*, *clasmata* y *clascie* son variables dicotómicas a las que se les asigna el valor de uno si el estudiante toma entre dos y cuatro horas de clases de lectura, matemáticas o ciencias fuera del centro escolar; cero si no.

⁽²⁾ En el caso de Brasil y México, la variable *motivación* no satisfizo los tests de validez de instrumentos. En su lugar, se usó la variable *prescolar*. Toma el valor uno si el estudiante realizó preescolar, cero en caso contrario. Se asume que la educación temprana, como lo es la educación preescolar, fortalece la formación del individuo, por lo que la posibilidad de repetir curso es menor.

TABLA I. Identificación endogeneidad e instrumentos.

Área	Test	ARG		BRA		CHL		COL		CRI		MEX		PER		URY	
		Púb.	Pri.	Púb.	Pri.	Púb.	Pri.	Púb.	Pri.	Púb.	Pri.	Púb.	Pri.	Púb.	Pri.	Púb.	Pri.
Lectura	Durbin (score) chi2(1)	64,54 (0,00)	34,7 (0,00)	132,47 (0,00)	21,92 (0,00)	40,4 (0,00)	51,23 (0,00)	28,66 (0,00)	4,99 (0,02)	32,19 (0,00)	10,15 (0,03)	533,98 (0,00)	54,47 (0,00)	53,28 (0,00)	10,89 (0,00)	11,4 (0,00)	2,57 (0,10)
	Wu-Hausman F(•)	65,48 (0,00)	35,06 (0,00)	133,6 (0,00)	21,99 (0,00)	41,07 (0,00)	51,68 (0,00)	28,73 (0,00)	4,96 (0,02)	32,35 (0,00)	9,96 (0,03)	544,94 (0,00)	55,07 (0,00)	53,78 (0,00)	10,38 (0,00)	11,4 (0,00)	2,55 (0,10)
	Sargan chi2(1)	1,96 (0,04)	1,45 (0,48)	7,47 (0,02)	1,27 (0,25)	3,53 (0,17)	4,82 (0,08)	3,01 (0,22)	0,35 (0,83)	1,07 (0,58)	1,48 (0,47)	4,81 (0,02)	0,13 (0,71)	4,93 (0,02)	5,67 (0,05)	3,8 (0,05)	1,13 (0,28)
	Basmann chi2(1)	1,94 (0,04)	1,44 (0,48)	7,46 (0,02)	1,27 (0,25)	3,51 (0,17)	4,81 (0,09)	3,01 (0,22)	0,35 (0,83)	1,06 (0,58)	1,45 (0,48)	4,81 (0,02)	0,13 (0,71)	4,92 (0,02)	5,63 (0,05)	3,79 (0,05)	1,12 (0,28)
Matemáticas	Durbin (score) chi2(1)	91,99 (0,00)	25,2 (0,00)	116,38 (0,00)	30,43 (0,00)	14,54 (0,00)	19,31 (0,00)	14,65 (0,00)	8,47 (0,00)	14,13 (0,02)	5,25 (0,00)	657,3 (0,00)	77,01 (0,00)	105,65 (0,00)	16,51 (0,00)	9,23 (0,00)	9,68 (0,10)
	Wu-Hausman F(•)	94,07 (0,00)	25,33 (0,00)	117,24 (0,00)	30,63 (0,00)	14,55 (0,00)	19,34 (0,00)	14,65 (0,00)	8,45 (0,00)	14,13 (0,02)	5,18 (0,00)	674,06 (0,00)	78,33 (0,00)	107,97 (0,00)	13,51 (0,00)	9,22 (0,00)	9,64 (0,10)
	Sargan chi2(1)	2,16 (0,14)	0,03 (0,86)	0,25 (0,61)	0,92 (0,33)	5,51 (0,02)	0,01 (0,90)	0,59 (0,74)	2,53 (0,28)	5,47 (0,06)	1,6 (0,44)	0,16 (0,68)	0,26 (0,60)	0,3 (0,86)	2,78 (0,24)	0,37 (0,53)	1,97 (0,16)
	Basmann chi2(1)	2,15 (0,14)	0,02 (0,86)	0,25 (0,61)	0,92 (0,33)	5,48 (0,02)	0,01 (0,90)	0,59 (0,74)	2,51 (0,28)	5,45 (0,06)	1,56 (0,45)	0,16 (0,68)	0,26 (0,60)	0,29 (0,86)	2,75 (0,25)	0,37 (0,54)	1,94 (0,16)
Ciencias	Durbin (score) chi2(1)	151,84 (0,00)	39,79 (0,00)	161,42 (0,00)	9,6 (0,00)	32,97 (0,00)	17,86 (0,00)	63,22 (0,00)	12,26 (0,02)	33,49 (0,00)	3,47 (0,06)	546,13 (0,00)	48,39 (0,00)	56,9 (0,00)	4,39 (0,03)	3,37 (0,06)	2,6 (0,10)
	Wu-Hausman F(•)	158,02 (0,00)	40,29 (0,00)	163,13 (0,00)	9,59 (0,00)	33,35 (0,00)	17,88 (0,00)	63,72 (0,00)	12,24 (0,02)	33,67 (0,00)	3,42 (0,06)	557,6 (0,00)	48,84 (0,00)	57,48 (0,00)	4,35 (0,03)	3,36 (0,06)	2,6 (0,10)
	Sargan chi2(1)	0,3 (0,98)	3,1 (0,07)	1,73 (0,18)	4,2 (0,04)	1,49 (0,22)	4,5 (0,03)	2,12 (0,34)	1,94 (0,37)	1,83 (0,39)	1,75 (0,41)	3,35 (0,06)	2,45 (0,11)	5,25 (0,07)	0,86 (0,06)	0,19 (0,65)	2,09 (0,14)
	Basmann chi2(1)	0,3 (0,98)	3,08 (0,07)	1,73 (0,18)	4,19 (0,04)	1,48 (0,22)	4,49 (0,03)	2,12 (0,34)	1,93 (0,38)	1,82 (0,40)	1,71 (0,42)	3,35 (0,06)	2,44 (0,11)	5,24 (0,07)	0,85 (0,06)	0,19 (0,65)	2,07 (0,15)

Variable instrumentalizada: norepente, Instrumentos incluidos: sexo esfuerzo disciplina libros educamadre educapadre empadre publico STRATIO SCMATEDU autonomia SCHSIZE, Instrumentos excluidos: motivacion, minucie, clascie y prescolar,

Nota: *p-value* entre paréntesis. Para endogeneidad, $\alpha = 10\%$. Para instrumentos, $\alpha = 1\%$.

Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Así, cuando llevamos a cabo la descomposición OB, se emplean estimaciones MC2E, consistentes e insesgadas. A continuación, se expone en qué consiste la técnica OB, que permite profundizar en las causas de las diferencias de resultados entre centros públicos y privados.

La descomposición de Oaxaca-Blinder –OB–

Fue desarrollada independientemente por Ronald Oaxaca (1973) y Alan Blinder (1973), al objeto de observar en qué medida la discriminación,

en función de la raza o el género, afectaba a los salarios. Desde entonces, ha sido utilizada en numerosas ocasiones en economía laboral, pero en menor medida en economía de la educación o en el contexto latinoamericano.

Teniendo en cuenta los resultados logrados por colegios públicos y privados, con esta técnica se pueden identificar las causas que dan origen a las diferencias en resultados. Empleando las regresiones para cada grupo (FPE estimada para cada centro escolar), la descomposición calcula qué porcentaje de la diferencia en resultados se debe a la existencia de los factores observables, o componente explicada, y a la componente no explicada o residual. Esta última, contiene todo aquello que no ha sido incluido en el modelo, por tanto, no puede ser explicado por las características grupales. Bien sea por que los factores no son directamente medibles, o bien por la omisión de variables.

EL principal problema que tiene esta técnica, cuando se trabaja con variables dicotómicas, es que los resultados de la componente no explicada varían en función del grupo que se elija como referencia (Oaxaca & Ransom, 1999). Como el presente trabajo usa ese tipo de variables, se sigue la metodología propuesta por Jann (2008). La técnica permite que los resultados de la descomposición de OB sean independientes de la elección de la categoría omitida, usada como base.

La diferencia en puntaje medio, \bar{Y} , entre los colegios privados (grupo A) y públicos (grupo B), en función de la matriz X de dotaciones (características observables), puede escribirse como:

$$R = \{E(X_A) - E(X_B)\}' \beta_B + E(X_B)' (\beta_A - \beta_B) + \{E(X_A) - E(X_B)\}' (\beta_A - \beta_B) \quad (2)$$

Siendo β el vector de coeficientes de cada grupo (que incluye el intercepto) y ε el término de error. Suponiendo que $E(\beta_i) = \beta_i$ y que $E(\varepsilon_i) = 0$.

En (2) la componente observada del modelo corresponde a $D = \{E(X_A) - E(X_B)\}' \beta_B$ (efecto dotaciones). Como las características de los estudiantes, en media, son diferentes en cada grupo, este captura las diferencias en dotaciones individuales.

La componente no observada la conforman $C = (X_B)' (\beta_A - \beta_B)$ y $I = \{E(X_A) - EXB' \beta_A - \beta_B$. El primero (efecto coeficientes), mide la diferencia entre cómo la estimación del modelo valoraría las dotaciones del grupo B, de acuerdo a cómo las valora para el grupo A, y cómo la estimación

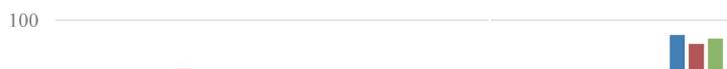
las valora realmente. El segundo (efecto interacción), recoge el hecho de que las diferencias tanto en dotaciones como en coeficientes se dan simultáneamente entre los dos grupos.

Factores condicionantes de la diferencia en desempeño escolar

El Gráfico I, sintetiza las diferencias por países en las puntuaciones de los estudiantes de colegios públicos y privados.

Hay que señalar que aquellos países que presentan las brechas de desigualdad menores no necesariamente reflejan un escenario positivo, pues puede darse el caso de que los niveles de desempeño sean igualmente bajos para ambos tipos de centro. La equidad educativa tiene que ir de la mano de la mejora en resultados.

GRÁFICO I. Brechas educativas entre estudiantes de colegios públicos y privados. PISA 2012.



Fuente: Elaboración propia.

A continuación, se ofrece un análisis de las causas de las diferencias por área de conocimiento a partir de la descomposición OB.

Lectura

En promedio, los colegios privados obtuvieron 67,1 puntos más que los públicos (promedio de la tercera fila de la Tabla II), de los cuales el 83,6% se deben al *efecto dotaciones*, lo que da al modelo un alto poder explicativo. Uruguay y Brasil poseen las mayores brechas. México y Chile las menores.

Dentro del *efecto dotación*, las diferencias en características individuales entre estudiantes constituyeron el factor más importante. Su peso dentro de cada país fue del: 92,1% Argentina, 92,0% Uruguay, 74,8 Chile, 62,9% México, 61,2% Perú, 59,1% Costa Rica, 41,3% Brasil y 37,6% Colombia. Para Costa Rica, este efecto no resultó significativo. En general, el segundo factor contribuyente fue las dotaciones familiares, el tercero, las escolares.

Respecto a la componente no observada, hay que resaltar que en todos los casos el *efecto coeficientes* resultó significativo. Se interpreta como que los estudiantes de los colegios privados sacaron un mejor provecho de sus características familiares, que incluyen el estatus socioeconómico y la posesión de bienes culturales (menos en Costa Rica, Perú y Uruguay, efecto no significativo). Sin embargo, el signo negativo que acompaña a los efectos de coeficientes en las características escolares indica que el uso de las dotaciones por parte de los estudiantes de colegios públicos contribuye a disminuir la brecha en puntuación (casos de Chile, México y Perú). Por último, el efecto interacción, en general, no fue significativo.

TABLA II. Condicionantes brechas escolares, lectura

	ARG	BRA	CHL	COL	CRI	MEX	PER	URY
Diferencial								
<i>Privado</i>	448,424*** (2,929)	480,093*** (1,948)	462,505*** (1,903)	456,441*** (2,869)	502,989*** (3,528)	464,358*** (3,532)	442,257*** (3,597)	499,080*** (3,145)
<i>Público</i>	372,398*** (3,161)	396,280*** (1,254)	413,157*** (2,999)	396,427*** (1,966)	431,687*** (1,608)	420,815*** (0,969)	368,585*** (1,868)	403,306*** (1,944)
<i>Diferencia</i>	76,026*** (4,309)	83,813*** (2,317)	49,347*** (3,552)	60,014*** (3,478)	71,303*** (3,877)	43,543*** (3,662)	73,672*** (4,053)	95,774*** (3,697)
Dotaciones								
<i>Individuales</i>	40,616*** (7,436)	14,075* (7,388)	38,012*** (7,405)	15,322** (6,189)	44,764 (39,356)	54,217*** (20,742)	33,094** (16,508)	67,531* (36,730)
<i>Familiares</i>	4,831*** (1,475)	11,788*** (2,197)	10,296*** (1,492)	12,406*** (2,596)	13,070** (5,433)	24,440*** (3,875)	11,464*** (5,836)	12,802** (5,096)
<i>Escolares</i>	-1,641 (2,901)	8,181*** (2,566)	2,479 (1,525)	13,032*** (4,303)	17,891 (17,580)	7,414 (6,191)	9,465* (5,616)	-6,993 (5,241)
<i>Total</i>	43,805*** (7,986)	34,043*** (7,104)	50,786*** (6,011)	40,761*** (5,235)	75,725 (53,379)	86,071*** (22,712)	54,022*** (14,919)	73,341** (35,873)
Coefficientes								
<i>Individuales</i>	-41,592 (42,633)	-85,082*** (29,607)	25,702 (38,072)	-38,468 (44,897)	32,333 (125,844)	188,973 (147,434)	24,330 (76,647)	11,245 (94,186)
<i>Familiares</i>	23,412* (12,922)	17,829** (7,536)	27,368*** (9,838)	19,293** (8,758)	2,121 (23,059)	39,466*** (11,363)	5,537 (20,024)	21,872 (18,121)
<i>Escolares</i>	-6,403 (19,452)	-7,978 (13,469)	-47,987*** (16,813)	5,010 (11,992)	-5,767 (13,310)	-86,205* (46,118)	-65,746*** (12,512)	-18,216** (9,257)
<i>constante</i>	44,858 (38,008)	118,841*** (22,282)	5,171 (32,534)	41,231 (46,407)	1,355 (105,796)	-133,599 (138,481)	59,816 (62,293)	9,301 (92,403)
<i>Total</i>	20,275* (11,901)	43,611*** (4,305)	10,255** (4,366)	27,066*** (5,726)	30,042*** (4,659)	8,635** (3,937)	23,937*** (4,767)	24,202*** (6,967)
Interacción								
<i>Individuales</i>	12,835 (12,330)	24,880*** (8,749)	-4,606 (9,167)	7,897 (9,022)	-11,689 (39,555)	-26,383 (20,746)	-3,685 (16,733)	-6,906 (37,197)
<i>Familiares</i>	-2,270 (1,939)	-8,199*** (2,561)	-4,915*** (1,907)	-6,500** (2,944)	-6,103 (5,683)	-19,956*** (3,978)	-5,344 (6,019)	-11,032* (5,813)
<i>Escolares</i>	1,382 (3,64)	-10,523*** (3,21)	-2,173 (3,61)	-9,211* (5,37)	-16,673 (17,75)	-4,824 (6,35)	4,742 (6,02)	16,169*** (5,73)
<i>Total</i>	11,947 (13,593)	6,158 (8,014)	-11,694* (6,502)	-7,813 (7,042)	-34,464 (53,441)	-51,163** (22,751)	-4,287 (15,140)	-1,768 (36,325)

Nota: ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Tablas II, III y IV, individuales: sexo, norepente, esfuerzo y disciplina. Familiares: libros, educamadre educapadre y emmpadre. Escolares: autonomía, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE.

Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Matemáticas

Los resultados de la descomposición se presentan en la Tabla III. Este área presenta la segunda mayor brecha, después de lectura. 65,8 puntos, en promedio, de los que 50 se debieron al *efecto dotaciones* y 15,8 al efecto neto de la *componente no observada* del modelo (*efectos coeficientes e interacción*). El modelo tuvo un alto poder explicativo (76%). En particular, hay que aclarar que, en el caso de México, la proporción fue de 224,4%, debido a que el efecto neto de la componente no observada fue negativo, haciendo que la puntuación del *efecto dotaciones* fuera mayor que la diferencia media (88,5 \times 39,4). Uruguay y Brasil presentaron la mayor brecha. México y Colombia, la menor.

Al interpretar los resultados por los factores de cada componente, se estimó, para el *efecto dotaciones*, que las diferencias en características individuales determinaron en mayor medida y de forma significativa las divergencias en la puntuación media en matemáticas (excepto en el caso de Costa Rica). Les siguieron las diferencias en características familiares, y en último lugar, las diferencias en recursos escolares; solo significativas en Brasil y Colombia.

Respecto al aprovechamiento que hicieron los estudiantes de sus propias características y de los recursos escolares, se encontró que los estudiantes de los colegios privados en Brasil, Chile y México aprovecharon mejor su estatus socioeconómico y las dotaciones de bienes culturales. La utilización eficiente de los recursos escolares por parte de los estudiantes de colegios públicos de Chile, México y Perú contribuyó a disminuir las diferencias, que se incrementaron en el caso de Costa Rica. Finalmente, si bien el efecto interacción resultó significativo, representó una mínima proporción de las causas de las diferencias.

TABLA III. Condicionantes brechas escolares, matemáticas

	ARG	BRA	CHL	COL	CRI	MEX	PER	URY
Diferencial								
<i>Privado</i>	428,924*** (2,249)	463,592*** (2,295)	445,209*** (1,904)	422,482*** (3,582)	468,825*** (3,536)	450,535*** (3,891)	426,344*** (4,001)	494,230*** (3,538)
<i>Público</i>	370,149*** (2,910)	377,296*** (1,177)	392,967*** (2,241)	370,944*** (1,428)	398,134*** (1,296)	411,066*** (0,982)	352,246*** (1,955)	400,869*** (1,867)
Diferencia	58,775*** (3,677)	86,297*** (2,579)	52,242*** (2,940)	51,538*** (3,856)	70,692*** (3,766)	39,470*** (4,013)	74,098*** (4,453)	93,362*** (4,001)
Dotaciones								
<i>Individuales</i>	28,595*** (5,407)	30,587*** (9,262)	36,942*** (7,280)	21,400*** (13,152)	-22,889 (21,450)	61,129** (23,828)	39,134** (19,431)	84,976** (42,899)
<i>Familiares</i>	4,902*** (1,174)	13,797*** (2,370)	11,995*** (1,504)	10,046** (4,275)	17,870*** (5,088)	23,327*** (4,116)	8,366 (6,942)	12,558** (5,860)
<i>Escolares</i>	-3,182 (2,300)	7,452*** (2,647)	2,516 (1,538)	16,376** (6,833)	-11,507 (11,640)	4,131 (6,649)	8,257 (6,607)	-5,267 (5,345)
Total	30,315*** (6,041)	51,836*** (8,825)	51,453*** (5,915)	47,822*** (7,542)	-16,525 (30,003)	88,587*** (25,729)	55,756*** (17,922)	92,267** (41,800)
Coefficientes								
<i>Individuales</i>	-67,396* (36,450)	-23,907 (34,566)	67,255* (35,584)	32,757 (70,628)	-159,546** (70,350)	235,607 (169,322)	35,954 (89,938)	58,995 (109,588)
<i>Familiares</i>	13,303 (11,403)	23,533*** (7,746)	28,959*** (8,699)	15,440 (10,723)	28,232 (19,268)	43,407*** (12,202)	3,626 (23,888)	17,452 (18,657)
<i>Escolares</i>	14,673 (15,707)	-13,319 (16,091)	-61,333*** (14,676)	9,337 (12,998)	27,862** (11,228)	-87,998* (51,329)	-35,804*** (13,466)	-2,260 (9,371)
<i>constante</i>	44,222 (29,512)	58,084** (25,658)	-15,655 (31,299)	-29,200 (74,494)	134,860** (62,456)	-184,176 (159,066)	21,881 (72,961)	-55,586 (106,787)
Total	4,802 (10,700)	44,390*** (4,108)	19,226*** (3,923)	28,334*** (4,645)	31,409*** (5,209)	6,841 (4,233)	25,657*** (5,009)	18,602*** (6,678)
Interacción								
<i>Individuales</i>	19,861* (10,585)	6,755 (10,134)	-14,799* (8,615)	-6,486 (13,651)	49,044** (21,942)	-32,940 (23,820)	-6,749 (19,602)	-25,065 (43,229)
<i>Familiares</i>	-2,008 (1,657)	-10,289*** (2,671)	-5,732*** (1,736)	-4,263 (4,390)	-10,360** (5,278)	-20,464*** (4,217)	-4,466 (7,120)	-7,845 (6,425)
<i>Escolares</i>	5,804* (3,066)	-6,397** (3,184)	2,094 (3,048)	-13,869* (7,191)	17,124 (11,797)	-2,555 (6,801)	3,901 (6,947)	15,403*** (5,774)
Total	23,657** (11,776)	-9,930 (9,377)	-18,438*** (6,273)	-24,617*** (7,965)	55,808* (30,252)	-55,958** (25,755)	-7,314 (18,070)	-17,507 (42,134)

Nota: ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Ciencias

Para el promedio de América Latina, la componente observada explica, en mayor medida y una vez más, las diferencias en rendimiento. Representó el 87,2% de los 63,8 puntos de divergencia media. Por tanto, el modelo mantiene su alto poder explicativo. Los países con brechas

mayores fueron, de nuevo, Uruguay y Brasil. Los de menor, México y Colombia (véase Tabla IV). A partir de los resultados en las tres áreas, Uruguay y Brasil se consolidan como los países con las mayores desigualdades educativas en América Latina, mientras que México y Colombia son los países con la menor diferencia.

TABLA IV. Condicionantes brechas escolares, ciencias

	ARG	BRA	CHL	COL	CRI	MEX	PER	URY
Diferencial								
<i>Privado</i>	453,377*** (2,910)	474,956*** (1,903)	466,466*** (1,664)	436,715*** (3,767)	491,209*** (2,658)	449,999*** (3,023)	420,939*** (2,991)	502,259*** (3,364)
<i>Público</i>	384,656*** (3,840)	391,834*** (1,209)	414,814*** (2,774)	394,238*** (2,257)	420,580*** (1,503)	412,545*** (0,878)	360,826*** (1,575)	407,426*** (1,704)
<i>Diferencia</i>	68,721*** (4,818)	83,122*** (2,255)	51,652*** (3,234)	42,477*** (4,391)	70,629*** (3,053)	37,453*** (3,148)	60,112*** (3,380)	94,832*** (3,771)
Dotaciones								
<i>Individuales</i>	41,254*** (11,337)	12,135 (8,077)	29,169*** (5,927)	23,414* (12,556)	23,735 (16,603)	45,515** (18,415)	26,084* (14,635)	71,070** (35,105)
<i>Familiares</i>	4,792*** (1,490)	13,789*** (2,188)	11,691*** (1,316)	9,457** (4,248)	14,978*** (3,984)	19,802*** (3,229)	8,952 (5,620)	14,270** (5,612)
<i>Escolares</i>	-4,450 (2,957)	5,372** (2,602)	5,025*** (1,369)	14,405** (7,005)	2,359 (8,278)	5,435 (5,296)	6,922 (4,835)	-7,310 (5,522)
<i>Total</i>	41,596*** (11,935)	31,297*** (7,800)	45,884*** (4,871)	47,276*** (7,641)	41,071* (22,619)	70,752*** (19,894)	41,959*** (13,035)	78,030** (34,478)
Coefficientes								
<i>Individuales</i>	-81,201 (55,123)	-88,534*** (31,591)	6,422 (32,242)	-21,879 (73,331)	-25,964 (54,921)	152,298 (131,189)	14,715 (67,930)	47,196 (89,925)
<i>Familiares</i>	16,581 (14,026)	21,869*** (7,740)	36,232*** (9,087)	23,273* (12,503)	12,576 (15,813)	33,051*** (9,602)	2,371 (20,034)	4,767 (18,957)
<i>Escolares</i>	20,568 (21,207)	23,117 (14,265)	-36,253** (15,250)	-2,825 (14,539)	0,048 (12,423)	-69,242* (40,306)	-47,663*** (10,681)	-1,554 (9,545)
<i>constante</i>	42,360 (53,719)	86,924*** (22,813)	10,743 (28,005)	13,455 (74,995)	43,959 (47,094)	-109,743 (123,750)	47,323 (54,429)	-17,712 (87,678)
<i>Total</i>	-1,691 (13,289)	43,376*** (4,252)	17,144*** (4,288)	12,024* (6,441)	30,619*** (4,472)	6,364* (3,457)	16,746*** (4,113)	32,697*** (6,616)
Interacción								
<i>Individuales</i>	23,891 (15,929)	26,076*** (9,303)	-0,055 (7,773)	4,662 (14,329)	8,286 (17,166)	-21,245 (18,430)	-1,573 (14,836)	-21,527 (35,511)
<i>Familiares</i>	-1,707 (2,123)	-10,284*** (2,538)	-7,786*** (1,767)	-6,186 (4,530)	-9,135** (4,292)	-14,935*** (3,336)	-3,098 (5,756)	-5,545 (6,160)
<i>Escolares</i>	6,632* (3,879)	-7,343** (3,184)	-3,536 (3,189)	-15,299* (7,827)	-0,212 (8,620)	-3,482 (5,452)	6,078 (5,188)	11,177* (5,918)
<i>Total</i>	28,816* (17,260)	8,449 (8,621)	-11,377** (5,671)	-16,823* (9,061)	-1,061 (22,874)	-39,663** (19,942)	1,408 (13,259)	-15,894 (34,902)

Nota: ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis.

Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Dentro de la componte observada, las diferencias en dotación individual entre los estudiantes de colegios públicos y privados, fueron el factor más relevante en la explicación de las desigualdades educativas entre los tipos de centro, excepto en Brasil, donde estas ocuparon el segundo lugar. Para el promedio de América Latina, las diferencias en características individuales originaron el 65,8% del *efecto dotación*. Como segundo factor, se ubicaron las diferencias en dotación familiar (25,6%) y como tercero las diferencias en recursos escolares (8,6%).

Finalmente, el efecto neto de la componente no observada del modelo resultó significativo para explicar las diferencias en desempeño (menos en Argentina). Los estudiantes de los colegios privados en Brasil, Chile, Colombia y México sacaron un mejor provecho de su estatus socioeconómico y de la posesión de bienes culturales (características familiares). El uso de los recursos escolares de los estudiantes de colegios públicos de Chile, México y Perú contribuyó a reducir las diferencias de rendimiento.

A partir del análisis por países y áreas de conocimiento, se pueden extraer las siguientes conclusiones para el conjunto de América Latina.

Existen diferencias notables en resultados académicos a favor de los alumnos de centros privados. La mayor parte de la brecha es explicada por las diferencias en los inputs incluidos en la FPE utilizada en las estimaciones. Estos logran explicar el 84, 76 y 87 por ciento de las diferencias en puntuación en lectura, matemáticas y ciencias.

El principal factor de divergencia son las características individuales (sexo, condición de repetidor, esfuerzo y disciplina). Si bien el análisis de datos para el conjunto de la muestra revela que los colegios privados tienen una distribución por sexos similar a los públicos, los estudiantes latinoamericanos de centros privados muestran algo más de motivación y menos problemas disciplinarios y, sobre todo, una tasa de repetición sensiblemente menor. En Anexo, se muestran los promedios.

El segundo factor más importante son las características familiares (libros, educación de los padres y tipo de jornada del padre). Las familias de los estudiantes que asisten a colegios privados poseen, en promedio, más libros en casa. Es mucho más probable que el padre y la madre tengan, como mínimo, estudios de bachillerato y esto se traduce en más posibilidades de estar empleados. Por tanto, el estatus socio-cultural es claramente mayor entre las familias que envían a sus hijos a colegios privados. Estas características contribuyen a aumentar la brecha y favorecen a los estudiantes de centros privados.

El tercer factor por orden de importancia son las características de los centros (autonomía, alumnos por profesor, calidad de los materiales educativos y tamaño del centro). Estos elementos contribuyen a aumentar la brecha de puntuación, favoreciendo a los estudiantes de centros privados. Los datos de países latinoamericanos utilizados revelan que, en promedio, los centros privados tienen menor número de alumnos por profesor, mayor calidad de los medios educativos, mayor autonomía y menor tamaño. Con todo, el efecto sobre la brecha en puntuación es claramente menor que el de las características individuales y familiares.

Las estimaciones realizadas permiten, además, cuantificar el aprovechamiento de los inputs de la FPE, atendiendo al valor y signo del efecto coeficientes. Un signo positivo revela que el aprovechamiento que harían los estudiantes de centros públicos de las características del entorno de los estudiantes de centros privados si las poseyeran sería más eficiente y un signo negativo menos eficiente.

Las diferencias en notas entre estudiantes de colegios públicos y privados van más allá de los conocidos sesgos de selección y el signo positivo del efecto coeficientes en las características individuales y familiares indica que los estudiantes de colegios privados saben sacar un buen rendimiento de las facilidades que tienen. Existen factores no observados que hacen que a los estudiantes de los colegios privados les influyan más positivamente estos elementos –independientemente del valor de las dotaciones–.

Sin embargo, el signo negativo del efecto coeficientes en las características de los centros revela que existen elementos no observados que hacen que los estudiantes de colegios públicos sean más eficientes en el aprovechamiento de las características escolares de los centros.

Aunque es difícil identificar cuáles son los elementos no observados que influyen en los efectos coeficientes, la literatura hace énfasis en el papel que pueden jugar el entorno social, el ambiente educativo en un sentido amplio y la importancia de los pares (Raitano & Vona, 2013; Martín-Oro, Gimenez, & Sanaú, 2017).

Del análisis llevado a cabo, se desprende que, para conseguir una mayor equidad educativa, se debe de prestar especial atención a las actuaciones a nivel individual y familiar. Algunas de las medidas de actuación más importantes pasarían por garantizar el acceso a la educación preescolar de calidad, asegurando que todos los estudiantes puedan desarrollarse desde edades tempranas en entornos estimulantes;

disminuir las brechas de género, que continúan siendo importantes en la asignación de roles y en la conformación de los niveles de confianza en función de las áreas de aprendizaje; evitar el fracaso y el abandono escolar temprano, que afecta a la consecución de los niveles de enseñanza secundaria y, por tanto, es uno de los factores clave en la creación de desigualdades sociales; formar a personal especializado, que pueda identificar y apoyar a los alumnos con dificultades de aprendizaje; y, finalmente, asegurar servicios públicos e infraestructuras de calidad, que minimicen las diferencias entre hogares en aspectos clave en el desempeño escolar como salud, transporte o acceso a las tecnologías de la información.

Conclusiones

A partir de la metodología de Oaxaca-Blinder –aplicada al análisis de las diferencias en resultados entre colegios públicos y privados de América Latina que participaron en PISA 2012–, este trabajo encuentra brechas significativas en función de la titularidad del centro en los ocho países estudiados. El promedio de diferencias, a favor de los centros privados una vez que se ha controlado por un amplio espectro de variables, fue de 67,1, 65,8 y 63,8 puntos en lectura, matemáticas y ciencias. Los países con mayores brechas son Uruguay y Brasil, mientras que Colombia, México y Chile ofrecen la menor divergencia.

Las brechas escolares se debieron fundamentalmente a la componente observada o diferencias en características (individuales, familiares y escolares) entre los estudiantes de colegios públicos y privados. Estas explicarían un 82,8% de las diferencias en lectura, 76% en matemáticas y 87,2% en ciencias. En concreto, las diferencias en características individuales fueron el factor más importante dentro de la componente observada, seguidas de las diferencias en características familiares y escolares. En cuanto a las diferencias en aprovechamiento de los recursos, los estudiantes de colegios privados saben sacar mejor provecho de su estatus socioeconómico. Sin embargo, los estudiantes de colegios públicos hacen mejor uso de los factores escolares.

El sistema público asegura que, dadas las enormes externalidades positivas que posee la educación, se invierta la cantidad social óptima en cada individuo. Si bien el sistema de educación público garantiza el

acceso a la educación, el sistema privado también presenta una serie de ventajas: puede llevar a invertir más en educación de más calidad, buscando la diferenciación; aumenta la competencia y consagra la libertad de elección de los padres.

Ya que los dos tipos de instituciones aportan indudables ventajas al sistema educativo, se deberían diseñar políticas educativas que permitieran su coexistencia, neutralizando las consecuencias indeseables en términos de equidad educativa reflejadas en este trabajo. El Estado es el responsable en la regulación de servicios educativos y debe asegurar niveles universales de calidad educativa. Un elemento esencial en la búsqueda de equidad es garantizar la formación con iguales estándares de calidad. En función de los resultados hallados, se puede inferir que las políticas de actuación orientadas a garantizar esta equidad deben tener en cuenta un enfoque multidimensional, que actúe sobre individuo, familia y centros.

Se debe garantizar que las diferencias en renta no sean un obstáculo ni en el acceso ni en la finalización de los ciclos escolares. En este sentido, cabe destacar la importancia de programas de transferencias monetarias condicionadas como los que se llevan a cabo en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Estos resultan esenciales para lograr la asistencia continuada a la escuela y evitar el abandono escolar. Este tipo de ayudas, deben de ser coordinadas con políticas sociales de salud, vivienda, alimentación y acceso a infraestructuras de calidad.

Dado que las características familiares tienen un gran peso en la explicación de las brechas entre centros públicos y privados, es fundamental redefinir el papel que desempeñan los hogares en la formación de los individuos. Estos deben incorporarse como un actor esencial en el sistema educativo, tanto fuera de la escuela como dentro. Los padres han de participar activamente en los procesos pedagógicos y actividades extracurriculares. Además, han de buscar afianzar los lazos afectivos y sociales, ya que los entornos familiares poco edificantes se reflejan, de forma negativa, en el ambiente de clase y en el rendimiento escolar.

Los recursos en educación deberían ir encaminados a reducir las diferencias en calidad en infraestructuras educativas. En numerosos casos, los centros que cuentan con una mayor asignación presupuestaria son los que concentran a estudiantes de mayor renta. Una política orientada a cerrar brechas en calidad educativa buscaría destinar más recursos a

aquellas escuelas que obtienen peores resultados y concentran a estudiantes de entornos socioeconómicos más desfavorecidos, especialmente en zonas rurales. A partir de este razonamiento, se debe priorizar la formación y capacitación de los docentes destinados a dichos centros. Lamentablemente, en muchos casos, estos son destino de profesores que cuentan con menos incentivos, están menos capacitados y menos motivados.

En los últimos años, las políticas educativas de América Latina han tenido como objetivo fundamental garantizar el acceso a la educación. Una vez que se ha alcanzado un éxito incuestionable, el siguiente paso debe de consistir en asegurar unos estándares de calidad educativa comunes a todos los estudiantes. En una región con los mayores índices de desigualdad, esto, además de asegurar la equidad educativa, constituye la mejor política en la lucha contra la desigualdad.

Referencias bibliográficas

- Altonji, J. G., Todd, E. E., & Taber, R. C. (2005). Selection on Observed and unobserved variables: assesing the effectiveness of catholic schools. *Journal of Political Economy*, 113(1), 151-184.
- Barrera-Osorio, F., García-Moreno, V., Patrinos, H., & Porta, E. (2011). *Using the Oaxaca-Blinder decomposition technnique to analyze learning outcomes changes over time: An application to Indonesia*. Working Paper, 5584, Whasintong D.C: World Bank.
- Basman, R. L. (1960). On finite sample distributions of generalized classical linear identifiability test statistics. *Journal of the American Statistical Association*(55), 650-659.
- Bishop, J. H., & Woessmann, L. (2004). Institutional effects in a simple model of educational production. *Education Economics*, 12(1), 17-38.
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
- Calero, J., & Escardíbul, J. O. (2007). Evaluación de servicios educativos: el rendimiento de los centros públicos y privados medidos en PISA-2003. *Hacienda Pública Española*, 183(4), 33-66.

- Castro, G., Giménez, G., & Pérez, D. (2018). Estimación de los factores condicionantes de la adquisición de competencias académicas en América Latina en presencia de endogeneidad . *CEPAL Review*, 124 (abril). Próxima publicación.
- Cervini, R. (2003). Diferencias de resultados cognitivos y no-cognitivos entre estudiantes de escuelas públicas y privadas en la educación secundaria de Argentina: Un análisis multinivel. *Education Policy Analysis Archives*, 11(6), 3-32.
- Cervini, R. (2012). El “efecto escuela” en países de América Latina: reanalizando los datos del SERCE. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 20(39), 1-28.
- Cordero, J. M., García, C. M., & Manchón, C. (2013). Evaluación del rendimiento académico y sus condicionantes: Una aproximación a partir de TIMSS 2011. En M. M. Teijeiro Álvarez (Ed.), *Investigaciones de Economía de la Educación* (págs. 541-562). La Coruña: Asociación de Economía de la Educación.
- Crespo, E., Díaz, C., & Pérez, J. (2012). Factores Condicionantes de la Desigualdad Educativa: Un Análisis para el Caso Español. En E. Pacheco Vieira (Ed.), *Investigaciones de Economía de la Educación, Vol 7* (págs. 759-774). Oporto, Portugal: Asociación de Economía de la Educación.
- Dearden, L., Chris, R., & Luke, S. (2011). What determines private schools choice? A comparison between the United Kingdom and Australia. *Australian Economic Review*, 44(3), 308-320.
- Donkers, L., & Robert, P. (2008). School choice in the light of the effectiveness differences of various types of public and private school in 19 OECD countries. *Journal of School Choice*, 2(3), 260-301.
- Durbin, J. (1954). Errors in variables. *Review of the International Statistical Institute*, 22(1/3), 23-32.
- Durrant, G. B. (2009). Imputation Methods for Handling Item-Nonresponse in Practice: Methodological Issues and Recent Debates . *International Journal of Social Research Methods*, 12(4), 293-304.
- Fernández, A., & Del Valle, R. (2013). Desigualdad educativa en Costa Rica: la brecha entre estudiantes de colegios públicos y privados. Análisis con los resultados de la evaluación internacional PISA. *Revista CEPAL*, 11, 37-57.
- Formichella, M. M. (2011). Do private schools in Argentina perform better because they are private? *Cepal Review*, 105, 141-155.

- Fuchs, T., & Woessmann, L. (2007). What accounts for international differences in student performance? A reexamination using PISA data. *Empirical Economics*, 32(2-3), 433-462.
- Gamboa, L. F., & Waltenberg, F. D. (2012). Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006–2009. *Economics of Education Review*, 31, 694-708.
- García, J. (2012). Nivel socioeconómico, tipo de escuela y resultados educativos en España: El caso de TIMSS PIRLS 2011. En *PIRLS-TIMSS 2011 Estudio Internacional de Progreso en comprensión lectora, matemáticas y ciencias IEA, Volumen II: Informe Español. Análisis Secundario* (págs. 67-108). Madrid: Ministerio de Educación, Cultura y Deporte. Instituto Nacional de Evaluación Educativa.
- Giménez, G., & Castro, G. (2017). ¿Por qué los estudiantes de colegios públicos y privados de Costa Rica obtienen distintos resultados académicos? *Perfiles Latinoamericanos*, 25(49), 195-223.
- Hanushek, E. A. (2011). The economic value of higher teacher quality. *Economics of Education Review*, 30, 466-479.
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607-68.
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2011). The Economics of International Differences in Educational Achievement. En E. A. Hanushek, S. Machin, & L. Woessmann (Edits.), *HandBooks in Economics of Education, Vol. 3* (págs. 89-200). Amsterdam: North-Holland.
- Hanushek, E. A., Link, S., & Woessmann, L. (2013). Does school autonomy make sense everywhere? Panel estimates from PISA. *Journal of Development Economics*, 104, 212–232.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Hindriks, J., Verschelde, M., Rayp, G., & Schoors, K. (2010). *School autonomy and educational performance: within-country evidence*. Discussion Paper, 2010082. Louvain-la-Neuve, Belgium: Université Catholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics (CORE).
- Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479.
- Kirjavainen, T., & Loikkanen, H. A. (1998). Efficiency differences of Finnish senior secondary schools: an application of DEA and tobit analysis. *Economics of Education Review*, 17(4), 377-394.

- Krüger, N., & Formichella, M. (2012). Escuela pública y privada en Argentina: una comparación de las condiciones de escolarización en el nivel medio. *Perspectivas. Revista de Análisis de Economía, Comercio y Negocios Internacionales*, 6(1), 113-144.
- Lassibille, G., & Tan, J. (2001). Are private schools more efficient than public schools? Evidence from Tanzania. *Education Economics, Taylor y Francis Journal*, 9(2), 145-172.
- Levin, J. D. (2002). *Essays in the economics of education. Ph.D. Dissertation*. Amsterdam: University Amsterdam.
- Mancebón, M. J., & Muñiz, M. A. (2008). Private versus Public High Schools in Spain: disentangling managerial and program efficiency. *Journal of the Operational Research Society*, 59(7), 892-901.
- Martín-Oro, Á., Gimenez, G., & Sanaú, J. (2017). *The impact of districts' social development on student performance*. Zaragoza: MIMEO, Universidad de Zaragoza.
- Mina, A. (2004). *Factores asociados al logro educativo a nivel municipal*. Documento CEDE 2004-15, Bogotá: Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE), Universidad de los Andes.
- Newhouse, D., & Beegle, K. (1991). The effect school type on academic achievement. *The Journal of Human Resources*, 41(3), 529-557.
- Oaxaca, R. L. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1999). Identification in Detailed Wage Decompositions. *The Review of Economics and Statistics*, 81(1), 154-157.
- Oliveira, P. R., Belluzzo, W., & Pazello, E. T. (2013). The public-private test score gap in Brazil. *Economics of Education Review, Elsevier*, 35(C), 120-133.
- Oreiro, C., & Valenzuela, P. (2013). Determinants of educational performance in Uruguay, 2003-2006. *Cepal Review*, 107, 63-86.
- Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico. (2011). *Private schools: Who benefits? PISA in focus 7*. Paris: OCDE.
- Post, D. (2011). Primary school student employment and academic achievement in Chile, Colombia, Ecuador and Perú. *International Labour Review*, 150(3-4), 255-278.
- Raitano, M., & Vona, F. (2013). Peer heterogeneity, school tracking and students' performances: evidence from PISA 2006. *Applied Economics*, 45(32), 4516-4532.

- Rivas, A. (2015). *América Latina después de PISA. Lecciones aprendidas de la educación en siete países (2000-2015)* (1a ed.). Buenos Aires: CIPPEC-Natura-Instituto Natura.
- Sargan, J. D. (1958). The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26(3), 393–415.
- Schultz, M. M., & McDonald, D. (2013). *United States catholic elementary and secondary schools 2012-2013*. Washington DC: National Catholic Educational Association.
- West, M. R., & Woessmann, L. (2010). Every catholic child in catholic school: historical resistance to state schooling, contemporary private competition and student achievement across countries. *Economic Journal, Royal Economic Society*, 120(546), F229-F255.
- Woessmann, L. (2010). Families, Schools and Primary-School Learning: Evidence for Argentina and Colombia in an International Perspective. *Applied Economics*, 42(21), 2645-2665.
- Wu, D. M. (1973). Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances: Finite sample results. *Econometrica*, 41(4), 733–750.

Dirección de contacto: Geovanny Castro Aristizabal, Pontificia Universidad Javeriana, Cali. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Departamento de Economía. Calle 18 No. 118-250 Cali, Colombia. E-mail: gcastro@javerianacali.edu.co

Anexos

Anexo I: Descripción de las variables independientes de la FPE. América Latina, PISA 2012.

Variable	Definición	Media	
Individuales - $f_i^{(2)}$		Público	Privado
<i>norepitente</i>	Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a las preguntas ST07Q01, ST07Q02 y ST07Q03. 1 si el estudiante no repitió curso ni en primaria, ni secundaria y 0 si repitió curso.	0,69	0,85
<i>sexo</i>	Variable dicotómica. 1 si el estudiante es mujer, 0 si es hombre.	0,52	0,53
<i>esfuerzo</i>	Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a la pregunta ST53Q04. 1 si el estudiante siempre busca información adicional para aclarar problemas, 0 en caso contrario.	0,26	0,28
<i>disciplina</i>	Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a la pregunta ST81Q01. 1 si el estudiante declara que en casi todas las clases los estudiantes escuchan, 0 en caso contrario.	0,17	0,18
Familiars - $p_i^{(3)}$		Público	Privado
<i>libros</i>	Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a la pregunta ST28Q01. 1 si en el hogar del estudiante hay al menos 200 libros, 0 menos de 200 libros.	1,92	2,73
<i>educamadre</i>	Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a las preguntas ST13Q01, ST14Q01, ST14Q02 y ST14Q03. 1 si el nivel educativo de la madre del estudiante es de al menos bachillerato, 0 en caso contrario.	0,42	0,79
<i>educapadre</i>	Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a las preguntas ST17Q01, ST18Q01, ST18Q02 y ST18Q03. 1 si el nivel educativo del padre del estudiante es de al menos bachillerato, 0 en caso contrario.	0,44	0,77
<i>emppadre</i>	Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a la pregunta ST19Q01. 1 si el empleo del padre del estudiante es de medio tiempo o tiempo completo, 0 en caso contrario.	0,83	0,91
Escolares - $e_i^{(3)}$		Público	Privado
<i>publico</i>	Variable dicotómica. 1 si el centro educativo al que asiste el estudiante es público, 0 si es privado.		
<i>STRATIO</i>	Variable continua. Índice construido por la OCDE que indica la proporción Alumno/Profesor.	28,06	21,08
<i>SCMATEDU</i>	Variable continua. Índice construido por la OCDE que mide la calidad de los materiales educativos del centro.	-0,99	0,28
<i>autonomia</i>	Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a las preguntas SC33Q01A, SC33Q01B, SC33Q02A, SC33Q02B, SC33Q03A, SC33Q03B, SC33Q04A, SC33Q04B, SC33Q05A, SC33Q05B, SC33Q06A, SC33Q06B, SC33Q07A, SC33Q07B, SC33Q08A, SC33Q08B, SC33Q09A, SC33Q09B, SC33Q10A, SC33Q10B, SC33Q11A, SC33Q11B, SC33Q12A, SC33Q12B. 1 si el director del centro educativo al que asiste el estudiante es autónomo en las decisiones señaladas en las preguntas anteriores, 0 en caso contrario.	0,92	0,98
<i>SCHSIZE</i>	Variable continua. Corresponde al número de estudiantes matriculados en el centro educativo al que asiste el estudiante <i>i</i> .	965,60	720,62
Variables instrumentales.		Público	Privado
<i>motivacion</i>	Variable dicotómica construida a partir de la respuesta a la pregunta ST09Q01. 1 si el estudiante no se escapó en las últimas dos semanas del colegio, 0 en caso contrario.	0,79	0,83
<i>minuesp</i>	Variable continua. Corresponde a los minutos de duración media de las clases de español en el centro escolar al que asiste el estudiante.	58,23	62,90
<i>minumat</i>	Variable continua. Corresponde a los minutos de duración media de las clases de matemáticas en el centro escolar al que asiste el estudiante.	59,31	63,40
<i>minucie</i>	Variable continua. Corresponde a los minutos de duración media de las clases de ciencias en el centro escolar al que asiste el estudiante.	57,82	61,16
<i>claslec</i>	Variable dicotómica construida a partir de la respuesta a la pregunta ST55Q01. 1 si el estudiante tomó entre dos y cuatro horas de clases de lectura por fuera del centro escolar, 0 en caso contrario.	0,14	0,11
<i>clasmam</i>	Variable dicotómica construida a partir de la respuesta a la pregunta ST55Q02. 1 si el estudiante tomó entre dos y cuatro horas de clases de matemáticas por fuera del centro escolar, 0 en caso contrario.	0,15	0,14
<i>clascie</i>	Variable dicotómica construida a partir de la respuesta a la pregunta ST55Q03. 1 si el estudiante tomó entre dos y cuatro horas de clases de ciencias por fuera del centro escolar, 0 en caso contrario.	0,14	0,12
<i>prescolar</i>	Variable dicotómica construida a partir de la respuesta a la pregunta ST05Q01. 1 si el estudiante hizo al menos un año de preescolar, 0 en caso contrario.	0,14	0,04

Fuente: Elaboración propia.