

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 Hindriks, 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 Basmann (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 (0,00)	5,25 (0,02)	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 (0,00)	5,18 (0,02)	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 empapadre publico STRATIO SCMATEDU autonomia SCHSIZE, Instrumentos excluidos: motivacion, minucie, clasie 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, μ , 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

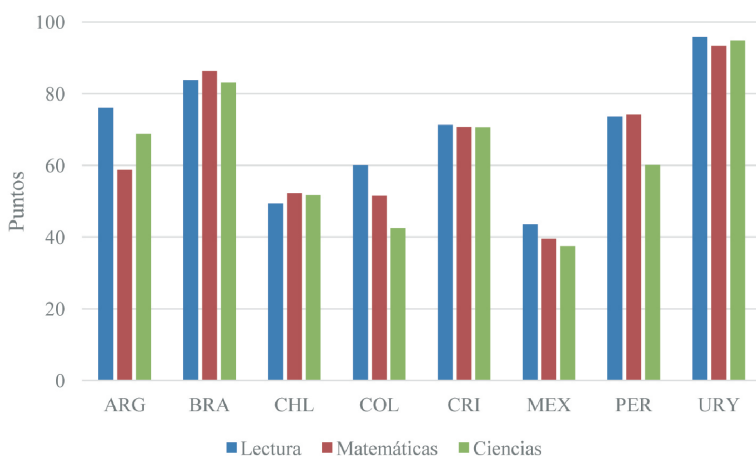
las valora realmente. El segundo (efecto interacción), recoge el hecho de que las diferencias tanto en dotaciones como en coeficientes se dan simultáneamente entre los dos grupos.

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** (35,837)
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, norepitente, 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 de 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., & Escardibul, 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
Familiares - $P_i^{(3)}$		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, ST18Q02y ST18Q03. 1 si el nivel educativo del padre del estudiante es de al menos bachillerato, 0 en caso contrario	0,44	0,77
<i>emp padre</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 - $s_i^{(2)}$		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 señala 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 .	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>clasmat</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.

Educational Inequalities in Latin America, 2012 PISA: Causes of Differences in School Performance between Public and Private Schools

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

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

Abstract

This paper analyzes and explains the causes of the differences in school performance between public and private schools in Latin America. It uses information from the eight Latin American countries that participated in the 2012 Programme for International Student Assessment (PISA). The estimations, two steps with instrumental variables, combined with the technique of Oaxaca-Blinder decomposition, reveal that Uruguay and Brazil had the highest education gap and Colombia and Mexico the lowest. These differences are mainly explained by the observed component of the model. Specifically, the differences in individual characteristics explain the greatest proportion of gaps in performance, followed by family characteristics and school resources. In addition, the decomposition in the unobserved component suggests that students from private schools make better use of 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.

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.

Introduction

In recent years, Latin American countries have been making great efforts to improve their educational quality. The policies and strategies used have been very different; but, in general, access to all education levels has expanded (recognizing the rights of poor and excluded populations and increasing public expenditure in both rates and actual quantity per student).

However, in secondary education, these countries have achieved relatively poor performance compared to others. In the 2012 Programme for International Student Assessment (PISA), Latin American countries were among the three worst results for the three competencies evaluated. Comparing them to the average of countries in the Organization for

Economic Co-operation and Development (OECD), those in Western Europe, Eastern Europe, and the Asian Pacific brought forth broad differences. In mathematics, an area of emphasis, 63.0%, on average, in Latin American countries did not achieve level two (basic) of six; the percentage for these other regions were 23.0% (OECD), 20.7% (Western Europe), 31.7% (Eastern Europe), and 9.2% (Asian Pacific).

In addition, the results showed differences in school performance between private and public schools (Rivas, 2015). This does not imply that public education is of worse quality than private education. The key question in the empirical literature is whether the best results are maintained once students' socioeconomic characteristics improve because the same characteristics that lead students to achieve better results can also determine the choice of school type. In fact, as the OECD notes (2011), students from public schools with socioeconomic characteristics similar to private institutions tend to achieve similar PISA results. For this reason, studies in education economics have been re-evaluated to establish whether school academic performance is influenced by school ownership even if a comprehensive set of individual, family, and school characteristics is considered.

The majority of these studies outline an educational production function (EPF) to obtain the determining factors of performance. The majority of studies incorporate school ownership as one of these factors, and they consider the educational gap between public and private schools. However, they do not identify the causes of these gaps.

The objective of this study is to identify the factors behind the divergences between public and private school. To that end, we apply the Oaxaca-Blinder (OB) EPF methodology combined with the use of instrumental variables for each of the Latin American countries that participated in the 2012 PISA and in each area evaluated. In Latin America, where the use of advanced econometric techniques is unusual for the study of school performance, this analysis of the causality of the public-private gap is a novelty, both in its additional dimension and in the countries studied. This method intends to establish a pattern for Latin American regions, constituting an important contribution. Methodologically, this study provides a new focus on employing the OB technique (scarcely applied to educational data analysis in Latin America) combined with estimation through instrumental variables.

The article is structured as follows. This introduction is followed by the contextualization of the study within the literature on school ownership and academic results. The third section explains the estimated EPF, the variables used, the OB methodology, and the econometric techniques used in the analysis. The fourth section shows the results of the empirical analysis, which, through OB decomposition with two-stage least square estimations, finds evidence of divergences between public and private schools in the three competencies evaluated in the PISA. These are fundamentally due to the differences in the individual characteristics of students. The fifth section contains conclusions and reflections on educational policy.

School Ownership as a Condition of School Performance

Studies that connect school ownership and academic performance offer ambiguous results. In some cases, they find evidence of a positive and significant relationship in favor of private schools, but in other cases, they do not. Thus, as Bishop and Woessmann (2004) suggest, results that make it possible to draw general conclusions do not exist, neither in developed nor in developing countries.

Evidence for Developed Countries

Among the research that finds a positive effect for school ownership, Schultz and McDonald (2013), from the United States, and Levin (2002), from the Netherlands, determine that attending religious private schools benefits academic results. Dearden, Chris, and Luke (2011), from the United Kingdom, find that private school students have greater possibilities of reaching a higher educational level and higher income. Finally, working with samples from various countries, West and Woessmann (2010) and Fuchs and Woessmann (2007) find that when the importance of the private sector increases, the average score is higher.

In contrast, the OECD (2011) emphasizes that some countries with a higher rate of private schools did not obtain higher scores in the 2012 PISA. On the other hand, Altonji, Todd, and Taber (2005) argue that in the United States, the positive relationship between school performance

and school type becomes weak considering observable and unobservable factors. Furthermore, Mancebón and Muñiz (2008) and Calero and Escardíbul (2007) show that in Spain, after including family characteristics as control variables, this relationship disappears. In fact, upon finding selection biases, Donkers and Robert (2008) determine that private schools obtained worse results than public schools in mathematics, which was emphasized in the 2006 PISA in all countries from the sample. Finally, Kirjavainen and Loikkanen (1998) find negative evidence in the relationship from a sample of Finnish students.

As shown below, this heterogeneity in the results of studies is also found in developing countries.

Evidence for Developing Countries

In Costa Rica, Giménez and Castro (2017) and Fernández and Del Valle (2013), after controlling for multiple socioeconomic factors and school characteristics, consider a direct effect between the average score in reading, mathematics, and science and school type in favor of private schools. These inequalities are also found by Gamboa and Waltenberg (2012) in Latin American countries participating in the 2006-2009 PISA. They find that, according to the country and the year, this gap was between 1% and 25%, a relatively high range, compared to the rest of the participating countries. Based on the SERCE results, the Latin American Laboratory for the Assessment of Education Quality (Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación, LLECE) also calculates differences in performance between school establishments. However, upon “re-analyzing” these results, Cervini (2012) concludes that the net school effect was less than that obtained by the LLECE.

However, in Argentina, Oliveira, Belluzzo, and Pazello (2013), Krüger and Formichella (2012), Formichella (2011), and Cervini (2003) do not find a relationship between school ownership and academic performance. The first study suggests that students with low performance in eighth grade would have even worse performance if they attended private schools. The second cannot establish a clear tendency of equal opportunities between public and private schools’ resources. Using the environment and socioeconomic and cultural characteristics of schools as control variables, the two studies find that the correlation between the

school's administrative structure (public-private) and school performance disappears and that the gaps are not significant, respectively.

Finally, Mina (2004) determines that the presence of private schools in Colombia had an ambiguous effect because it was not confirmed whether this was due to a system of competition between schools. According to the author, the educational demand in this country has more to do with available slots than quality. Tanzania, Lassibille, and Tan (2001) also cannot establish a relationship between school ownership and students' performance.

In Indonesia, Newhouse and Beegle (1991) find that the relationship between school ownership type and academic performance is negative.

Therefore, it is apparent that there is no consensus regarding the effect of school ownership on student performance. Various studies show a negative association. Among those that show positive evidence, they do not identify the cause of these differences.

Thus, this article seeks to make a twofold contribution: 1) to reduce the relative scarcity of empirical studies applied to Latin American countries and 2) to go one step further and also quantify the performance differences between public and private schools, identifying the factors that cause them. As shown below, the Oaxaca-Blinder technique, incorporating the EPF estimations through the instrumental variables methodology, provides a solid tool for this purpose.

Methodology

Model and Description of the Variables Used in the EPF

Education economics has widely used the EPF to study educational quality and to identify the factors that influence school performance. These factors can be grouped into four components: a) individual characteristics, b) family characteristics, c) school characteristics, and d) the factor that includes student skills, which, due to measurement issues, is included in the model's error term. Therefore, following Hanushek, Link, and Woessmann (2013) and Hanushek and Woessmann (2011), the structure of the EPF proposed in this study is as follows:

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

where $VP_{ij}^{(t)}$ indicates the average score of the five plausible values given by the PISA of student i in region t , with proficiency j . ε_i recognizes the unobservable factors, such as the skills and learning abilities of students and the decisions of parents or administrative institutions. Each i -th coefficient, β_i con $i = 1 \dots m$, β_i con $i = m + 1, \dots h$ and β_i con $i = h + 1, \dots w$, measures the effect of individual, family, and school characteristics, respectively, on the average performance in each subject.

The PISA provides information on five plausible values for each student's results. Working with plausible values can have consequences for the standard errors associated with the coefficients because they offer different results by estimating the model through the plausible values as a dependent variable or by completing the estimations through the estimation method using plausible values and calculating the standard errors. In our case, the estimations made come from the average of the plausible values as a dependent variable. The estimation process is influenced by the economic techniques that we applied. To the best of our knowledge, at the time of completing the estimations, no econometric software allows combining estimation for plausible values, OB breakdown, and instrumental variables. Therefore, to avoid problems in interpreting the model's standard errors, we have resorted to the following process. First, we estimated the base model, without factorizing it, through the estimation of plausible values. Then, we re-estimated the model using the average of the plausible values as the dependent variable. Logically, the estimates offer identical values in the coefficients, and we have confirmed that, although they produce changes in the standard error values, these changes are minimal and do not affect statistical inference because they do not alter the interpretation of the explanatory power of the model's variables to standard levels of significance. Other authors, such as Barrera-Osorio, García-Moreno, Patrinos, and Porta (2011), have also used the average of the plausible values by using the OB decomposition technique with PISA data.

The EPF of the expression (1) is proposed and justified in the following manner. The first summation combines the student's characteristics. The following variables have been included: a) *sex*, which is equal to one if the student is female and zero if male; it measures the gaps by gender in both reading comprehension (see Woessman, 2010) and mathematics and science (García, 2012); b) *non-repeat*, which is equal

to one if the year was never repeated and zero if it was; the student's academic ability is used as a proxy (Oreiro & Valenzuela, 2013) and quantifies the impact of lagging behind in school (Cordero, García, & Manchón, 2013); and, finally, c) *effort*, which is equal to one if additional information is sought, and *discipline*, which is equal to one if the student says that he or she pays attention in class and zero otherwise (Post, 2011).

The second summation groups family characteristics. These consider the following: a) the number of books at home, a *dummy* variable that is equal to one if the number is greater than 200 and zero otherwise (Crespo, Díaz, & Pérez, 2012); b) the mother's and father's education level; if it is at least secondary school, the value is equal to one and zero otherwise (Hanushek & Woessmann, 2011); and c) the time that the father spends at work, which is equal to one if it is at least half time and zero otherwise (Woessmann, 2010). With these variables, we seek to evaluate the impact of what the literature defines as socioeconomic status and home culture.

School factors, the third summation, are as follows: a) the student/teacher ratio; b) the school's size, measured by the number of students enrolled in the school (Hanushek E. A., 2011); and, finally, c) to determine how decisions were made by principals and teachers regarding the management responsibility of the institution, the *autonomy* indicator is formed according to the guidelines used by Hindrinks, Verschelde, Rayp, and Schoors (2010); it is a *dummy* variable that is equal to one if the school's principal is autonomous in decision-making and zero otherwise.

Data and Treatment of Missing Observations

The database used was constructed on the basis of the 2012 PISA. For Latin America, there are 90,799 observations for students from 3,722 schools, distributed, respectively, as follows: 1) 5,908 and 226 for Argentina, 2) 19,204 and 839 for Brazil, 3) 6,856 and 221 for Chile, 4) 9,073 and 352 for Colombia, 5) 4,602 and 193 for Costa Rica, 6) 33,806 and 1,471 for Mexico, 7) 6,035 and 240 for Peru, and 8) 5,315 and 180 for Uruguay.

The participation of Latin American countries in the PISA has enormously enriched the possibilities of analyzing their education systems. However, the PISA presents some potential problems that limit

the analysis that we conducted. Hanushek and Woessmann (2008) note the presence of measurement errors, sampling errors, the reliability of questions and responses, and the impact of the conditions in which the tests were administered. For an exhaustive analysis of the PISA's shortfalls, see Tienken (2014).

Because the base contains *missing observations*, which can generate biases that affect statistical inference, it is important to identify and "substitute" the omitted data. For the treatment of this information in the variables that present important problems of missing data (more than 10%), this study uses the hot-deck imputation methodology before running endogeneity tests and econometric estimations. Hot-deck is a non-parametric method that substitutes the missing records (recipients) with information collected from a random selection of observed values (donors) to avoid introducing biases into the estimator and its standard deviation. For this reason, it is considered superior to methods of conditional and unconditional means and is found to be a better option than the *listwise deletion* and *pairwise deletion* procedures. Additionally, it is more efficient than the multiple imputation and parametric regression methods because it preserves the probability distribution of the imputed variables (Durrant, 2009) and is appropriate when using categorical variables, as in our case.

Econometric Techniques Used

Empirical studies primarily use two methodologies for the EPF estimation: ordinary least squares (OLS) and hierarchical linear models (HLMs). The former does not consider that the units studied (students and schools) have components that are intrinsically related to each other through the dependent variable (score), an aspect that is considered in HLMs. Therefore, they have earned an important space in studies conducted based on educational surveys by yielding more robust coefficients.

However, as Hanushek and Woessmann (2011) indicate, not all of the EPF inputs are exogenous in the statistical sense due to the sample selection or the omission of variables (with some being not directly measurable). For this reason, they can be correlated with the error term, causing an endogeneity problem. Thus, OLS and HLM estimations are not advisable because the resulting coefficients would be inconsistent and

biased. The literature suggests working with instrumental variables (IVs) that “correct” the relationship between inputs and error. To delve deeper into this matter, see Castro, Giménez, and Pérez (2018).

This study applies the statistics proposed by Durbin (1954) and Wu (1973)-Hausman (1978) to the EPF to identify the endogeneity problem. Upon finding it, the model is arranged using the two-stage least square (2SLS) methodology. The null hypothesis posed to contrast the existence of endogeneity is that all of the model’s variables are exogenous [$cov(X, \varepsilon_i)=0$]. If the p-value associated with these statistics is less than the level of significance, then there is not sufficient statistical evidence to accept this hypothesis, which suggests the presence of endogeneity.

The contrasts were applied to each of the EPF inputs. Only the *non-repeat* variable, i.e., equal to one if the student did not repeat any year in primary or secondary school and zero otherwise, was found to correlate with the error because the p-value of each of the tests was less than 10% (see Table I).

Based on the finding of endogeneity problems, we searched for instruments correlated to the *non-repeat* variable and not correlated with the model’s error term. To validate the instruments, the hypothesis of non-correlation of the instruments with the error was posed. Based on the 2SLS regressions, the identification tests identified by Sargan (1958) and Basman (1960) were applied. There was not sufficient statistical evidence to reject the null hypothesis. The p-values associated with the tests were higher than the level of acceptance of 1%. Therefore, the instruments were valid (see Table I).

The instrumental variables used for each competence were: *motivation*, class duration, and reinforcement hours outside school; *motivation*, *minuspa*, and *classpa* for reading; *motivation*, *minumat*, and *clasmat* for mathematics; and *motivation*, *minusci*, and *classci* for science¹. The *motivation* variable is based on the student’s response to the question “In the last two weeks of school, how many times did you skip a full school day?” and gave a value of one if the response was “never” and zero otherwise. On the one hand, a student who attends class is less prone to repeat a year. On the other hand, taking more classes,

⁽¹⁾ The *minuspa*, *minumat*, and *minusci* variables correspond to the average duration of reading, mathematics, and science classes, measured in minutes. *Classpa*, *clasmat*, and *classci* are dichotomous variables equal to one if the student takes between two to four hours of reading, mathematics, or science classes outside school and zero otherwise.

whether for a longer duration or taking them outside school, lessens the probability of repeating².

TABLE I. Instrument and endogeneity identification.

Area	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.
Reading	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)
	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 (0.00)	5.25 (0.02)	657.3 (0.00)	77.01 (0.00)	105.65 (0.00)	16.51 (0.00)	9.23 (0.00)	9.68 (0.10)
Math	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 (0.00)	5.18 (0.02)	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 (0.24)	0.37 (0.53)	1.94 (0.16)
	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)
Science	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)
	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)

Instrumentalized variable: non-repeat. Instruments included: sex effort discipline books motheredu fatheredu fatheremp public STRATIO SCHEDUMAT autonomous SCHSIZE. Instruments excluded: motivation, minusci, clascie and preschool.

Note: *p*-value in parentheses. For endogeneity, $\alpha = 10\%$. For instruments, $\alpha = 1\%$.

Source: Author's calculations based on 2012 PISA information, OECD.

Thus, when we performed the OB decomposition, we used 2SLS estimations, consistent and unbiased. An explanation of the OB technique, allowing a deeper examination of the causes for the difference in the

⁽²⁾ In Brazil and Mexico, the motivation variable did not satisfy the instrument's validation tests. In its place, the *preschool* variable was used, being equal to one if the student went to preschool and zero otherwise. This assumes that early education, such as preschool, strengthens the individual's education so that there is less possibility of repeating a year.

results between public and private schools, is included below.

The Oaxaca-Blinder (OB) Decomposition

This technique was independently developed by Ronald Oaxaca (1973) and Alan Blinder (1973) to observe how racial or gender discrimination affects income. Since then, it has frequently been used in labor economics but less in education economics or in the context of Latin America.

Considering the results found for public and private schools, the causes of the differences in the results can be identified with this technique. Using the regressions for each group (the estimated EPF for each school), the decomposition calculates what percentage difference in the results is due to the existence of observable factors or explicit components, and unexplained or residual components. This component, which contains everything not included in the model, cannot be explained by the grouped characteristics, whether they are factors that cannot be directly measured or due to the omission of variables.

Working with dichotomous variables, the main problem with this technique is that the results of the unexplained component vary according to the group chosen as reference (Oaxaca & Ransom, 1999). Because this study uses these types of variables, it follows the methodology proposed by Jann (2008). This technique allows the OB decomposition to be independent of the choice of the omitted category used as a base.

The difference in the average score, \bar{y} , between private (group A) and public (group B) schools according to the X matrix of resources (observable characteristics) can be written as follows:

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

where β is the vector of coefficients of each group (including the intercept) and ε_i is the error term, in addition to supposing that $E(\beta_i) = \beta_i$ and that $E(\varepsilon_i) = 0$.

In (2), the observed component of the model corresponding to $D = \{E(X_A) - E(X_B)\}' \beta_B$ (resources effect). Because the characteristics of students, on average, are different in each group, this captures the differences in individual resources.

The unobserved component comprises $C = (X_B)' (\beta_A - \beta_B)$ and $\{E(X_A) -$

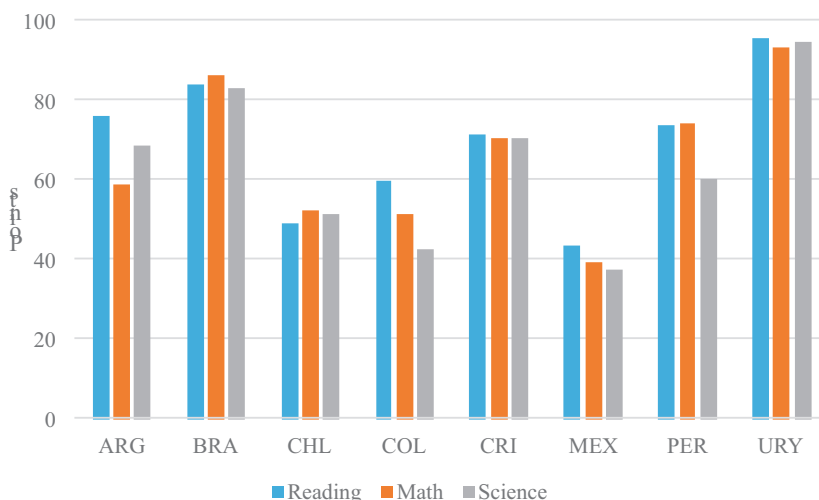
$EXB'\beta_A - \beta_B$. The first (coefficient effect), measures the difference between how the model's estimation would value the resources of group *B* in accordance with how it values them for group *A* and how the estimation truly values them. The second (interaction effect) recognizes that the differences in both resources and in the coefficients are given simultaneously between the two groups.

Determining Factors for the Difference in School Performance

Graph I synthesizes the differences in student scores by country for public and private schools.

It must be noted that the countries with smaller inequality gaps do not necessarily reflect a positive scenario. The case can be made that the performance levels are equally low for both school types. Educational equity must go hand in hand with improved results.

FIGURE I. Educational gaps between public and private school students. 2012 PISA.



Source: Designed by the author.

An analysis of the causes for the differences by knowledge area from

the OB decomposition follows below.

Reading

On average, private schools earn 67.1 points more than public schools (the average of the third line in Table II), of which 83.6% is due to the *resources effect*, which gives the model a high explanatory power. Uruguay and Brazil have the largest gaps and Mexico and Chile the smallest.

Within the *resource effect*, the differences in the individual characteristics between students are a more important factor. Its weight for each country is 92.1% for Argentina, 92.0% for Uruguay, 74.8 for Chile, 62.9% for Mexico, 61.2% for Peru, 59.1% for Costa Rica, 41.3% for Brazil, and 37.6% for Colombia. This effect is not significant in Costa Rica. In general, the second contributing factor is family resources and the third is school resources.

It stands out that, in all cases, the *coefficient effect* was significant regarding the unobserved components. This finding is interpreted as meaning that private school students receive more benefits from their family characteristics, which include socioeconomic status and the possession of cultural goods (except in Costa Rica, Peru, and Uruguay, where the effect is insignificant). However, the negative sign that accompanies the effects of the coefficients in school characteristics indicates that the use of resources by public school students reduces the gap in scores (in Chile, Mexico, and Peru). Finally, the interaction effect, in general, is not significant.

TABLE II. School gap determinants, reading.

	ARG	BRA	CHL	COL	CRI	MEX	PER	URY
Differential								
<i>Private</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>Public</i>	372.398*** (3.161)	396.289*** (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>Difference</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)
Resources								
<i>Individual</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* 36.73
<i>Family</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>School</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** (35.837)
Coefficients								
<i>Individual</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)	24,33 (76.647)	11,245 (94.186)
<i>Family</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>School</i>	-6,403 (19.452)	-7,978 (13.469)	-47.987*** (16.813)	5,01 (11.992)	-5,767 (13.31)	-86.205* (46.118)	-65.746*** (12.512)	-18.216** (9.257)
<i>Constant</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)
Interaction								
<i>Individual</i>	12.835 (12.33)	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>Family</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>School</i>	1.382 (3.636)	-10.523*** (3.212)	-2.173 (3.606)	-9.211* (5.369)	-16.673 (17.746)	-4.824 (6.352)	4.742 (6.017)	16.169*** (5.734)
<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 (15.14)	-1.768 (36.325)

Note: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Robust standard deviations in parentheses. Tables II, III, and IV are, respectively, individual: sex, non-repeat, effort, and discipline; family: books, motheredu fatheredu, and fatheremp; and school: autonomous, STRATIO, SCEDUMAT, and SCHSIZE

Source: Author's calculations based on 2012 PISA information, OECD.

Mathematics

The decomposition results are found in Table III. This area shows the second largest gap, after reading, with an average of 65.8 points, of which 50 points are due to the *resources effect* and 15.8 points due to the net effect of the *unobserved component* from the model (*coefficient and interaction effects*). The model has a high explanatory power (76%). In particular, it should be clarified that in Mexico, the rate is 224.4% because the net effect of the unobserved component is negative, making the *resources effect* score greater than the average difference (88.5 \times 39.4). Uruguay and Brazil have the largest gap and Mexico and Colombia the smallest.

Interpreting the results for the factors of each component, it is thought that, for the *resources effect*, the differences in individual characteristics determine significant divergences and, to a greater extent, in the average math score (except in Costa Rica). These are followed by the differences in family characteristics and, finally, the differences in school resources (only significant in Brazil and Colombia).

With regard to students benefiting from their own characteristics and school resources, it is found that private school students in Brazil, Chile, and Mexico benefit more from their socioeconomic status and cultural goods resources. The efficient utilization of school resources by public school students in Chile, Mexico, and Peru reduces the differences, which increase in Costa Rica. Finally, although the interaction effect is significant, it represents a minimal proportion of the causes of differences.

TABLE III. School gap determinants, mathematics.

	ARG	BRA	CHL	COL	CRI	MEX	PER	URY
Differential								
<i>Private</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>Public</i>	370.149*** (2.91)	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)
<i>Difference</i>	58.775*** (3.677)	86.297*** (2.579)	52.242*** (2.94)	51.538*** (3.856)	70.692*** (3.766)	39.470*** (4.013)	74.098*** (4.453)	93.362*** (4.001)
Resources								
<i>Individual</i>	28.595*** (5.407)	30.587*** (9.262)	36.942*** (7.28)	21.400*** (13.152)	-22.889 (21.45)	61.129** (23.828)	39.134** (19.431)	84.976** (42.899)
<i>Family</i>	4.902*** (1.174)	13.797*** (2.37)	11.995*** (1.504)	10.046** (4.275)	17.870*** (5.088)	23.327*** (4.116)	8.366 (6.942)	12.558** (5.86)
<i>School</i>	-3.182 (2.3)	7.452*** (2.647)	2.516 (1.538)	16.376** (6.833)	-11.507 (11.64)	4.131 (6.649)	8.257 (6.607)	-5.267 (5.345)
<i>Total</i>	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** (41.8)
Coefficients								
<i>Individual</i>	-67.396* (36.45)	-23.907 (34.566)	67.255* (35.584)	32.757 (70.628)	-159.546** (70.35)	235.607 (169.322)	35.954 (89.938)	58.995 (109.588)
<i>Family</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>School</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>Constant</i>	44222 (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)
<i>Total</i>	4.802 (10.7)	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)
Interaction								
<i>Individual</i>	19.861* (10.585)	6.755 (10.134)	-14.799* (8.615)	-6.486 (13.651)	49.044** (21.942)	-32.940 (23.82)	-6.749 (19.602)	-25.065 (43.229)
<i>Family</i>	-2.008 (1.657)	-10.289*** (2.671)	-5.732*** (1.736)	-4.263 (4.39)	-10.360** (5.278)	-20.464*** (4.217)	-4.466 (7.12)	-7.845 (6.425)
<i>School</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)
<i>Total</i>	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 (18.07)	-17.507 (42.134)

Note: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Robust standard deviation in parentheses.
Source: Author's calculations based on 2012 PISA information, OECD.

Science

For Latin America, on average, the observed component explains, to a greater extent and once again, the differences in performance. It represents 87.2% of the 63.8 points of standard deviation. Therefore, the model maintains its high explanatory power. Once again, the countries with the largest gaps are Uruguay and Brazil. Those with the smallest gaps are Mexico and Colombia (see Table IV). From the results in the three areas, Uruguay and Brazil are strongly indicated as the countries with the greatest educational inequalities in Latin America, whereas Mexico and Colombia are the countries with the least difference.

Within the observed components, the differences in individual resources between public and private school students are the most relevant factor explaining the educational inequalities between school types, except in Brazil, where these rank second. For the average in Latin America, the differences in individual characteristics cause 65.8% of the *resources effect*. The differences in family resources (25.6%) are the second most relevant factor, and the differences in school resources (8.6%) rank third.

Finally, the net effect of the model's unobserved component is significant in explaining the differences in performance (except in Argentina). Private school students in Brazil, Chile, Colombia, and Mexico receive more benefits from their socioeconomic status and from possessing cultural goods (family characteristics). The use of school resources by public school students from Chile, Mexico, and Peru reduces the differences in performance.

The following conclusions can be deduced for Latin America as a whole based on the analysis by country and knowledge area.

There are notable differences in academic results in favor of private school students. The largest part of the gap is explained by the differences in the inputs included in the EPF in the estimations. They explain 84%, 76%, and 87% of the differences in the reading, mathematics, and science scores, respectively.

The primary factor of divergence is individual characteristics (sex, repeat student status, effort, and discipline). Although the data analysis for the sample group reveals that private schools have a sex distribution that is similar to that of public schools, Latin American students in private schools show more motivation, less disciplinary problems, and, above all,

a noticeably lower rate of repetition. The averages are shown in the Appendix.

TABLE IV. School gap determinants, science.

	ARG	BRA	CHL	COL	CRI	MEX	PER	URY
Differential								
<i>Private</i>	453.377*** (2.91)	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>Public</i>	384.656*** (3.84)	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>Difference</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*** 3.38	94.832*** (3.771)
Resources								
<i>Individual</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>Family</i>	4.792*** (1.49)	13.789*** (2.188)	11.691*** (1.316)	9.457** (4.248)	14.978*** (3.984)	19.802*** (3.229)	8.952 (5.62)	14.270** (5.612)
<i>School</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*** (7.8)	45.884*** (4.871)	47.276*** (7.641)	41.071* (22.619)	70.752*** (19.894)	41.959*** (13.035)	78.030** (34.478)
Coefficients								
<i>Individual</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 (67.93)	47.196 (89.925)
<i>Family</i>	16.581 (14.026)	21.869*** (7.74)	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>School</i>	20.568 (21.207)	23.117 (14.265)	-36.253** 15.25	-2.825 (14.539)	0.048 (12.423)	-69.242* (40.306)	-47.663*** (10.681)	-1.554 (9.545)
<i>Constant</i>	42.360 (53.719)	86.924*** (22.813)	10.743 (28.005)	13.455 (74.995)	43.959 (47.094)	-109.743 (123.75)	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)
Interaction								
<i>Individual</i>	23.891 (15.929)	26.076*** (9.303)	-0.055 (7.773)	4.662 (14.329)	8.286 (17.166)	-21.245 (18.43)	-1.573 (14.836)	-21.527 (35.511)
<i>Family</i>	-1.707 (2.123)	-10.284*** (2.538)	-7.786*** (1.767)	-6.186 (4.53)	-9.135** (4.292)	-14.935*** (3.336)	-3.098 (5.756)	-5.545 (6.16)
<i>School</i>	6.632* (3.879)	-7.343** (3.184)	-3.536 (3.189)	-15.299* (7.827)	-0.212 (8.62)	-3.482 (5.452)	6.078 (5.188)	11.177* (5.918)
<i>Total</i>	28.816* (17.26)	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)

Note: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Robust standard deviation in parentheses.

Source: Author's calculations based on 2012 PISA information, OECD.

The second most important factor is family characteristics (books, parents' education, and the father's type of workday). The families of students who attend private school have more books at home on average.

It is much more likely that the father and mother have at least a secondary school education, which translates into more employment possibilities. Therefore, the socioeconomic status is clearly higher in families that send their children to private schools. These characteristics increase the gap and favor private school students.

The third most important factor is the school's characteristics (autonomy, students per teacher, quality of educational materials, and school size). These elements increase the gap in scores, favoring private school students. The data used from Latin American countries shows that, on average, private schools have fewer students per teacher, higher-quality educational materials, and more autonomy and are smaller in size. Overall, the effect on the gap in the scores is clearly less than that of the individual and family characteristics.

The estimations made also quantify the use of the EPF inputs, considering the value and indication of the coefficient effect. A positive sign shows the benefits that public school students would receive from the characteristics of the environment of private school students (if they had them) would be more efficient and a negative sign less efficient.

The differences in grades between public and private school students go further than the selected known biases, and the positive sign of the coefficient effect in individual and family characteristics indicates that private school students know how to perform well with the abilities that they have. There are unobserved factors that make private school students more positively influenced by these elements (independent of the value of resources).

However, the negative sign of the coefficient effect on the characteristics of the schools shows that there are unobserved elements that make public school students more efficient in benefiting from the school's characteristics.

Although it is difficult to identify what are the unobserved elements that influence the coefficient effect, the literature emphasizes the role played by the social environment, the educational environment in a broad sense, and the importance of both (Raitano & Vona, 2013; Martín-Oro, Gimenez, & Sanaú, 2017).

From the analysis conducted, it follows that to achieve greater educational equity, special attention must be paid to actions at the individual and family levels. Some of the most important intervention actions would be to guarantee access to quality preschool education,

ensuring that all students can develop themselves from an early age in a stimulating environment, shrinking gender gaps, which continue to be important in assigning roles and forming levels of confidence in the areas of learning; eliminate failure and school dropout, which affects reaching secondary education levels and is therefore key in creating unequal societies; train specialized personnel who could identify and support students with learning difficulties; and, finally, ensure public services and quality infrastructure that minimize the differences between homes in key aspects of school performance such as health, transportation, and access to information technology.

Conclusions

Using the Oaxaca-Blinder methodology (applied to the analysis of the differences in results between Latin American public and private schools in the 2012 PISA), this study finds significant gaps in the role of school ownership in eight of the countries studied. The average of the differences, in favor of private schools once controlled by a wide spectrum of variables, is 67.1, 65.8, and 63.8 points in reading, mathematics, and science, respectively. The countries with the largest gaps are Uruguay and Brazil, whereas Colombia, Mexico, and Chile have the smallest divergence.

The school gaps are fundamentally due to the observed component or differences in characteristics (individual, family, and school) between public and private school students. These would explain 82.8% of the differences in reading, 76% in mathematics, and 87.2% in science. Specifically, the differences in individual characteristics are the most important factor out of the observed components, followed by the differences in family and school characteristics. With regard to the differences in benefits from resources, private school students know how to receive more benefits from their socioeconomic status. However, public school students make better use of school factors.

The public school system ensures that, given the enormous positive externalities that education possesses, the optimum social quantity is invested in each individual. Although the public education system guarantees access to education, the private system also has several advantages: it can lead to investing more in higher-quality education,

seeking differentiation; it increases competition and establishes freedom of choice for parents.

Although both types of institutions undoubtedly provide advantages to the education system, educational policies that allow for their coexistence should be designed, neutralizing the undesirable consequences in terms of education equity reflected in this study. The State is responsible for regulating educational services and should ensure universal levels of educational quality. An essential element in seeking equity is guaranteeing education with equal quality standards. Based on the results found, it can be inferred that the policies currently aimed at guaranteeing this equity should have a multidimensional focus, serving individuals, families, and schools.

It should be guaranteed that income differences are not an obstacle to accessing or finishing school years. In this sense, the importance of conditional monetary transfer programs such as those in Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico, and Peru should be highlighted. They are essential to achieving continued school attendance and avoiding school dropout. This type of help should be coordinated by quality social policies in health, housing, food, and access to infrastructure.

Because family characteristics have a large impact on explaining the gaps between public and private school, it is fundamental to redefine the role that homes play in an individual's education. Families should be incorporated as a central actor in the education system, both inside and outside the school. Parents must play an active role in participating in pedagogical processes and extracurricular activities. Additionally, they should seek to strengthen affective and social bonds because uninspiring family environments are negatively reflected in the classroom environment and school performance.

Education resources should be aimed at reducing the differences in educational infrastructure quality. In many cases, schools with a higher budget allocation are those that attract higher-income students. A policy aimed at closing the gaps in educational quality would seek to allocate more resources to the schools that have worse results and concentrate on students from more disadvantaged socioeconomic backgrounds, particularly in rural areas. Based on this reasoning, educational training for teachers in these schools should be prioritized. Unfortunately, in many cases, they are allocated to teachers who have less incentives, less skills, and less motivation.

In the last few years, Latin America's educational policies have had the fundamental objective of guaranteeing access to education. Once this is achieved as an unquestionable success, the next step should be to ensure common quality standards for all students. In a region with the highest inequality indices, this policy, in addition to ensuring education equity, constitutes the best policy in the fight against inequality.

Bibliographic References

- 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.
- Basmann, 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., & Escardibul, 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.

Contact address: 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

Appendices

Appendix I: Description of the EPF independent variables. Latin America, 2012 PISA

Variable	Definition	Average	
		Public	Private
Individuales - $f_i^{(6)}$		Public	Private
<i>non-repeat</i>	Dichotomous variable formed using responses to questions ST07Q01, ST07Q02 and ST07Q03. 1 if the student did not repeat a year in primary or secondary school, 0 if a year was repeated.	0.69	0.85
<i>sex</i>	Dichotomous variable. 1 if the student is female, 0 if male.	0.52	0.53
<i>effort</i>	Dichotomous variable formed using responses to question ST53Q04. 1 if the student always seeks additional information to clarify problems, 0 otherwise.	0.26	0.28
<i>discipline</i>	Dichotomous variable formed using responses to question ST81Q01. 1 if the student said that he/she almost always attends class, 0 otherwise.	0.17	0.18
Family - $p_i^{(5)}$		Public	Private
<i>books</i>	Dichotomous variable formed using responses to question ST28Q01. 1 if there are at least 200 books in the student's home, 0 otherwise.	1.92	2.73
<i>motheredu</i>	Dichotomous variable formed using responses to questions ST13Q01, ST14Q01, ST14Q02 and ST14Q03. 1 if the mother's education level is at least secondary school, 0 otherwise.	0.42	0.79
<i>fatheredu</i>	Dichotomous variable formed using responses to questions ST17Q01, ST18Q01, ST18Q02 and ST18Q03. 1 if the father's education level is at least secondary school, 0 otherwise.	0.44	0.77
<i>fatheremp</i>	Dichotomous variable formed using responses to question ST19Q01. 1 if the student's father's job is half time to full time, 0 otherwise.	0.83	0.91
School - $s_i^{(8)}$		Public	Private
<i>public</i>	Dichotomous variable. 1 if the student attends public school, 0 if private.		
<i>STRATIO</i>	Continuous variable. Rate formed by the OECD that indicates Student/Teacher ratio.	28.06	21.08
<i>SCEDUMAT</i>	Continuous variable. Rate formed by the OECD that measures the school's quality of educational materials.	-0.99	0.28
<i>autonomous</i>	Dichotomous variable formed using responses to questions SC33Q01A, SC33Q01B, SCQ02A, SC33Q02B, SC33Q03A, SC33Q03B, SC33Q04A, SC33Q04B, SC33Q05A, SC33Q05B, SC33Q06A, SC33Q06B, SC33Q07A, SC33Q07B, SC33Q08A, SC33Q08B, SC33Q09A, SC33Q09B, SC33Q10A, SC33Q10B, SC33Q11A, SC33Q11B, SC33Q12A, SC33Q12B. 1 if the principal of the student's school is autonomous in decision-making in the previous questions, 0 otherwise.	0.92	0.98
<i>SCHSIZE</i>	Continuous variable. Corresponds to the number of students enrolled in the school that the student attends.	965.60	720.62
Instrumental variables		Public	Private
<i>motivation</i>	Dichotomous variable formed using the response to question ST09Q01. 1 if the student did not skip during the last two weeks of school, 0 otherwise.	0.79	0.83
<i>minuspa</i>	Continuous variable. Corresponds to the averageduration in minutes of Spanish class at the student's school.	58.23	62.90
<i>minumat</i>	Continuous variable. Corresponds to the average duration in minutes of math class at the student's school.	59.31	63.40
<i>minuscí</i>	Continuous variable. Corresponds to the averageduration in minutes of science class at the student's school.	57.82	61.15
<i>clasrea</i>	Dichotomous variable formed using the response to question ST55Q01. 1 if the student took between two and four hours of reading classes outside school, 0 otherwise.	0.14	0.11
<i>clasmat</i>	Dichotomous variable formed using the response to question ST55Q02. 1 if the student took between two and four hours of math classes outside school, 0 otherwise.	0.15	0.14
<i>classci</i>	Dichotomous variable formed using the response to question ST55Q03. 1 if the student took between two and four hours of science classes outside school, 0 otherwise.	0.14	0.12
<i>preschool</i>	Dichotomous variable formed using the response to question ST05Q01. 1 if the student completed at least one year of preschool, 0 otherwise.	0.14	0.04

Source: Designed by the author.