

---

# archivos analíticos de políticas educativas

Revista académica evaluada por pares, independiente,  
de acceso abierto y multilingüe



Universidad de San Andrés y Arizona State University

---

Volumen 25 Número 121

11 de diciembre 2017

ISSN 1068-2341

---

## Desigualdad de Oportunidades Educativas en Argentina

*Montserrat Serio*

CONICET - Universidad Nacional de La Plata - Universidad Nacional de Cuyo  
Argentina

**Citation:** Serio, M. (2017). Desigualdad de oportunidades educativas en Argentina. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 25(121). <http://dx.doi.org/10.14507/epaa.25.2740>

**Resumen:** Este trabajo explora la desigualdad de oportunidades educativas de los jóvenes de Argentina en los años 2000. El análisis se enfoca en tres dimensiones del nivel medio educativo: acceso a la educación, calidad educativa y desempeño educativo. Se estiman distribuciones contrafactuales de resultados educativos condicionadas a las circunstancias de los estudiantes utilizando micro-datos de las encuestas de hogares del país y de PISA. Los resultados sugieren que la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación es baja y se ha mantenido estable mientras que la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa ha aumentado en la última década. Respecto al desempeño educativo la misma es particularmente alta en el país.

**Palabras-clave:** educación; desigualdad de oportunidades; Argentina

### Educational inequality of opportunity in Argentina

**Abstract:** This paper analyzes the inequality of opportunity on education among young students of Argentina in the 2000s. It focuses on three dimensions of secondary education: access to education, access to quality education, and educational performance of students. We estimate distributions of educational outcomes conditional to the students' circumstances using household survey data and PISA data. The results suggest that inequality of opportunity in access to secondary education is low and it has remained

stable, but the inequality of opportunity in access to high quality education has increased in the last decade. In addition, the results indicate that the inequality of opportunity of educational performance is particularly high in Argentina.

**Keywords:** education; inequality of opportunity; Argentina

### **Desigualdade de oportunidades educacionais na Argentina**

**Resumo:** Este artigo explora a desigualdade de oportunidades educacionais para os jovens da Argentina na década de 2000. A análise centra-se em três dimensões do nível educacional médio: acesso à educação, a qualidade do ensino e desempenho educacional. Distribuições contrafactuais de resultados educacionais condicionais das circunstâncias de estudantes são estimadas usando microdados da pesquisas domiciliares do país e dados de PISA. Os resultados sugerem que a desigualdade de oportunidades no acesso à educação é baixa e manteve-se estável, enquanto as oportunidades desiguais no acesso à educação de qualidade tem aumentado na última década. Quanto ao desempenho educacional, a desigualdade de oportunidades é particularmente alta no país.

**Palavras-chave:** educação; desigualdade de oportunidades; Argentina

## **Introducción<sup>1</sup>**

La educación es fundamental para el desarrollo y calidad de vida de las personas. La misma cumple una función de integración y cohesión social y se le suele atribuir un rol clave para la movilidad social ascendente debido a su acción igualadora de oportunidades. Este escenario ideal, sin embargo, suele no corresponderse con la realidad: a menudo el sistema educativo no cumple dicha acción igualadora. Es usual que en la etapa de formación educativa se visualicen desigualdades en términos de oportunidades y es posible que subsistan factores que afecten el acceso a la educación, la permanencia en la escuela u obtener determinados desempeños educativos.

Si bien en Argentina la universalidad y la gratuidad de educación tienen por objeto reducir al máximo los desequilibrios y desigualdades de origen socioeconómico, como consecuencia de sus entornos, algunos niños y jóvenes no gozan de las mismas posibilidades educativas que otros.

Este trabajo contribuye al estudio de la desigualdad de oportunidades educativas de los jóvenes en Argentina. Si bien existe una gran literatura internacional sobre desigualdades educativas así como literatura local sobre el caso argentino, son pocos los trabajos que han profundizado sobre la desigualdad de oportunidades en el marco de la teoría de Roemer (principal exponente de la formalización de este concepto). Más aún, para Argentina son escasas las mediciones sistemáticas de esta desigualdad para la educación media. Este estudio se enfoca en este tipo particular de desigualdad educativa y realiza un análisis empírico riguroso brindando mediciones e indicadores sobre el grado de esta desigualdad en el nivel medio del país en la década 2000. La principal contribución es la caracterización de la desigualdad de oportunidades educativas a partir de tres grandes resultados educativos: acceso en general, acceso a cierta calidad educativa y desempeño educativo.

El objetivo es cuantificar esta desigualdad para los distintos resultados educativos mencionados anteriormente y analizar qué tan desiguales son las oportunidades educativas de los jóvenes argentinos de distintos grupos socioeconómicos. Se explora la desigualdad de oportunidades

---

<sup>1</sup> Este artículo forma parte de una investigación más amplia en el marco de la tesis doctoral de la autora titulada “Desigualdad de oportunidades educativas en Argentina” del programa de Doctorado en Economía de la Universidad Nacional de La Plata (Argentina).

en el acceso a la educación media y la misma se compara con la desigualdad de oportunidades de acceso a calidad educativa. También se analiza si una vez que se accede al sistema educativo o a cierta calidad educativa, continúan habiendo desigualdades de oportunidades en lo que respecta al desempeño educativo.

Ahora bien, la dificultad de definir un concepto tan complejo y transversal como es la desigualdad de oportunidades ha dado lugar a una extensa discusión normativa que atraviesa toda la literatura relacionada, tanto teórica como empírica (Fleurbaey, 2008; Roemer, 1993, 1998, 2004, 2012; Roemer & Trannoy, 2015). Siguiendo al principal exponente de la literatura, Roemer (1998), una política igualadora de oportunidades es aquella que distribuye los recursos de forma tal que los individuos que han realizado el mismo esfuerzo tengan las mismas probabilidades de alcanzar los mismos resultados más allá de las circunstancias que cada uno haya tenido que afrontar. Roemer denomina esfuerzo a los factores controlables por los individuos y circunstancias a aquellos factores exógenos que afectan la habilidad de los individuos para alcanzar el resultado respectivo. De esta forma se puede pensar que la igualdad de oportunidades (IOP) surge cuando la distribución de los resultados de los individuos es independiente de las circunstancias.

A su vez, al analizar si hay igualdad o desigualdad de oportunidades en la obtención de algún resultado aparecen cuestiones conceptuales a tener en cuenta. Un primer obstáculo es la división de factores entre esfuerzo y circunstancias, la cual no es obvia. En un caso extremo todos los factores podrían ser considerados circunstancias, exógenos al individuo, ya que en principio se podría pensar que una persona no tiene control total de sus genes, gustos, entorno, contexto familiar, etc. Por otro lado, algunas diferencias en resultados debido a las circunstancias podrían ser socialmente aceptadas, como puede ser el caso de las habilidades innatas. Así, algunos autores distinguen entre factores socialmente aceptables y socialmente no aceptables, en vez de esfuerzos y circunstancias, respectivamente. Checchi y Peragine (2010), por ejemplo, se refieren a una desigualdad “éticamente ofensiva” y “éticamente aceptable”. La primera proviene de factores no aceptables mientras que la segunda de factores socialmente aceptables. Gasparini (2002) también utiliza los conceptos de factores aceptables y no aceptables para identificar situaciones injustas. No obstante, tampoco esta clasificación es sencilla ya que es muy probable que no sea objetiva y dependa de las preferencias y juicios de valor de la sociedad en su conjunto. Esto hace que la medición de la desigualdad de oportunidades de resultados no sea trivial y, naturalmente, el caso educativo, no es la excepción.

A pesar de las limitaciones normativas y operativas, en los últimos años, se ha desarrollado una literatura tendiente a obtener mediciones del grado de desigualdad de oportunidades. Como primer paso en esta dirección varios autores se han enfocado en la medición de la desigualdad de oportunidades de ingresos o de consumo (Björklund, Jäntti, & Roemer, 2012; Bourguignon, Ferreira, & Menéndez, 2007, 2013; Bourguignon, Ferreira, & Walton, 2007; Brunori, Ferreira, Lugo, & Peragine 2013; Checchi & Peragine, 2005, 2010; Checchi, Peragine, & Serlenga, 2008; Ferreira & Gignoux, 2011, 2014; Ferreira, Gignoux, & Aran, 2011; Kanbur & Stiglitz, 2016; Lefranc, Pistoletti, & Trannoy, 2008, 2009; Milanovic 2015; Paes, Ferreira, Vega, & Chanduvi, 2008; Peragine, 2004; Singh, 2012; Yalonetzky, 2012).

Entre otros, Checchi y Peragine (2010) estudian la desigualdad de oportunidades de ingresos a partir de un enfoque no paramétrico. Siguiendo a Roemer (1998) dividen a la población en “types” (grupos que presentan las mismas circunstancias) y utilizando técnicas de descomposición de desigualdad analizan la desigualdad entre grupos. Esta desigualdad la interpretan como desigualdad de oportunidades. También agrupan personas que han ejercido el mismo esfuerzo y llaman a estos grupos “tranches” (tramos). La desigualdad de oportunidades, en este último caso, viene dada por la desigualdad dentro de los grupos. Lefranc et al. (2008) trabajan con pruebas estadísticas de dominancia estocástica de primer orden y de segundo orden de funciones de distribución

condicionadas en circunstancias, con el fin de encontrar evidencia de desigualdad de oportunidades de ingreso para distintos países de Europa y Estados Unidos. Un enfoque paramétrico, es el propuesto por Bourguignon, Ferreira, y Menéndez (2007) y Bourguignon et al. (2013) que consiste en estimar una ecuación de resultados (ingresos, salarios o consumo) en función de variables de circunstancias y de esfuerzo, y simular distribuciones de resultados contrafactuales teniendo en cuenta solamente los efectos de las variables de circunstancias.

Respecto a educación, entre los trabajos se encuentra a Gasparini (2002), Betts y Roemer (2006), Brunello y Checchi (2007), Waltenberg y Vandenberghe (2007), Schütz, Ursprung, y Woessmann (2008), Paes et al. (2008), Gamboa y Waltenberg (2012) y Ferreira y Gignoux (2014). Utilizando como proxy de logros educativos los puntajes de las pruebas estándar internacionales, Schütz et al. (2008) proporcionan una medida de desigualdad de oportunidades educativas para 54 países. Los autores estiman el efecto de los antecedentes familiares en el rendimiento de los estudiantes en dos pruebas TIMSS internacionales. Por su parte, Ferreira y Gignoux (2014) miden la desigualdad de oportunidades en los logros educativos utilizando los puntajes de las pruebas PISA de 2006 para 57 países y encuentran que alrededor del 10% y 30% de la desigualdad total de los puntajes puede interpretarse como desigualdad de oportunidades.

En particular, para Argentina algunos autores como Marchionni, Pinto, y Vázquez (2013) han analizado la desigualdad educativa total en el desempeño educativo utilizando los puntajes de las pruebas internacionales de PISA, encontrando como principal resultado que la desigualdad en el desempeño se explica fundamentalmente por la desigual composición socioeconómica del alumnado entre escuelas. Santos (2007), por su parte, estudia la desigualdad total entre escuelas y los determinantes de la calidad educativa a partir de PISA 2000. Por otro lado, Fernández-Aguerre (2002) analiza los determinantes sociales e institucionales de la desigualdad educativa de educación primaria. Formichella y Ibañez (2014) analizan la desigualdad de género en los puntajes de PISA del año 2009. Otros autores como Albornoz, Furman, Podestá, Razquin, y Warnes (2016); Narodowski, Gottau, y Moschetti (2016); Formichella (2011) se han enfocado en analizar las desigualdades entre alumnos que asisten a escuelas de gestión pública y privada. Además, Cervini (2003) analiza el impacto de asistir a una escuela de gestión pública y privada en los resultados cognitivos y no cognitivos de matemática y lectura. Llach (2006) analiza la equidad del sistema educativo del país y la inversión educativa. En cuanto a desigualdad de oportunidades educativas, Gasparini (2002) se enfoca en el acceso a la educación media en Argentina causada por diferencias en variables socialmente inaceptables a partir de métodos no paramétricos. Encuentra que la tasa de asistencia del nivel secundario está estrechamente relacionada a este tipo de variables, lo que daría cuenta de algún grado de desigualdad de oportunidades en el acceso. Adroque (2013) analiza el grado de igualdad de oportunidades educativas en las escuelas primarias de gestión pública en Argentina y encuentra una gran dispersión entre las jurisdicciones.

En este trabajo se caracteriza la desigualdad de oportunidades educativas del país a partir de diferentes índices de desigualdad en base a métodos paramétricos propuestos y utilizados por la literatura de desigualdad de oportunidades para otros outcomes. Se utilizan los microdatos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de los años 2003 a 2012 y del Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA, por sus siglas en inglés) de la OCDE de los años 2006, 2009 y 2012. La EPH permite estudiar la desigualdad de oportunidades vinculadas al acceso o permanencia en la escuela secundaria; así como la desigualdad de oportunidades en el acceso a establecimientos educativos públicos y privados. La segunda fuente, PISA, ofrece información sobre la calidad educativa de ciertos tipos de escuelas a partir del desempeño educativo de los estudiantes en matemática, lectura y ciencias. Además, permite medir la desigualdad de oportunidades del desempeño educativo a partir de las competencias de los alumnos.

Los resultados sugieren que la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación media, entre 2003 y 2012, en Argentina es baja en relación con la desigualdad encontrada en el acceso a calidad educativa en el país en dicho periodo. Esta baja desigualdad en el acceso se puede deber a la obligatoriedad que impone la Ley Nacional de Educación, los programas de transferencias condicionadas como la Asignación Universal por Hijo (AUH), así como las altas tasas de acceso y finalización de la educación primaria que rigen en el país.<sup>2</sup> Además, los diferentes índices arrojan que esta desigualdad de oportunidades se ha mantenido relativamente estable en el periodo considerado. Por otro lado, la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa es significativamente más alta que la de acceso en general y la misma ha aumentado en el tiempo. En particular, se observa un incremento en la desigualdad de oportunidades en el acceso a escuelas que brindan una “calidad educativa superior”. Por último, la desigualdad de oportunidades del desempeño educativo representa entre el 31% y 45% de la desigualdad total. Este resultado es bastante alto en comparación al encontrado en otros estudios que abarcan distintos países de América Latina. Ferreira y Gignoux (2014) encuentran para países de América Latina que la desigualdad de oportunidades en lectura representa alrededor del 18% y 28%, en matemática alrededor del 21% y 33% y en el caso de ciencia entre el 19% y 31%. Por otro lado, Gamboa y Waltenberg (2012) encuentran para Argentina que alrededor del 20% y 26% de la desigualdad puede considerarse desigualdad de oportunidades.

El trabajo se estructura de la siguiente manera, en la sección 2 se presenta la metodología utilizada y se describen las principales variables. En la sección 3 se presentan las bases de datos a utilizar y estadísticas descriptivas. En la sección 4 se muestran los resultados de desigualdad de oportunidad a partir de las estimaciones correspondientes. En la sección 5 se exploran las principales fuentes de desigualdad. Y finalmente, en la sección 6 se exponen las principales conclusiones.

## Metodología

### Desigualdad de Oportunidades Educativas

Sea  $i = 1, \dots, n$  una población finita de alumnos donde cada alumno  $i$  se caracteriza por un conjunto de atributos que consisten en un resultado educativo  $y_i$ , un conjunto de características asociadas a circunstancias  $X_i$  y otro conjunto relacionado con factores socialmente aceptables o esfuerzos  $e_i$ . Este conjunto de atributos se puede escribir en forma matricial como:  $y$  un vector de resultados de orden  $n \times 1$ ,  $X$  una matriz de orden  $n \times J$ , donde cada columna representa una circunstancia  $j$ , y  $e$  una matriz de orden  $n \times M$ , donde cada columna representa una variable aceptable  $m$ .

Según Peragine (2004) y Checchi y Peragine (2005) se puede dividir a la población de alumnos tal que los alumnos de un mismo grupo presenten las mismas circunstancias  $X$  (estos grupos se denominan en la literatura como “types”). Es decir, que los alumnos de cada grupo comparten las mismas características no aceptables y solo difieren en términos de los factores aceptables  $e$ . A su vez, esta partición se puede representar a partir del siguiente conjunto  $T$ :

$$T = \{T_1, T_2, \dots, T_H\}$$

donde  $T_h$  es el grupo  $h$  de alumnos y se cumple que

---

<sup>2</sup> Según los datos del SEDLAC (2014) -CEDLAS y Banco Mundial- durante 2003 y 2012 la tasa de acceso al nivel primario asciende a alrededor del 99% y más del 95% de los jóvenes entre 15 y 24 años han completado sus estudios primarios en dichos años.

$$T_1 \cup T_2 \cup \dots \cup T_H = \{1, 2, \dots, n\}, \quad (1)$$

$$T_l \cap T_k = \emptyset, \text{ para todo } l, k \text{ con } l \neq k, \quad (2)$$

$$X_i = X_j = \emptyset, \text{ para todo } i, j \text{ tal que } i \in T_h, j \in T_h, \text{ para algún } h, \quad (3)$$

La primera condición (1) muestra que el resultado de la unión de todos los grupos es la población total de alumnos  $T$ . La segunda condición (2) especifica que un mismo elemento no puede encontrarse en dos grupos diferentes, por lo tanto, un alumno no puede formar parte de más de un grupo. Por último, (3) refleja el hecho que los alumnos de un mismo grupo presentan las mismas circunstancias.

Luego, se define que existe desigualdad de oportunidades entre distintos tipos de alumnos cuando las distribuciones de resultados educativos de dichos grupos son distintas. Formalmente esto es, existen dos grupos  $k$  y  $l$  distintos ( $T_k \in T$  y  $T_l \in T$ ), tal que

$$F^k(y) \neq F^l(y) \quad (4)$$

donde  $F^k$  es la función de distribución acumulada de la variable resultado  $y$  del grupo  $T_k$  y  $F^l$  es la función de distribución acumulada de la variable resultado  $y$  del grupo  $T_l$ .<sup>3</sup> Al tener en cuenta toda la distribución de resultados de cada uno de los grupos, (4) implica adoptar un criterio fuerte de IOP.<sup>4</sup> Un criterio más débil para IOP consiste en tener en cuenta solo la media de la distribución de resultados, en vez de toda la distribución. En este caso, habrá desigualdad de oportunidades cuando las medias de dos grupos sean distintas. Esto es, existe un par de grupos  $k$  y  $l$  distintos tal que:

$$\mu^k(y) \neq \mu^l(y), \quad (5)$$

con  $\mu^k(y) = \int_0^\infty y dF^k(y)$  y  $\mu^l(y) = \int_0^\infty y dF^l(y)$ . En (5) las medias de los dos grupos son distintas, por lo tanto, las respectivas distribuciones también lo son sugiriendo la existencia de desigualdad de oportunidades en sentido débil. Este criterio es consistente con el criterio fuerte y rechazar la hipótesis nula de IOP débil es suficiente para también rechazar la hipótesis de IOP en sentido fuerte. Pero al ser un criterio más débil, se puede no rechazar la hipótesis de IOP débil, aun cuando en realidad no hay IOP en sentido fuerte y en este caso este test no es informativo de la hipótesis fuerte. A pesar de esta salvedad, este último criterio suele ser utilizado como un primer test empírico de desigualdad de oportunidades.

---

<sup>3</sup> Matemáticamente, (4) corresponde a que  $F^k(.) \neq F^l(.)$ , pero por motivos aclaratorios en la redacción se opta por especificar el resultado educativo  $y$ .

<sup>4</sup> Cabe notar que las distribuciones de resultados dentro de cada grupo no son relevantes aquí, debido a que la desigualdad intra-grupos no está relacionada con los factores no aceptables, ya que todos los alumnos de dicho grupo enfrentan las mismas circunstancias.

## **Conjunto de Atributos**

En este estudio, se consideran tres diferentes resultados educativos, y, los cuales son: acceso a la educación media, acceso a calidad educativa media y desempeño educativo de los alumnos del nivel medio.

En el primer caso, el resultado educativo de interés es la asistencia de los jóvenes en edad escolar a la escuela secundaria. La variable de resultado es una variable binaria, que toma valor 1 si el alumno asiste a un establecimiento educativo del nivel medio y 0 si no.

En el segundo caso, el resultado educativo es el acceso a establecimientos educativos medios que imparten una calidad educativa alta. Cabe señalar que el concepto de calidad educativa es bastante amplio y, por lo tanto, difícil de definir y medir. La misma puede hacer alusión a los insumos de la función de producción educativa (recursos educativos, docentes, infraestructura) así como a estrategias para prevenir la discriminación, el fracaso y la deserción, generar trayectorias escolares favorables, buen clima escolar, desarrollo integral, alcanzar los objetivos de enseñanza y aprendizaje propuestos, etc. (UNICEF, 2013). En este caso se propone una definición conservadora y simple enfocada en el desarrollo de las capacidades de los alumnos. Se toma como referencia los puntajes de los alumnos que rinden las pruebas PISA. Escuelas que exhiben, en promedio, puntajes más altos en las pruebas PISA que otros centros educativos estarían mostrando que sus alumnos tienen una calidad educativa superior respecto de los demás. Es decir, se asocia la calidad educativa de un colegio con el desempeño educativo promedio de sus alumnos. En este caso también la variable de resultado es una variable binaria que toma valor 1 si se accede y 0 si no.

Por último, en el caso del desempeño educativo se consideran las competencias de los alumnos, para ello se utilizan los puntajes estandarizados de las pruebas internacionales PISA que brindan información sobre las competencias de lectura, matemáticas y ciencia de los alumnos. Las competencias son un concepto más amplio que el dominio de currículas educativas y conocimientos alcanzados y están estrechamente relacionadas con el desarrollo de capital humano y la capacidad de los jóvenes para usar los conocimientos, habilidades y destrezas adquiridos. La competencia de lectura se asocia a la capacidad de una persona para comprender y utilizar textos escritos y reflexionar sobre ellos. La competencia de matemática se basa en la capacidad de una persona para identificar y comprender el papel que las matemáticas desempeñan en el mundo y realizar razonamientos bien fundados y, por último, la de ciencias que busca describir la capacidad de utilizar el conocimiento científico de los alumnos.

En cuanto a los factores socialmente aceptables y circunstancias de los alumnos se recurre a la evidencia que surge de la literatura y se consideran aquellos que usualmente se incluyen en los análisis de desigualdad de oportunidades. Las variables aceptables son la edad del alumno y año escolar que cursa. Las circunstancias son el género, la conformación familiar, la educación de los padres, la ocupación de los padres, el ingreso del hogar, el estatus migratorio y la localización geográfica. Si bien algunas de las variables pueden ser evidentes, otras merecen una explicación más detenida de porqué han sido seleccionadas y caracterizadas de esa forma.

La edad del alumno se caracteriza como un factor aceptable porque se considera que la decisión de asistir o no a un establecimiento escolar si bien, en las etapas de formación más tempranas, es una decisión de los padres la misma pasa a ser una decisión del joven a medida que avanza en edad. Más aún, a pesar de la obligatoriedad de la secundaria es posible que los estudiantes de mayor edad incorporen en su decisión el costo de oportunidad de incorporarse o no al mercado laboral tempranamente. Por otro lado, la edad se asocia al grado de madurez intelectual y emocional del estudiante. Si el mayor grado de desarrollo de las competencias de algunos alumnos se debe simplemente al grado de madurez alcanzado por estos, dichas diferencias no se considerarían inaceptables ya que se podría pensar que dicho desarrollo sería alcanzable también por los demás

alumnos al llegar al mismo grado de madurez con el paso del tiempo. A esto también se suma los requisitos de edad para ingresar a la escuela primaria. Lo que puede provocar que alumnos que difieren en edad por algunos meses, se encuentren en años escolares distintos y aparezcan desigualdades en el desempeño educativo aceptables. De esta manera los efectos de la edad sobre el acceso y desempeño pueden considerarse, en principio, aunque no en forma obvia, como aceptable.

El grado que cursa el alumno, hace referencia a si el alumno asiste al grado escolar que le corresponde según su edad. Es más probable que estudiantes que están al día con sus currículas académicas presenten un mejor desempeño en las pruebas respecto de aquellos que están más atrasados siendo estas diferencias aceptables. Marchionni et al. (2013) encuentran para Argentina que para el mismo año escolar un alumno no repitente rinde, en promedio, en las pruebas PISA 36 puntos más que un alumno que sí ha repetido alguna vez. Como los autores aclaran, esta evidencia no explica cómo es el efecto causal de la repitencia sobre el desempeño educativo. Si bien repetir es endógeno en los modelos de determinantes del rendimiento educativo y podría deberse en parte a factores no controlables por el individuo lo cual podría considerarse como una variable de resultado, en este caso solo se comparan los desempeños de estudiantes repitentes y no repitentes. Un alumno que repite conlleva un costo directo ya que el sistema educativo está dispuesto a proveerle un año más de educación (OCDE, 2012, p. 55). De esta manera, si un sistema educativo es inclusivo y no expulsa del sistema a los alumnos que repiten permitiendo hacer una vez más dicho año, en parte se está dispuesto a aceptar dicho costo y la desigualdad en el desempeño educativo que surge porque en el aula hay alumnos que han repetido y otros que no. Hay que tener en cuenta que Argentina es un país con altas tasas de repitencia en el nivel secundario (Rivas, 2015). Lo que indicaría una política educativa presente del país dispuesta a aceptar la desigualdad en los desempeños educativos que puede surgir en pos de esta concepción de inclusión educativa.<sup>5</sup>

En cuanto al género, el mismo se considera no aceptable por al menos tres motivos. Primero, porque las normas legales del país manifiestan que todo argentino tiene derecho a acceder a una enseñanza integral independientemente de su género. Segundo, por la necesidad de eliminar en la sociedad los roles tradicionales de género y los estereotipos. Tercero, la enseñanza diferenciada por sexo no es frecuente y suele ser mixta en el sistema educativo público del país.

Siguiendo las normas legales del país tampoco deberían existir brechas regionales. Por este motivo, se considera la localización geográfica como un factor no aceptable. La legislación también dispone la igualdad educativa independientemente del nivel socioeconómico de las familias. La ocupación y educación de los padres son variables que están directamente relacionadas con el contexto socioeconómico familiar del alumno, por lo cual ambas se consideran socialmente no aceptables. También se consideran variables en relación al nivel económico del hogar ya que pueden tener efectos sobre el entorno del alumno. En particular, se eligió el ingreso total familiar como variable proxy del nivel económico de la familia. En el caso de PISA, dado que esta base de datos no contiene información sobre los ingresos de la familia, se eligió el índice de riqueza como proxy del nivel económico de la familia.

Una vez determinadas las variables aceptables y circunstancias de los individuos, el siguiente paso es armar los grupos de alumnos a partir de estas variables. Sin embargo, esto no resulta una tarea sencilla ya que a medida que aumenta el número de variables, la cantidad de grupos aumenta considerablemente, y en varios casos si la muestra no es lo suficientemente grande, el número de observaciones de algunos grupos puede ser demasiado pequeño para obtener estimaciones precisas de desigualdad de oportunidades. Por ejemplo, si se considera solo al género se obtienen dos grupos:

---

<sup>5</sup> No obstante, las implicancias de considerar esta variable como no aceptable en vez de aceptable no dejarían de validar los resultados de este trabajo ya que la desigualdad de oportunidades encontrada es interpretada como un límite inferior.



un grupo de hombres y otro grupo de mujeres. Si luego se agrega una variable más, por ejemplo, educación de los padres que puede ser alta, media o baja, se obtienen 6 grupos (hombre-alta, hombre-media, hombre-baja; mujer-alta, mujer-media, mujer-baja). De esta manera si se tienen 5 variables no aceptables cada una de ellas con 3 posibles valores, tenemos 243 types ( $3^5$ ). Esto hace que la multidimensionalidad sea una importante limitación para la conformación de los grupos. Una alternativa es trabajar a partir de un enfoque paramétrico que reduce los costos de dicha multidimensionalidad.

### Estrategia Empírica

Siguiendo a Bourguignon, Ferreira, y Menéndez (2007) se opta por un enfoque paramétrico, que permite incorporar al análisis un gran conjunto de variables de manera sencilla. Si bien no se trabaja específicamente con grupos de alumnos, la idea que subyace es la de desigualdad de oportunidades en sentido débil (definición 5). Formalmente, el modelo propuesto es

$$y_i = \zeta + e'_{1,i}\gamma + e'_{2,i}\theta + X'_i\alpha + \varepsilon_i, \quad (6)$$

$$e_{1,i} = X'_i\delta + v_i, \quad (7)$$

donde el subíndice  $i$  hace referencia a los alumnos,  $y_i$  es el resultado educativo del alumno  $i$ ;  $e_i = (e_{1,i}, e_{2,i})$  son las variables aceptables donde  $e_{1,i}$  es un vector de orden  $M_1 \times 1$  de variables aceptables asociadas al esfuerzo individual que dependen de las circunstancias  $X_i$  y un término aleatorio ( $v_i$ ) y  $e_{2,i}$  es un vector del resto de las variables aceptables de orden  $M_2 \times 1$ . Por su parte,  $X_i$  es un vector de circunstancias de orden  $J \times 1$ ,  $\varepsilon_i$  es un término aleatorio y  $\delta, \alpha, \theta, \gamma$  y  $\zeta$  son vectores de coeficientes. Reemplazando (7) en (6) se obtiene la forma reducida del modelo:

$$y_i = \zeta + e'_{2,i}\theta + X'_i\beta + u_i, \quad (8)$$

donde  $\beta$  es  $\delta\gamma + \alpha$  y  $u_i$  es  $v_i\gamma + \varepsilon_i$ .

Para los casos donde  $y$  es una variable binaria se propone el siguiente modelo de probabilidad no lineal logit,

$$p_i \equiv \Pr[y_i = 1 \mid e_{2,i}, X_i] = F(\zeta + e'_{2,i}\theta + X'_i\beta). \quad (9)$$

En cuanto a la estimación de los modelos, en el caso del desempeño educativo se estima la ecuación (8) a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) teniendo en cuenta las particularidades de las pruebas PISA (más detalles sobre las mismas se pueden encontrar en el Anexo y en el manual de PISA OCDE [2009]). Para este caso también se propone estimar un modelo multinivel como chequeo de robustez dado que PISA opta por este tipo de modelos debido a la naturaleza jerárquica de los datos (alumno-escuela). A su vez, se realiza un segundo chequeo de robustez reemplazando la ecuación (8) por un modelo de efectos fijos incorporando la heterogeneidad entre escuelas de la siguiente manera:

$$y_i = \zeta + e'_{2,i}\theta + X'_i\beta + \eta_s + u_i, \quad (10)$$

donde  $\eta_1, \dots, \eta_s$  miden la heterogeneidad no observada de las escuelas. Los efectos individuales de escuelas que explican una proporción de la dispersión de los resultados de las pruebas no se consideran para el cómputo de desigualdad de oportunidades.

En el caso de los modelos de acceso al ser la variable dependiente,  $y$ , una variable binaria se estiman los modelos de probabilidad no lineal (9) por máxima verosimilitud con errores estándares robustos.<sup>6</sup>

Una vez realizadas las respectivas estimaciones, se computan los resultados educativos,  $\hat{y}$ , asignando a todos los individuos las mismas características aceptables  $\bar{e}_2$ . De esta forma las diferencias en  $\hat{y}$  vienen dadas por las diferencias en el término de circunstancias y sus retornos. La desigualdad de la nueva distribución contrafactual,  $F(\hat{y})$  corresponde a la desigualdad de oportunidades de  $y$  ya que captura los efectos de las variables no aceptables,  $X$ .

Finalmente, para obtener una medida resumen del grado de desigualdad de oportunidades se computa un índice de desigualdad  $I$  a partir de la nueva variable de resultados predicha  $\hat{y}$ . Como índices de desigualdad se utilizan el coeficiente de Gini que es un índice usualmente utilizado en la literatura de distribución. También se emplea el índice de Gini absoluto, que es el coeficiente de Gini (relativo) multiplicado por la media de la distribución de resultado cuya desigualdad se está midiendo. Además, se computan la varianza y el desvío estándar (SD) que son medidas estadísticas de dispersión. Tanto el índice de Gini absoluto como la varianza y el desvío estándar son medidas invariantes a la estandarización de los puntajes de las pruebas PISA como se explica en Ferreira y Gignoux (2014) (más detalle en el Anexo). En el caso de acceso se incluye como medida de desigualdad, el índice de disimilitud (D), que es una medida de segregación ampliamente utilizada en sociología. Este índice también ha sido utilizado en la literatura de desigualdad de oportunidades cuando los resultados son variables binarias como la cobertura o acceso a algún servicio (Paes et al. 2008). En todos los casos, valores más altos de los índices implican una mayor desigualdad de oportunidades.

Una limitación a tener en cuenta es que los coeficientes estimados de las circunstancias ( $\hat{\beta}$ ) podrían no estar mostrando correctamente el efecto de estas variables debido principalmente al problema de variables omitidas. Los mismos podrían estar reflejando una simple correlación y, por lo tanto, no se pueden interpretar como efectos causales. Aun así, es el efecto conjunto de las circunstancias lo que interesa estimar. Si todas las variables omitidas se consideran circunstancias y no están correlacionadas con  $e_{2,i}$ , el término  $X_i\hat{\beta}$  daría cuenta sobre la contribución de todos los factores no observables relacionados con las circunstancias observadas. Ferreira y Gignoux (2011) argumentan que en este caso es posible encontrar un límite inferior de desigualdad de oportunidades, al estar hallando un efecto de las variables no aceptables sobre  $y$  menor que el verdadero. Por ejemplo, si a partir del sesgo por variables omitidas  $\hat{\beta}$  fuera subestimado se subestimaría el efecto del conjunto específico de variables no aceptables observadas  $X_i$  sobre  $y$ , encontrando una cota inferior. Esta cota inferior junto con un índice de desigualdad de oportunidades monótono creciente, llevaría a encontrar un límite inferior de desigualdad de oportunidades. Por otro lado, si se sobreestima el efecto de las variables no aceptables observadas  $X_i$  sobre  $y$ , en este caso, el efecto total de las variables no aceptables continúa siendo un límite inferior pero ahora de todas las variables no aceptables observables y no observables, y, al igual que antes, se estaría en presencia de un límite inferior de desigualdad de oportunidades.

No obstante, lo anterior no es posible sostener si no se puede asegurar que todas las variables omitidas son socialmente no aceptables. Si alguna de las variables no observable es socialmente aceptable y está correlacionada positivamente con las circunstancias observadas, existiría un sesgo hacia arriba lo que no llevaría a una cota inferior (Roemer & Trannoy, 2015).

---

<sup>6</sup> También se estimaron modelos lineales de probabilidad mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y se obtuvieron resultados similares a los encontrados con el modelo Logit.

Como se mencionó anteriormente, en la esfera educativa no es fácil clasificar a las variables no observables como aceptables o no aceptables. En un extremo, se podría pensar que el individuo no controla todos los factores no observados y, por lo tanto, no es responsable de los mismos y se pueden considerar como circunstancias. Sin embargo, en la educación secundaria parte de las decisiones y responsabilidades pueden ser atribuidas a los jóvenes y algunas variables no observables podrían ser consideradas aceptables. Ahora bien, suponer la independencia de estas últimas variables con los factores no aceptables es posible ya que si se considera que el individuo es responsable de los resultados de sus acciones es porque dichas decisiones fueron elegidas libremente (“freely chosen effort”) y tenía un completo control sobre las variables. Si este no fuese el caso, luego no se estarían considerando socialmente aceptables dichas variables no observables.<sup>7</sup> Dado esto, se asume que las variables socialmente aceptables no observadas no están correlacionadas con las variables no aceptables del modelo y se establece que los resultados de desigualdad de oportunidades aquí encontrados constituyen un límite inferior de la misma.

## Datos

En cuanto a los datos se trabaja con dos fuentes de información: la base de datos de la EPH de los años 2003 a 2012 y la base de datos PISA de los años 2006, 2009 y 2012. La EPH es una encuesta realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de la Argentina, es de carácter urbano y representa dos tercios de la población total del país. Provee información socioeconómica de los individuos y de sus hogares. Por otro lado, PISA es un programa internacional que tiene como objetivo evaluar la formación y habilidades de los jóvenes de distintos países del mundo mediante pruebas estandarizadas. Las pruebas PISA se realizan cada tres años a alumnos entre 15 años y 3 meses y 16 años y 2 meses (denominados, en este estudio, alumnos de 15 años) que han terminado al menos 6 cursos de enseñanza obligatoria.

Cada una de estas fuentes brinda información diferente, por ejemplo, la EPH resulta útil para estudiar el acceso a la educación media en general. El cuestionario contiene la pregunta si asiste o no a algún establecimiento educativo y cuál es el nivel educativo al que asiste; que son insumos para construir la variable de acceso a educación media. También se pregunta si el establecimiento al cual asiste es público o privado. Sin embargo, no contiene información sobre otros logros educativos. Por su parte, PISA permite explorar la calidad educativa así como el desempeño educativo de los alumnos de un país a partir de los resultados de las pruebas de lectura, matemática y ciencia. Las evaluaciones están orientadas a captar la capacidad de los jóvenes para utilizar sus conocimientos y destrezas para afrontar los retos de la vida real (OCDE, 2005). Además, PISA brinda información representativa de los alumnos que realizan la prueba y reporta datos del contexto familiar y del establecimiento educativo al que asisten.

En cuanto al acceso a la educación media, a partir de las bases de datos de la EPH, se crea la variable *asiste* que toma valor 1 si el individuo asiste a un establecimiento educativo del nivel medio. Por otro lado, para explorar la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa se toma como referencia los puntajes de los alumnos que toman las pruebas PISA. Se asume que escuelas que exhiben, en promedio, puntajes más altos en las pruebas PISA que otros centros educativos ofrecen una calidad educativa superior. Así es que se definen dos medidas que proporcionan

---

<sup>7</sup> El caso del esfuerzo es diferente, ya que no es posible asegurar que el esfuerzo es independiente de factores no aceptables si se mide en niveles absolutos, ya que es muy probable que las circunstancias de los individuos afecten los niveles de esfuerzo. En la teoría de IOP (ver Roemer & Trannoy, 2015) se propone como alternativa utilizar medidas relativas del esfuerzo considerando el grado de esfuerzo que realizan individuos con similares circunstancias. Es decir, la posición de cada individuo en la distribución de esfuerzo dentro de cada grupo.

información sobre la calidad educativa del país: acceso a escuelas privadas y acceso a escuelas de calidad educativa superior.

A partir de la Tabla A.1 del Apéndice, se puede observar que en Argentina, las escuelas privadas, en promedio, presentan puntajes más altos en las pruebas PISA que las escuelas públicas. Esto podría indicar que los colegios privados presentan una calidad educativa superior. Ahora bien, algunos estudios para Argentina como el de Cervini (2003) muestran que al controlar por factores socioculturales y recursos materiales (edilicios y didácticos) de la institución educativa dichas diferencias de puntajes se achican y en algunos casos hasta desaparecen. Según este autor "... la explicación de la ventaja inicial del sector privado ('efecto A') no debe buscarse en las políticas y las prácticas institucionales ni en los 'efectos no medidos', sino principalmente en las determinaciones exógenas del propio sistema educativo, más allá del control de docentes y directivos" (Cervini, 2003, p. 21). El autor también encuentra que los colegios privados potencian la expectativa de éxito de los alumnos a partir de resultados no cognitivos. Por otro lado, Serio (2017) muestra que aun controlando por características individuales de los alumnos y recursos de los colegios, alumnos que asisten a colegios públicos y privados, no presentan las mismas probabilidades de conseguir resultados similares en los puntajes. Albornoz et al. (2016) encuentran que los recursos educativos de las instituciones tienen efectos en el desempeño educativo, pero no es el único factor que puede explicar los mayores resultados de los colegios privados en Argentina y que dicho efecto ha cambiado en el tiempo reduciéndose. Así también el entorno del individuo tampoco parece explicar completamente las diferencias entre los tipos de establecimiento. Sus resultados refuerzan la importancia del nivel socioeconómico de los pares como fuente del "premio" que la escuela privada otorga. Es así que existen características del tipo de establecimiento público-privado que hacen que el sistema privado se caracterice por brindar una mayor "calidad" entendida como una mayor probabilidad de conseguir puntajes más altos. Más allá, de las posibles causas del mayor desempeño educativo de las escuelas privadas, el acceso a estas escuelas puede generar una desigualdad de oportunidades si las escuelas públicas no pueden brindar la misma "calidad" y dicho acceso no resulta ser completamente controlable por los individuos y el mismo está asociado a la condición socioeconómica y entorno del alumno. Es por esto también que se analiza la desigualdad de acceso a escuelas privadas y usando los datos de la EPH se crea la variable binaria *asiste\_educ\_priv* que toma valor 1 si el individuo asiste a una escuela privada y 0 si asiste a la pública.

Respecto al acceso a escuelas de calidad educativa superior, se dividen a los establecimientos según el puntaje promedio que presentan. Aquellos establecimientos educativos con puntajes promedios igual o superior a un puntaje determinado ( $\bar{y}$ ) se categorizan como escuelas de mayor calidad educativa.

En primer lugar, se toma el puntaje promedio de los países de la OCDE que participan de PISA:  $\bar{y}_{OCDE}$ . Así se construyen seis variables binarias de acceso a calidad educativa que toman valor 1 si el alumno asiste a un establecimiento educativo cuyos alumnos presentan un puntaje promedio igual o superior a  $\bar{y}_{OCDE}$ : 1) en lectura, 2) en matemática, 3) en ciencia, 4) en al menos una de las pruebas cualquiera sea, 5) en al menos dos de las pruebas, 6) en las tres pruebas. Y se considera "escuela de calidad integral" a aquella que alcanza un puntaje igual o superior al de la OCDE en las tres pruebas en forma conjunta y se asume que dichos establecimientos proveen una calidad educativa aún mayor.<sup>8</sup> En segundo lugar, se toma el puntaje promedio de los países de América Latina (Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Uruguay),  $\bar{y}_{LA}$ , y se vuelven a construir las seis variables binarias de la misma forma que en el caso de los países de la OCDE. En tercer lugar, se

---

<sup>8</sup> En la Tabla A.2 del Apéndice se muestra la cantidad de alumnos que asisten a establecimientos educativos que superan en promedio los umbrales propuestos.

considera el puntaje promedio de los países vecinos, Brasil, Chile y Uruguay. En cuarto lugar, se tienen en cuenta puntajes vinculados al propio sistema educativo de Argentina y se toman como medida de corte los puntajes promedios de los percentiles 75, 80, 85 y 90 de la distribución de puntajes del país.

Respecto al desempeño educativo, se utilizan los puntajes estandarizados de las pruebas PISA que muestran las competencias que tienen los alumnos de 15 años. Se toman los puntajes de las pruebas de matemática, lectura y ciencia cada uno por separado. En la Tabla 1 se definen detalladamente las variables de resultados de las tres dimensiones educativas y se indica la fuente de información utilizada en cada caso.

Tabla 1

*Variables de resultado*

<b>Variables</b>	<b>Definición</b>	<b>Fuente</b>
<i>Acceso a educación media</i>		
asiste	1 = asiste al secundario.	EPH
<i>Acceso a calidad educativa</i>		
asiste_educ_priv	1 = asiste a una escuela privada.	EPH
asisteocde1	1 = asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en al menos una de las pruebas.	PISA
asisteocde2	1 = asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en al menos dos de las pruebas.	PISA
asisteocde3	1 = asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en las tres pruebas.	PISA
asisteocderead	1 = asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en lectura.	PISA
asisteocdemath	1 = asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en matemática.	PISA
asisteocdescie	1 = asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en ciencias.	PISA
<i>Desempeño educativo</i>		
Lectura	puntajes prueba PISA	PISA
Matemática	puntajes prueba PISA	PISA
Ciencias	puntajes prueba PISA	PISA

En la estimación de los modelos de probabilidad de acceso donde se utiliza datos de la EPH y la variable dependiente es el acceso a la educación media y el acceso a escuelas privadas, la variable explicativa considerada socialmente aceptable ( $e_2$ ) es la edad del alumno y las variables no aceptables ( $X$ ) son el género, el jefe de hogar en pareja, la máxima educación entre el jefe de hogar y su pareja, la ocupación del jefe de hogar, el ingreso total familiar, el estatus migratorio y la región geográfica

(GBA, Pampeana, Cuyo, NOA, NEA y Patagonia).<sup>9</sup> En las demás estimaciones donde se utiliza información de la base de datos de PISA y las variables dependientes son el resto de las variables de calidad educativa y el desempeño educativo, las variables aceptables son la edad y el grado que cursa el alumno y las no aceptables son el género, la presencia de los padres en el hogar, la máxima educación de los padres, la ocupación más alta de los padres, la riqueza del hogar, el idioma del hogar, el estatus migratorio y la localización del colegio (ciudad, pueblo mediano y pueblo pequeño). En la Tabla 2 se definen las circunstancias, las variables aceptables y se indica la respectiva fuente de información.

Tabla 2

*VARIABLES SOCIALMENTE ACEPTABLES Y NO ACEPTABLES*

<b>VARIABLES</b>	<b>DEFINICIÓN</b>	<b>FUENTE</b>
<b>Aceptables</b>		
edad	edad del joven	EPH & PISA
grado	1 = asiste al grado educativo según su edad	PISA
<b>No aceptables</b>		
<i>Género</i>		
hombre	1 = es hombre	EPH & PISA
<i>Padres presentes</i>		
ambospadres	1 = ambos padres en el hogar	EPH & PISA
<i>Educación de los padres</i>		
educpadres	Máxima educación de los padres en años	EPH & PISA
<i>Ocupación de los padres</i>		
ocupbaja	1 = la máxima ocupación de los padres es como expertos agrícolas y/o de la pesca, trabajador u ocupado en ocupaciones elementales	PISA
ocupmedia	1 = la máxima ocupación de los padres es como trabajador de servicios, artesanía y oficios relacionados con operadores de planta o de máquina y ensambladores	PISA
ocupalta	1 = la máxima ocupación de los padres es legisladores, altos funcionarios y profesionales, técnicos y empleados	PISA
ocupjefe1	1 = jefe de hogar ocupado en industrias de baja tecnología o presta servicio doméstico	EPH
ocupjefe2	1 = jefe de hogar ocupado en sector agrícola u otras actividades primarias	EPH
ocupjefe3	1 = jefe de hogar ocupado en el resto de la industria manufacturera, construcción, transporte, comunicaciones, sectores de electricidad, gas, agua	EPH

<sup>9</sup> El cuestionario de la EPH solo pregunta por la relación de parentesco con el jefe de hogar. Con lo cual cuando los hogares se conforman por varios miembros no siempre es posible identificar los padres de cada individuo. Por ello se toma la información del jefe de hogar y se asumen conformaciones de hogares simples donde el jefe de hogar y su pareja son los padres de los niños y jóvenes que viven en dicho hogar.

Tabla 2 (Cont.)

*VARIABLES SOCIALMENTE ACEPTABLES Y NO ACEPTABLES*

<b>VARIABLES</b>	<b>DEFINICIÓN</b>	<b>FUENTE</b>
ocupjefe4	1 = jefe de hogar ocupado en comercio minorista y mayorista, restaurantes, hoteles	EPH
ocupjefe5	1 = jefe de hogar ocupado en bancos, finanzas, seguros o presta servicios profesionales	EPH
ocupjefe6	1 = jefe de hogar ocupado en administración pública, defensa, educación, salud o presta servicios personales	EPH
<i>Estatus migratorio</i>		
idiomahogar	1 = lengua hablada en el hogar es distinta del idioma de la prueba	PISA
migra	1 = el niño nació o sus padres nacieron en un país extranjero	EPH & PISA
<i>Localización geográfica</i>		
escpueblopeq	1 = escuela localizada en un pueblo o ciudad pequeña de menos de 15.000 habitantes	PISA
escpueblomed	1 = escuela localizada en un pueblo entre 15.000 y 100.000 habitantes	PISA
escciudad	1 = escuela localizada en una ciudad de más de 100.000 habitantes	PISA
gba	1 = vive en Gran Buenos Aires	EPH
nea	1 = vive en la región Noreste	EPH
noa	1 = vive en la región Noroeste	EPH
cuyo	1 = vive en la región Cuyo	EPH
pampa	1 = vive en la región Pampeana	EPH
pata	1 = vive en la región de la Patagonia	EPH
<i>Ingresos</i>		
itf	Ingreso per cápita familiar	EPH
riqueza	Índice de riqueza	PISA

Las estadísticas descriptivas de la muestra de las EPH son reportadas en la Tabla A.3 del Apéndice. La muestra bajo estudio comprende a las personas en edad escolar entre 12 y 18 años que asisten o no a un establecimiento escolar secundario, que han finalizado sus estudios de educación primaria y no se encuentran en un nivel educativo superior (terciario o universitario). También se restringe la muestra principal a una sub-muestra que incluye solamente a jóvenes de 15 años y 16 años, que con motivo de simplificación se denominará muestra de jóvenes de 15 años. Básicamente se crea esta sub-muestra para obtener resultados para este grupo etario, ya que PISA alcanza solo a los jóvenes de 15 años. La cantidad de observaciones de la muestra total varía entre 7.020 en 2006 y 4.055 en 2012. La muestra reducida a jóvenes de 15 años oscila entre 3.250 observaciones en 2006 y 1.755 en 2012. La asistencia al secundario de los jóvenes entre 12 y 18 años ha aumentado entre 2003 y 2012, mientras que el 88% de los jóvenes asistían a la secundaria en el 2003, este porcentaje pasó a ser 91% en los últimos años. En el caso de los jóvenes de 15 años los porcentajes son similares.

En cuanto a la base de datos de PISA, se cuenta con un total de 5.908 observaciones en el 2012, y cuando se eliminan los datos faltantes (“missings”), la muestra conserva 4.439 observaciones

que representan el 75% del total de las observaciones. Para 2009 las observaciones totales son 4.474 y las mismas se reducen a 4.141 (86%) al eliminar las observaciones con datos faltantes. Para 2006 el total de observaciones es 4.339 y se reducen a 4013 (92%). Cabe señalar que, tanto en 2006 como en 2009 y en 2012, no se encuentran cambios significativos entre la muestra original y la muestra final. Sin embargo, los tests de diferencia de medias revelan que las observaciones con datos faltantes presentan un menor puntaje de PISA y un menor índice de riqueza del hogar. Es decir, que en el análisis no se está considerando un grupo de alumnos que pueden tener en promedio más desventajas. Los datos faltantes podrían reducir el poder estadístico de los resultados y/o generar un sesgo por lo que los resultados obtenidos en este estudio deben tomarse con cautela y dado que las desventajas entre alumnos podrían ser mayores a las encontradas los resultados podrían considerarse como un límite inferior de la desigualdad de oportunidades.

Las estadísticas descriptivas se reportan en la Tabla A.4 del Apéndice. Los puntajes promedios de la prueba de lectura de la muestra de 2006, 2009 y 2012 ascienden a 388, 413 y 411, respectivamente; para la prueba de matemática estos puntajes son 391, 400 y 402; y los de la prueba de ciencias son 403, 414 y 420.

## Resultados

En esta sección se presentan los resultados de acceso y desempeño educativo. Las estimaciones de los modelos econométricos se reportan en el Apéndice. A partir de las mismas se puede observar que los coeficientes estimados que acompañan a las variables explicativas tienen signos y significatividad acorde a lo esperado. Los resultados presentados en la Tabla A.5 sugieren que es menos probable, *ceteris paribus*, que los varones asistan a la secundaria. Por otro lado, los jóvenes que tienen ambos padres en el hogar, padres más educados y con mejores ocupaciones laborales presentan más probabilidades de asistir a la secundaria que aquellos que no. Los jóvenes extranjeros tienen menos probabilidad de asistir al colegio. También se encuentran algunas diferencias regionales, aquellos que viven en la Patagonia tienen, *ceteris paribus*, más probabilidades de acceso que los jóvenes de GBA, mientras que las demás regiones son las que muestran una menor probabilidad respecto a GBA. Por último, a mayor edad disminuye la probabilidad de asistir a un establecimiento educativo.

La Tabla A.6 muestra los resultados para el caso de acceso a educación privada donde, *ceteris paribus*, es menos probable que los varones y extranjeros asistan a establecimientos privados. Por otra parte, es más probable que jóvenes con ambos padres en el hogar, padres más educados, con mejores ocupaciones laborales y que viven en un hogar con mayor ingreso asistan a escuelas privadas, así también aquellos que residen en GBA. El efecto de la edad, en la mayoría de los casos, es casi nulo o negativo. En cuanto al resto de los resultados de acceso a calidad educativa, las Tablas A.7 y A.8 muestran que los varones tienen menos probabilidad de acceder a una calidad educativa alta. Los alumnos que tienen padres más educados y ocupados en puestos laborales más altos tienen más probabilidad de acceder a una educación de calidad. A su vez la riqueza familiar incrementa la probabilidad de asistir a escuelas con mayor calidad educativa. En cambio, pareciera que la conformación del hogar, el estatus migratorio, el idioma del hogar, la localización del colegio y la edad del alumno no afectan las probabilidades de acceso a calidad educativa.

En cuanto al desempeño educativo, la Tabla A.9 arroja resultados respecto al género observados usualmente en la literatura mostrando que las mujeres se desempeñan mejor que los hombres en las pruebas de lectura, los hombres se desempeñan mejor en matemáticas y en el caso de ciencia no se observan diferencias significativas entre ambos grupos. Además, la educación y ocupación de los padres tienen un efecto positivo en el desempeño educativo de sus hijos, *ceteris*



*paribus*. Por su parte, la presencia de ambos padres en el hogar no tiene un efecto significativo en el desempeño. Los alumnos extranjeros muestran un efecto negativo en el desempeño, así como los alumnos de pueblos pequeños y medianos en relación a los alumnos de escuelas de zonas urbanas más pobladas. La riqueza del hogar tiene un efecto positivo en el desempeño, *ceteris paribus*. También la edad y el grado escolar presentan un efecto positivo.

Una vez estimados los coeficientes de cada regresión, se construyen las respectivas distribuciones contrafactuales de acceso y de desempeño, manteniendo constantes las variables aceptables del modelo. En cada caso, se fija la edad de los jóvenes de acuerdo con su valor promedio reportado en las Tablas A.3 - A.4 y, en el caso de desempeño, se indica el valor 1 a la variable grado. Luego, se calculan diferentes índices de desigualdad, con el fin de resumir en una sola medida el grado de desigualdad de oportunidades educativas del país. A continuación, se presentan los valores de los índices de desigualdad computados para cada dimensión educativa.

### Acceso a Educación Media

En la Tabla 3 se presentan los índices de desigualdad de oportunidades para el caso de acceso a educación media en general. Estos resultados corresponden a la muestra de jóvenes argentinos entre 12 y 18 años de los años 2003 a 2012.

Tabla 3

*Desigualdad de oportunidades en el acceso a educación media*

Año	Gini	Interv. Conf. 95%		Gini absoluto	Interv. Conf. 95%	
2003	0,049	0,047	0,052	0,044	0,042	0,046
2004	0,044	0,042	0,046	0,040	0,038	0,042
2005	0,035	0,034	0,037	0,032	0,031	0,034
2006	0,043	0,041	0,045	0,039	0,038	0,042
2007	0,045	0,042	0,048	0,040	0,037	0,042
2008	0,054	0,052	0,058	0,049	0,046	0,051
2009	0,036	0,034	0,037	0,033	0,031	0,033
2010	0,035	0,033	0,037	0,032	0,031	0,036
2011	0,035	0,033	0,036	0,032	0,031	0,034
2012	0,033	0,031	0,036	0,031	0,029	0,032
Año	Desvío estándar	Interv. Conf. 95%		Disimilitud	Interv. Conf. 95%	
2003	0,085	0,082	0,090	0,036	0,034	0,037
2004	0,081	0,077	0,087	0,032	0,030	0,033
2005	0,065	0,062	0,069	0,025	0,024	0,026
2006	0,079	0,076	0,083	0,031	0,030	0,033
2007	0,080	0,074	0,087	0,032	0,031	0,036
2008	0,099	0,095	0,104	0,040	0,038	0,042
2009	0,062	0,060	0,064	0,026	0,024	0,027
2010	0,066	0,060	0,070	0,025	0,023	0,027
2011	0,061	0,058	0,064	0,025	0,024	0,027
2012	0,062	0,059	0,065	0,024	0,023	0,026

*Nota:* Índices computados a partir de las estimaciones del modelo no lineal Logit. Los datos corresponden al segundo semestre de cada año. Intervalos de confianza estimados por bootstrap (100 reps.).

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de EPH.

Las mediciones del coeficiente de Gini indican una desigualdad baja. Este índice puede tomar valores entre 0 y 1, donde 0 significa perfecta igualdad y 1 significa completa desigualdad y aquí los valores estimados son menores a 0,1. Se observa que el índice de Gini alcanza un valor máximo en 2008, que asciende a 0,054; mientras que en 2009 disminuye a 0,036 manteniéndose en valores similares durante el resto del periodo.<sup>10</sup> Por su parte, el índice de Gini absoluto, también alcanza su máximo en 2008 y luego baja manteniéndose relativamente constante en los últimos años en alrededor de 0,032. El desvío estándar también muestra una baja dispersión en la probabilidad de acceso, en los últimos años este índice muestra valores alrededor de 0,062. En cuanto al índice de disimilitud, el mismo se puede interpretar como la fracción de acceso a la educación media que tiene que ser redistribuida desde grupos de jóvenes favorecidos a jóvenes con circunstancias más desfavorables para alcanzar la IOP en el acceso. Este índice alcanza un valor máximo de 0,040 en 2008, indicando que el 4% del total de las posibilidades de asistir a la secundaria tienen que ser redistribuidas para asegurar que todos los jóvenes cuenten con la misma oportunidad de acceso, señalando así un bajo grado de desigualdad de oportunidades entre los jóvenes para acceder a la educación media.

A partir del Gráfico 1, que muestra la evolución del coeficiente de Gini durante el periodo 2003 y 2012, se puede observar una tendencia ascendente de la desigualdad desde el 2005 hasta el 2008. A partir del año 2009 se observa valores del Gini más bajos y relativamente estables. Un comportamiento similar se puede advertir para los demás índices.

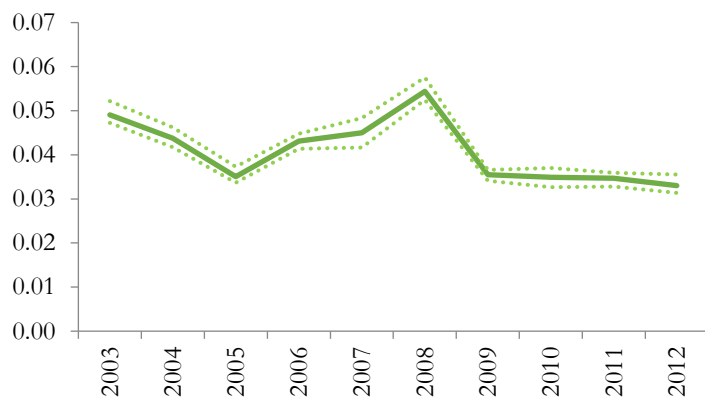


Gráfico 1. Evolución del índice de Gini de desigualdad de oportunidades en el acceso a educación.

Nota: Líneas punteadas corresponden a intervalos de confianza del 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH.

En el caso de los jóvenes de 15 años, a partir de la Tabla A.10 del Apéndice, se observan valores del coeficiente de Gini más altos que los encontrados para la muestra total, mostrando para este grupo etario una mayor desigualdad de oportunidades. Si se realiza el análisis para el caso de los jóvenes de 12 a 14 años, se encuentra que la desigualdad de oportunidades es mucho menor en estos últimos respecto al grupo de jóvenes de 15 años o más. Esto sugiere que las variables no aceptables aquí definidas se relacionan con la probabilidad de acceso cada vez más a medida que los alumnos

<sup>10</sup> Los valores hallados en este trabajo son menores a los encontrados en Gasparini (2002). El autor analiza la desigualdad en la probabilidad de asistir al secundario condicionada a variables socialmente no aceptables. Su estudio se enfoca en jóvenes de 13 y 17 años del área de Gran Buenos Aires desde 1980 hasta 1999. Las variables socialmente no aceptables consideradas son el ingreso de los padres, educación máxima del jefe de hogar, género y edad. El valor máximo del índice de Gini que obtiene es 0,193 en los años 1980-1983 y el mínimo ronda en 0,080 durante los años 1998-1999.

avanzan en edad, revelando mayores diferencias entre los alumnos de los últimos años de la secundaria en comparación con los más jóvenes. No obstante, nuevamente en este caso se encuentran un grado de desigualdad bajo.

### Acceso a Calidad Educativa

En la Tabla 4 se presentan los índices para el caso de acceso a educación media privada de los jóvenes de 12 a 18 años. Todos los índices de desigualdad de oportunidades considerados arrojan valores superiores a los reportados en la Tabla 3 de acceso en general. Los resultados sugieren que el grado de desigualdad de oportunidades para acceder a calidad educativa privada es más alta en comparación con la desigualdad encontrada en el acceso a educación media total.

El mínimo valor del coeficiente de Gini es 0,345 en el año 2007 y el máximo valor estimado asciende a 0,418 en el año 2012. El índice de Gini absoluto muestra un rango de valores entre 0,093 y 0,126. El desvío estándar muestra una dispersión en la probabilidad de acceso, alrededor de 0,20. El índice de disimilitud empieza en 2003 con un valor de 0,263 y alcanza su valor máximo 0,314 en 2012. Es decir, en 2012 aproximadamente el 31% del total de las posibilidades de acceder a una educación privada tienen que ser redistribuidas desde los alumnos más favorecidos a los menos favorecidos para asegurar que todos los jóvenes cuenten con la misma oportunidad de acceso.

Tabla 4

#### *Desigualdad de oportunidades en el acceso a educación privada*

Año	Gini	Interv. Conf. 95%		Gini absoluto	Interv. Conf. 95%	
2003	0,360	0,349	0,371	0,106	0,103	0,111
2004	0,359	0,351	0,370	0,108	0,103	0,112
2005	0,370	0,362	0,375	0,113	0,109	0,118
2006	0,350	0,343	0,357	0,112	0,110	0,117
2007	0,345	0,336	0,354	0,093	0,089	0,097
2008	0,357	0,347	0,363	0,107	0,105	0,111
2009	0,380	0,372	0,389	0,114	0,110	0,118
2010	0,362	0,354	0,372	0,116	0,112	0,121
2011	0,394	0,383	0,403	0,117	0,111	0,121
2012	0,418	0,408	0,428	0,126	0,121	0,131
Año	Desvío estándar	Interv. Conf. 95%		Disimilitud	Interv. Conf. 95%	
2003	0,192	0,182	0,201	0,263	0,254	0,273
2004	0,201	0,192	0,209	0,262	0,252	0,270
2005	0,210	0,203	0,218	0,269	0,262	0,275
2006	0,206	0,199	0,213	0,254	0,250	0,262
2007	0,166	0,160	0,173	0,257	0,249	0,264
2008	0,194	0,187	0,199	0,264	0,258	0,271
2009	0,207	0,197	0,212	0,280	0,273	0,287
2010	0,209	0,201	0,217	0,267	0,256	0,274
2011	0,213	0,206	0,221	0,295	0,287	0,305
2012	0,227	0,219	0,237	0,314	0,305	0,325

*Nota:* Índices computados a partir de las estimaciones del modelo no lineal Logit. Los datos corresponden al segundo semestre de cada año. Intervalos de confianza estimados por bootstrap (100 reps.).

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de EPH.

A partir del Gráfico 2, se observa un incremento sostenido del coeficiente de Gini en los últimos años, llegando a alcanzar en el 2012 los valores más altos del período. A diferencia de lo encontrado anteriormente, los resultados muestran que la desigualdad de oportunidades de acceso a educación privada ha aumentado desde el año 2006.

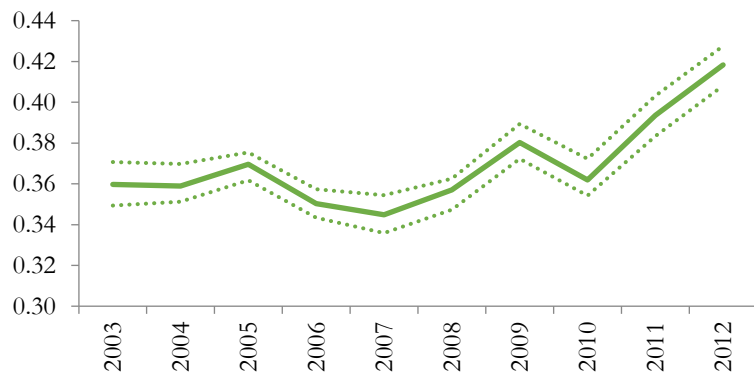


Gráfico 2. Evolución de la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación privada.

Nota: Líneas punteadas corresponden a intervalos de confianza del 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH.

Asimismo, cuando se define el acceso a calidad educativa como el acceso a establecimientos con puntajes iguales o superiores al de la OCDE ( $\bar{y}_{OCDE}$ ), se halla una mayor desigualdad a la encontrada anteriormente. El Gráfico 3 muestra los resultados del coeficiente de Gini.<sup>11</sup> Se puede observar que los valores arrojados del coeficiente de Gini se encuentran alrededor de 0,50 y 0,75. Los valores más altos corresponden al acceso a escuelas con puntajes superiores o iguales que a  $\bar{y}_{OCDE}$  en las tres pruebas y a escuelas que lo superan en matemáticas. En este caso el coeficiente de Gini en 2012 arroja los valores 0,67 y 0,68, respectivamente. A su vez, entre 2006 y 2012, la desigualdad de oportunidades en el acceso a escuelas que brindan una calidad integral (puntajes superiores en las tres pruebas) ha aumentado. Este índice pasó de ser 0,56 en el 2006 a 0,67 en 2012.

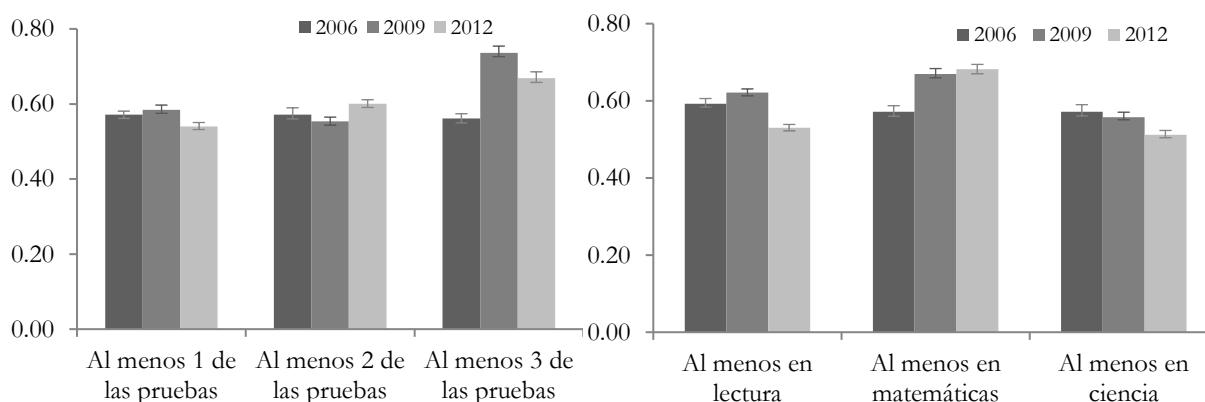


Gráfico 3. Desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa según puntajes OCDE.

Nota:  $\bar{I}$  son los respectivos intervalos de confianza del 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH.

<sup>11</sup> El resto de los índices se pueden ver en la Tabla A.11 del Apéndice.

Inclusive se observa que en 2006 la desigualdad de oportunidades en el caso de al menos una prueba, dos y tres pruebas, así como de cada prueba por separado no variaba demasiado entre sí. En dicho año los coeficientes de Gini oscilan entre 0,56 y 0,57 para el primer caso y entre 0,57 y 0,59 en el segundo caso. En cambio, en 2012 los valores son muy diferentes según la definición de calidad educativa que se considere. El índice de Gini alcanza un valor de 0,67 en el caso de las tres pruebas mientras que para una prueba es aproximadamente 0,57.

Cuando se utilizan otras medidas de calidad educativa empleando distintos umbrales de puntajes como el puntaje promedio de los países de América Latina que participan en el programa PISA (Brasil, Chile, Colombia, México, Perú, Uruguay) y el puntaje promedio de los países vecinos, Chile, Brasil y Uruguay, también se encuentra una alta desigualdad de oportunidades en el acceso a una calidad educativa integral. En ambos casos se encontró que los valores más altos del coeficiente de Gini corresponden al caso de escuelas que presentan puntajes superiores en las tres pruebas en forma conjunta. Sin embargo, esta desigualdad ha disminuido entre 2006 y 2012 (Gráfico 4).

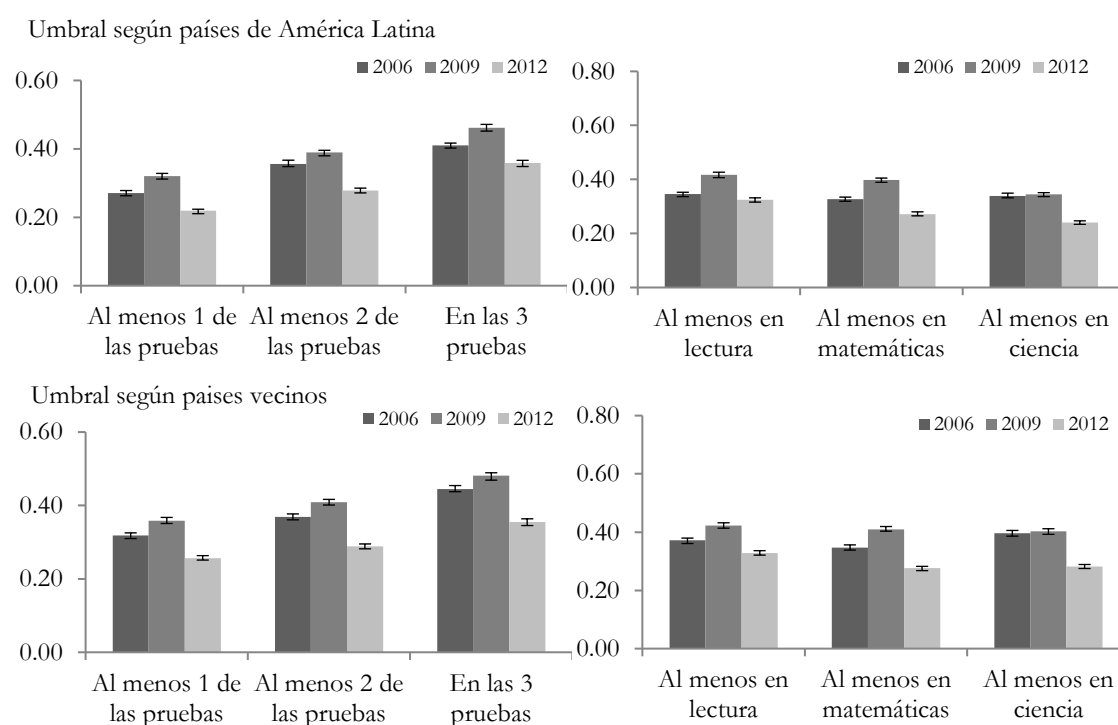


Gráfico 4. Desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa según puntajes de América Latina.

Nota:  $\bar{I}$  son los respectivos intervalos de confianza del 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

Finalmente, cuando se considera una medida de calidad educativa vinculada al propio sistema educativo del país se encuentra que, para los percentiles 75, 80 y 85, la desigualdad de oportunidades ha disminuido entre 2006 y 2012 junto con el valor del umbral (ver Gráfico 5). En cuanto al percentil 90, la desigualdad de oportunidades ha aumentado respecto a 2006 en los casos de al menos dos pruebas, tres pruebas, lectura y matemática. Y nuevamente, los resultados sugieren que la mayor desigualdad de oportunidades se encuentra en el acceso a una calidad educativa integral.

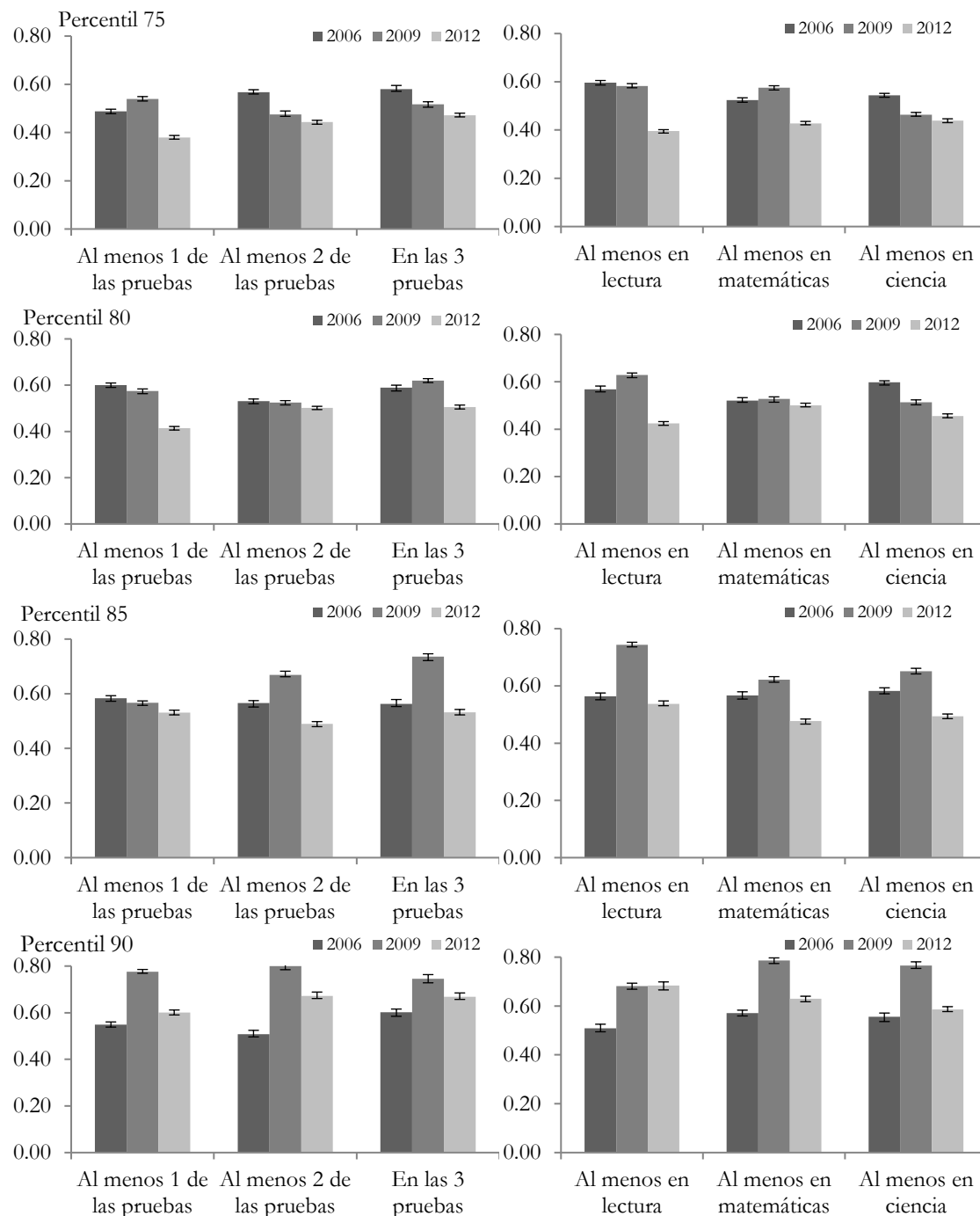


Gráfico 5. Desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa según puntajes de Argentina.

Nota:  $\bar{I}$  son los respectivos intervalos de confianza del 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

## Desempeño Educativo

La Tabla 5 presenta los índices de desigualdad de oportunidades obtenidos a partir de las distribuciones contrafactuales de desempeño educativo. En la parte (a) se exponen los índices de las

distribuciones predichas utilizando los coeficientes estimados por MCO, en la parte (b) se muestran los resultados a partir de los coeficientes estimados por efectos fijos y en la parte c) se presentan los resultados obtenidos a partir del modelo multinivel.<sup>12</sup>

A partir de los índices es posible observar que la prueba de lectura es la que presenta valores más altos sugiriendo que las circunstancias de los alumnos están más relacionadas con esta competencia que con las demás. Entre otras razones que pueden explicar la menor desigualdad en ciencias y matemática, se encuentra la dificultad de éstas en su aprendizaje. Es muy posible que en el desarrollo de estas competencias las habilidades innatas tengan un rol mayor que el entorno de los alumnos y no así en el caso de lectura.

Tabla 5

*Desigualdad de oportunidades en el desempeño educativo*

Índice	Gini relativo			Gini absoluto			Desvío estándar			
	Pruebas	Lec.	Mt.	Cs.	Lec.	Mt.	Cs.	Lec.	Mt.	Cs.
<i>Parte a: Resultados de las estimaciones por MCO</i>										
	2006	0,63	0,08	0,28	25,04	22,34	21,37	44,19	39,25	37,51
	2009	0,08	0,07	0,05	25,84	23,16	23,57	45,64	40,89	41,51
	2012	0,04	0,05	0,03	17,02	14,99	14,95	29,87	26,16	26,07
<i>Parte b: Resultados de las estimaciones por Efectos Fijos</i>										
	2006	0,04	0,02	0,02	11,79	8,62	7,52	22,07	15,10	13,41
	2009	0,02	0,02	0,01	9,86	7,27	7,11	17,53	12,80	12,73
	2012	0,02	0,02	0,01	9,98	7,04	6,22	17,39	12,36	11,00
<i>Parte c: Resultados de las estimaciones por Multinivel</i>										
	2006	0,04	0,04	0,03	16,72	15,95	12,82	29,53	28,08	22,67
	2009	0,04	0,04	0,03	16,09	15,62	14,85	28,42	28,05	27,17
	2012	0,03	0,03	0,02	12,70	10,60	9,72	22,23	18,62	17,12

*Nota:* Lec. = lectura; Mt. = matemática; Cs. = ciencias.

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de PISA.

En cuanto a la proporción de la desigualdad de oportunidades en relación con la desigualdad total. La Tabla 6 presenta la desigualdad de resultados total, es decir el valor del índice de desigualdad de la distribución de puntajes original, y también muestra la contribución de la desigualdad de oportunidades a la desigualdad total. Dicha contribución se calcula como el cociente entre el valor del índice de desigualdad de oportunidades que proviene de la distribución contrafactual de la Tabla 5 y el valor del índice de la desigualdad total de la Tabla 6.

Si se analiza la dispersión de los puntajes a partir del desvío estándar, para casi todas las estimaciones por MCO se encuentra que la desigualdad de oportunidades representa más de un tercio de la desigualdad total. En 2012 la desigualdad de oportunidades medida por el desvío estándar representa un 32,27% de la desigualdad de resultados en el caso de lectura, un 31,65% en el caso de ciencias y un 35,42% en el caso de matemática. Porcentajes similares también se observan en el caso del índice de Gini absoluto. Estos porcentajes resultan ser mayores respecto a los encontrados en otros estudios de desigualdad de oportunidades educativas. Ferreira y Gignoux (2014) analizan la desigualdad de oportunidades de los puntajes de las pruebas PISA de 2006 de 57 países, entre ellos Argentina. Utilizan el desvío estándar (SD) como índice de medición y encuentran

<sup>12</sup> En la Tabla A.12 del Apéndice se presentan los intervalos de confianza de las estimaciones.

una marcada dispersión en las medidas de desigualdad de oportunidades.<sup>13</sup> En regiones como Australia, Hong Kong y Macau (China) la desigualdad de oportunidades representa alrededor del 10% y 15% de la desigualdad total, mientras que en países como Bulgaria, Hungría y Alemania ronda entre el 35% y 38%. En particular, hallan para Argentina una desigualdad de oportunidades relativa alrededor del 28,9% en los puntajes de lectura, 31,5% en los de matemática y 31,2% en los de ciencias.

Por otro lado, Gamboa y Waltenberg (2012) examinan la desigualdad de oportunidades en seis países de América Latina a partir de datos de PISA 2006 y 2009. Encuentran para Argentina que alrededor del 20-26% de la desigualdad puede considerarse desigualdad de oportunidades.<sup>14</sup> Estas cifras van en línea con las encontradas a partir del modelo Multinivel. En el 2012, la desigualdad de oportunidades medida a través del desvío estándar representa entre el 20-25% de la desigualdad total mientras que medida por el índice de Gini absoluto representa entre el 21-26% de la desigualdad total.

Tabla 6

*Participación de la desigualdad de oportunidades del desempeño educativo en la desigualdad total*

Índice	Gini			Gini absoluto			Desvío estándar			
	Prueba	Lec.	Mt.	Cs.	Lec.	Mt.	Cs.	Lec.	Mt.	Cs.
<i>Desigualdad total</i>										
2006	0,18	0,15	0,14	68,02	56,04	56,13	120,60	99,63	99,48	
2009	0,14	0,13	0,14	58,46	51,44	55,65	103,61	91,32	98,80	
2012	0,13	0,10	0,11	52,00	41,65	46,25	92,54	73,84	82,39	
<i>Contribución de la desigualdad de oportunidades</i>										
<i>Parte a: Resultados de las estimaciones por MCO</i>										
2006	355,85%	52,77%	197,19%	36,82%	39,85%	38,07%	36,64%	39,39%	37,70%	
2009	55,32%	57,20%	33,27%	44,19%	45,03%	42,35%	44,05%	44,77%	42,01%	
2012	30,90%	45,24%	30,45%	32,74%	35,99%	32,32%	32,27%	35,42%	31,65%	
<i>Parte b: Resultados de las estimaciones por Efectos Fijos</i>										
2006	23,65%	15,13%	13,08%	17,34%	15,38%	13,40%	18,30%	15,16%	13,48%	
2009	16,54%	13,81%	10,76%	16,87%	14,14%	12,77%	16,92%	14,02%	12,88%	
2012	18,41%	16,18%	12,89%	19,19%	16,91%	13,44%	18,79%	16,74%	13,35%	
<i>Parte c: Resultados de las estimaciones por Multinivel</i>										
2006	23,40%	27,16%	22,35%	24,58%	28,46%	22,85%	24,48%	28,19%	22,79%	
2009	27,00%	29,61%	24,75%	27,52%	30,37%	26,69%	27,43%	30,71%	27,50%	
2012	23,77%	24,63%	20,39%	24,42%	25,46%	21,03%	24,02%	25,21%	20,77%	

Nota: Lec. = lectura; Mt. = matemática; Cs. = ciencias.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

En el caso de las estimaciones por efectos fijos se observan valores de índices más bajos a los ya encontrados. A pesar de esto, la contribución de la desigualdad de oportunidades a la desigualdad total es alrededor del 13% y 20% para el caso del índice de Gini absoluto y desvío estándar. A su vez se encuentra que el componente de error fijo de las escuelas representa gran parte

<sup>13</sup> Las variables de circunstancias que consideran los autores son el género, educación de la madre, educación del padre, ocupación del padre, idioma del hogar, estatus migratorio, acceso a libros en el hogar, posesión de bienes durables en el hogar, ítems culturales de la familia y la localización de la escuela.

<sup>14</sup> En este caso, los autores utilizan como variables de circunstancias el género, la educación de los padres y el tipo de escuela.



de la desigualdad de los puntajes de las pruebas de los estudiantes (entre el 30% y el 45%). En principio, no se tiene en cuenta este efecto porque se asume que los alumnos tienen libertad para trasladarse entre las escuelas. Si bien el número de escuelas entre las que pueden desplazarse es limitado, la distribución de estudiantes entre las escuelas no es rígida. Incluso en ciertas ocasiones el ingreso a una escuela puede estar relacionado con cantidad de horas estudiadas para los exámenes de ingreso, disciplina del alumno, responsabilidad, todas características relacionadas a variables de esfuerzo y controlables por el alumno. No obstante, si se tuviera en cuenta este componente de error la desigualdad de oportunidades pasaría a representar gran parte de la desigualdad total (alrededor del 70%).

En cuanto a la evolución de los índices, el Gráfico 6 (gráfico izq.) muestra una disminución de la desigualdad de oportunidades en valores absolutos entre 2006 y 2012. En el caso de lectura el desvío estándar disminuyó 14 puntos, en el caso de matemática 13 puntos y en ciencia 11 puntos. Por otro lado, la participación relativa de la desigualdad de oportunidades en la desigualdad total medida por el desvío estándar también descendió en 2012 respecto a 2006 pero solo alrededor de 4 puntos porcentuales en el caso de lectura y matemática y 6 puntos porcentuales en ciencia, mostrando así una caída relativa menor (ver der. Gráfico 6).

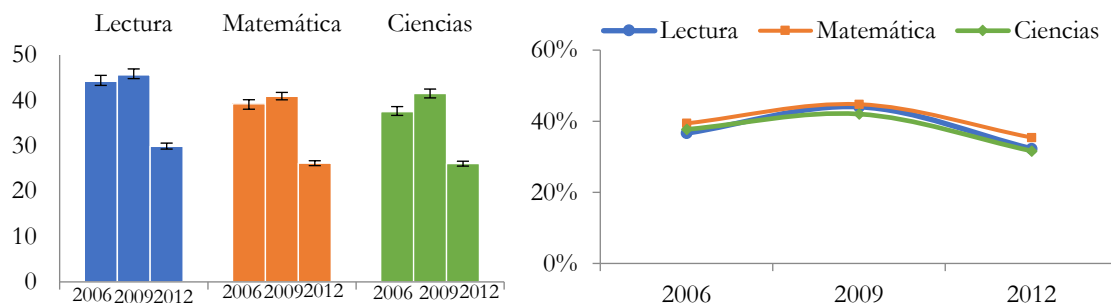


Gráfico 6. Desvío estándar de los puntajes de las pruebas PISA de las distribuciones contrafactuales estimadas por MCO.

Nota:  $\bar{I}$  son los respectivos intervalos de confianza del 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

Una evolución similar se encuentra para los índices calculados a partir del modelo Multinivel que se presentan en el Gráfico 7.

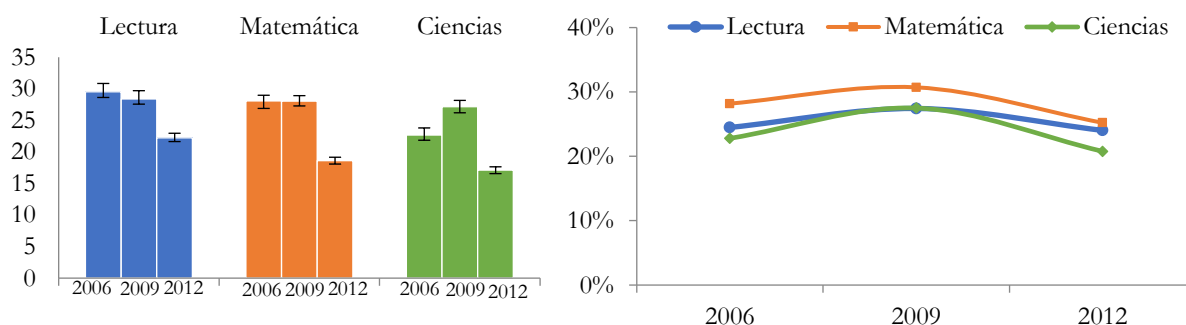


Gráfico 7. Desvío estándar de los puntajes de las pruebas PISA de las distribuciones contrafactuales estimadas por modelos multinivel.

Nota:  $\bar{I}$  son los respectivos intervalos de confianza del 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

Por último, los resultados obtenidos a partir de las estimaciones del modelo de Efectos Fijos muestran para las tres pruebas una disminución en los valores de los desvíos estándar entre 2006 y 2012 (ver Gráfico 8). A pesar de esta caída de la desigualdad de oportunidades absoluta, si se observa la proporción relativa de dicha desigualdad en la desigualdad total, la misma ha aumentado entre 2006 y 2012.

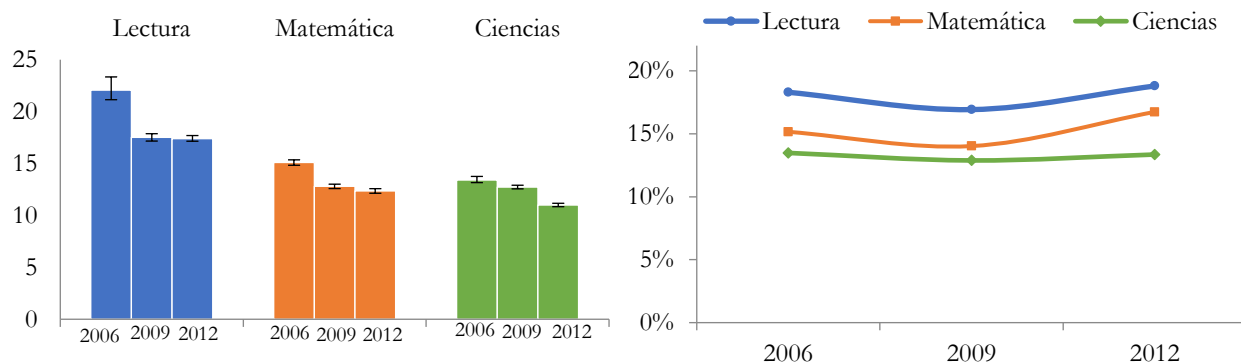


Gráfico 8. Desvío estándar de los puntajes de las pruebas PISA de las distribuciones contrafactuales estimadas por Efectos Fijos.

Nota:  $\bar{\phantom{x}}$  son los respectivos intervalos de confianza del 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

## Principales Fuentes de Desigualdad de Oportunidades Educativas

La descomposición por fuentes de los índices de desigualdad de oportunidades proporciona un análisis complementario sobre el rol individual de cada factor. También permite formular un ranking de las circunstancias y analizar en qué medida están más o menos asociadas con la desigualdad de oportunidades encontrada.

En esta sección se descompone la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación media privada como proxy de acceso a calidad educativa y la desigualdad de oportunidades del desempeño educativo. En el primer caso dado que la variable de interés es una variable binaria se descompone el índice de disimilitud a partir de las regresiones de probabilidad estimadas según el modelo Logit. En el segundo caso se descompone la varianza del desempeño educativo a partir de la distribución contrafáctica de los puntajes estimados por MCO (la metodología de descomposición se detalla en el Anexo).

El Gráfico 9 presenta la contribución de cada variable no aceptable en la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa. Se observa que la educación de los padres, el ingreso familiar y la región de residencia son las principales variables que contribuyen a dicha desigualdad. Dichos factores representan más del 80% de la desigualdad de oportunidades. Además, la educación de los padres es un factor cuya relevancia ha aumentado entre el 2006 y 2012 y la contribución de la ocupación de los padres, si bien es relativamente pequeña también se ha visto incrementada en los últimos años. Es así que la educación y ocupación de los padres en 2006 representan, en forma conjunta, el 50% de la desigualdad de oportunidades mientras que en 2012 el porcentaje asciende a 61%. Por otra parte, el estatus migratorio, el idioma del hogar, el género y la disponibilidad de ambos padres en el hogar, parecen no contribuir significativamente al acceso a la educación privada.

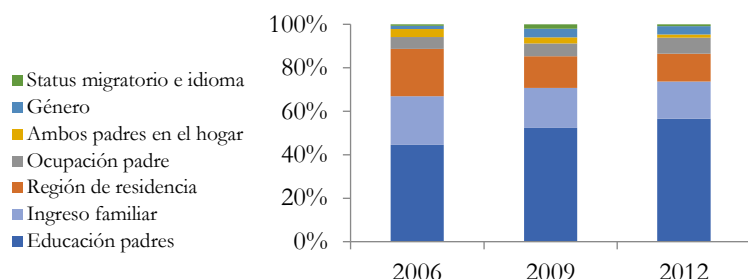


Gráfico 9. Descomposición de la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación privada.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH.

En cuanto a la descomposición de la desigualdad de oportunidades del desempeño educativo, se encuentra que la riqueza del hogar, la ocupación de los padres y la educación son las principales variables que influyen en los resultados educativos de PISA. En 2012, las participaciones de estas variables representan entre el 65% y 95% de la desigualdad de oportunidades encontrada. Los resultados también sugieren que el género y la localización del colegio son factores que contribuyen a la desigualdad en el caso de lectura. Al igual que antes el estatus migratorio, el idioma del hogar y la disponibilidad de ambos padres en el hogar, no parecen ser un condicionante para los alumnos.

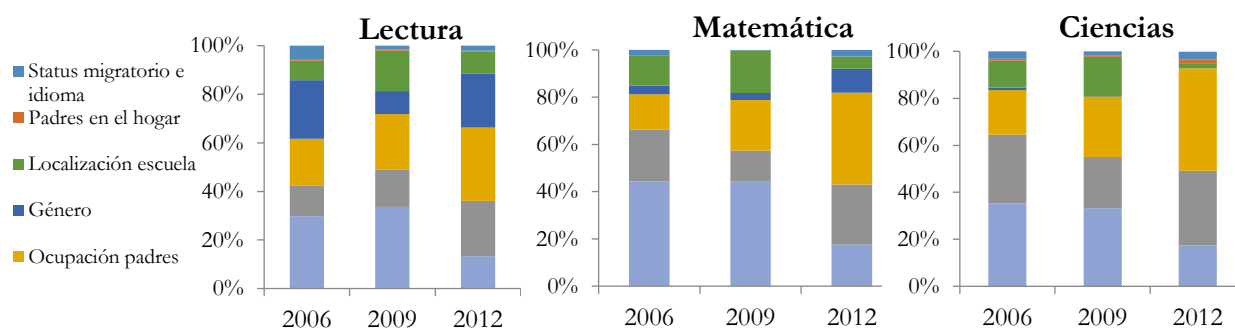


Gráfico 10: Descomposición de la desigualdad de oportunidades del desempeño educativo.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

## Discusión e Implicaciones de los Resultados en la Política Educativa del País

Las implicaciones de los resultados empíricos encontrados en este trabajo en términos de política educativa son muy relevantes. Por un lado, se encuentra una baja desigualdad de oportunidades en cuanto al acceso a la educación media. Estos resultados se dan en un periodo donde la Ley Nacional de Educación extiende la obligatoriedad escolar hasta la finalización del nivel medio y donde surgen programas de transferencias condicionadas como la Asignación Universal por Hijo (AUH) que incentivan el ingreso o permanencia de los jóvenes en el sistema educativo formal. Estas políticas contribuyen a que la desigualdad de oportunidades en el acceso se mantenga baja y estable en el tiempo. Sin embargo, a pesar de estar plasmado en la legislación y de haberse incrementado en los últimos años los recursos públicos destinados al sector educativo se encuentra una escasa mejora en las oportunidades de los jóvenes en el acceso a calidad educativa junto con una

alta desigualdad de oportunidades del desempeño educativo. Si se ajusta a precios constantes de 1993 utilizando un promedio del índice de precios implícitos del PBI y el índice de precios mayorista se encuentra que tanto el gasto público educativo nacional como provincial se han más que cuadruplicado entre 2003 y 2012. Este fuerte incremento del gasto público, además del desarrollo de políticas socioeducativas y la consecución de programas específicos de inclusión, no muestran mejoras en el acceso a calidad educativa y en el desarrollo de las competencias de los alumnos.<sup>15</sup>

Distintos factores pueden contribuir a esta escasa mejora de oportunidades en lo que respecta a acceso a calidad educativa y desarrollo de competencias. Algunos de ellos pueden ser abordados desde la política educativa mientras que otros no y son necesarias medidas más abarcadoras y en algunos casos hasta medidas compensatorias. Los resultados de la sección anterior indican que en promedio las características de los padres son los factores que más contribuyen a la desigualdad de oportunidades educativas. Lo que sugiere que el éxito del pasaje de un alumno por el sistema educativo no es independiente del entorno del mismo y, por lo tanto, la movilidad social del sistema educativo se ve amenazada. La política educativa debería enfocarse en disminuir el impacto del contexto familiar del alumno en los resultados educativos y debería estar orientada a mejorar la calidad educativa y las competencias de los alumnos independientemente del origen familiar. Ahora bien, surgen ciertas limitaciones respecto a recomendaciones de políticas educativas ya que las características del entorno del alumno como la educación y la ocupación de los padres y la riqueza del hogar son factores que vienen dados y no son posibles de manejar. La formulación de este tipo de políticas educativas debería incorporar un componente de mediano-largo plazo y, a su vez, complementarlo con un componente de corto plazo basado en medidas compensatorias. La primera debería concentrarse en un cambio de cultura educativa para transformar el papel de la escuela hacia uno que tenga por objeto “nivelar el campo de juego” no solo de los alumnos de un mismo colegio sino entre alumnos de cualquier tipo de establecimiento educativo. Las escuelas deberían desarrollar y potenciar las competencias de sus alumnos más allá de las condiciones familiares de los mismos y para ello son necesarias las buenas prácticas, una renovación pedagógica y mejoras en la calidad docente. Sin embargo, esta tarea puede llegar a ser casi titánica si el sistema educativo se encuentra inserto en un contexto con altos índices de pobreza, desnutrición, jóvenes vulnerables viviendo en condiciones precarias, etc.

La segunda debería enfocarse en acciones específicas para mejorar la oferta educativa. En los últimos años ha habido un aumento de la participación del sector privado en la matrícula total de alumnos. Los alumnos que pertenecen a estratos socioeconómicos medios y altos se han volcado a la educación privada, generando así una mayor segregación escolar por nivel socioeconómico entre escuelas públicas y privadas (Gasparini, Jaume, Serio, & Vázquez, 2011). Dado que la intervención del Estado en la provisión de una educación obligatoria y gratuita tiene por objeto brindar las mismas oportunidades educativas a todos los jóvenes es que fortalecer las escuelas de gestión pública y mejorar su calidad respecto de las escuelas de gestión privadas resulta en una política igualadora de oportunidades. La escuela pública debería volver a ser el principal pilar de una calidad educativa integral atrayendo a los docentes más calificados y volviendo a ser la elección de las

---

<sup>15</sup> La Ley de Financiamiento Educativo de 2005 estableció un incremento de inversión en educación hasta alcanzar el 6% del PBI del país en el 2010. A partir de este objetivo en dicho año se alcanzó el mayor nivel registrado de inversión por alumno en términos reales (Bezem, Mezzadra, & Rivas, 2014). Según Rivas, Rossignolo, y Filc (2012), en los últimos años la proporción destinada a educación aumentó más que nunca y en dicho contexto numerosas escuelas fueron construidas, se crearon nuevos cargos docentes, se avanzó en el equipamiento de las escuelas técnicas, en las políticas socioeducativas, en la creación del Instituto Nacional de Formación Docente, se crearon programas como el programa Conectar Igualdad que tiene por fin otorgar una computadora a cada alumno de las escuelas secundarias estatales.

familias de distintos niveles socioeconómicos, de tal manera que la escuela pública vuelva a tener su rol de inclusión social. Según Albornoz et al. (2016) es necesario un análisis profundo de las preferencias de las familias por la educación privada. Por último, un eje de la política educativa debería tener por objeto mejorar la oferta docente en las escuelas públicas en particular aquellas más relegadas, a su vez atraer a los mejores directivos y supervisores. Para ello es necesario un cambio del sistema de selección de profesores y directivos dentro de los establecimientos educativos (salario horario, incentivos no monetarios) así como del sistema de capacitación y evaluación docente.

Por otro lado, también se encuentra que la localización del colegio parece ser un factor que contribuye a la desigualdad educativa. Por lo que la política educativa debería estar dirigida a disminuir los desequilibrios regionales. No obstante, existe una gran heterogeneidad de escuelas entre y dentro de las distintas provincias con lo cual resulta importante contar con información censal que pueda arrojar luz sobre dichos desequilibrios.

## **Conclusiones**

Las oportunidades educativas ocupan un lugar central en el conjunto de posibilidades de un individuo. La desigualdad de oportunidades educativas es una de las primeras limitaciones para mejorar las opciones de vida y atenta contra la inclusión y movilidad social. Pese a esto, son pocos los estudios dentro de la literatura de desigualdad de oportunidades que brindan evidencia del grado de desigualdad de oportunidades educativas y aún no existen mediciones sistemáticas de dicho fenómeno para Argentina. Este documento constituye un primer esfuerzo en esta dirección.

En este trabajo, se analizó la desigualdad de oportunidades educativas en Argentina desde tres dimensiones: acceso a educación media, acceso a calidad educativa y desempeño educativo. El modelo de desigualdad de oportunidades consiste en dividir los factores asociados a un resultado educativo en socialmente aceptables y no aceptables (circunstancias). Para luego estimar diferentes distribuciones contrafactuales de los resultados educativos suponiendo que los individuos solo se diferencian en los factores no aceptables. Así la desigualdad proveniente de cada distribución contrafactual se asocia a la desigualdad de oportunidades que existe para alcanzar el respectivo resultado educativo.

En cuanto a las variables utilizadas, se consideraron aceptables la edad del joven y el grado que cursa y no aceptables la educación de los padres, la ocupación de los padres, la conformación familiar, el género, el idioma del hogar, el estatus migratorio, el nivel

económico familiar y la localización geográfica. Se trabajó con la base de datos de las Encuestas Permanentes de Hogares del INDEC y la base de datos de PISA de la OCDE. A los efectos de obtener las diferentes distribuciones contrafactuales, en primer lugar, se estimaron modelos de probabilidad no lineal logit de acceso a educación y acceso a calidad educativa y, en segundo lugar, se estimaron modelos lineales de desempeño educativo. Luego, se computó el grado de desigualdad de dichas distribuciones a partir de los índices de Gini, desvío estándar y disimilitud.

Los resultados sugieren que la desigualdad de oportunidades encontrada en el acceso a educación media no sólo es baja, sino que la misma se ha mantenido relativamente estable en los últimos años. En cuanto a calidad educativa, la mayor desigualdad de oportunidades se da para el caso de acceso a escuelas que ofrecen una alta calidad educativa integral. Asimismo, se encuentra una escasa mejora en las oportunidades en el acceso a calidad educativa del nivel medio en los últimos años. Respecto a las distribuciones de desempeño, las mediciones indican que, si bien la desigualdad de oportunidades de los puntajes ha disminuido entre 2006 y 2012, la misma es alta si se considera la contribución de la desigualdad de oportunidades a la desigualdad total. Lo que sugiere que el

desarrollo de las competencias de los estudiantes está estrechamente correlacionado con las variables no aceptables tal cual han sido definidas en este trabajo.

De los resultados se infiere que uno de los principales desafíos del país, en pos de las oportunidades educativas, es garantizar el acceso a la calidad educativa y, de esta manera, disminuir las disparidades en relación a este resultado educativo. Si bien, la política educativa argentina ha logrado una igualdad de oportunidades en el acceso a partir de la obligatoriedad y la visión de la educación como un derecho, en los últimos años, la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa ha aumentado, indicando que las oportunidades educativas son cada vez más dispares entre los alumnos que logran acceder a escuelas que brindan una calidad educativa integral y aquellos que no. Esto ofrece evidencia tanto para el diseño de políticas educativas así como para el desarrollo de acciones educativas específicas orientadas a lograr que todos los alumnos tengan las mismas oportunidades de acceso a una educación de calidad. Todavía son necesarias políticas hacia la igualdad de oportunidades en la calidad de la oferta educativa y en los resultados de las competencias de los alumnos. La evidencia en Argentina sugiere que hay que evolucionar hacia una redefinición de las oportunidades educativas en dirección a aquellas relacionadas al acceso a una calidad educativa integral y desarrollo de competencias y habilidades para lograr una vida plena.

Por último, cabe señalar que no es posible interpretar los coeficientes estimados de los modelos como efectos causales sin algunos supuestos sobre los residuos. Específicamente se asume que las variables aceptables no observables no están correlacionadas con las variables no aceptables incluidas en el modelo. Por lo que, resulta relevante evaluar la factibilidad del supuesto y la robustez de los resultados. En principio, se entiende que lo que se obtiene en el trabajo es una medida del límite inferior de la desigualdad de oportunidades. Con lo cual, si el límite que se encuentra ya es alto, esto es una señal que en dicha dimensión la desigualdad de oportunidades es significativa. Otra cuestión es que se trabaja con un criterio débil de desigualdad de oportunidades. Este estudio se enfoca en la esperanza condicional del resultado educativo  $E(y|e, X)$ . Como líneas futuras de investigación se puede extender el estudio a criterios más fuertes de desigualdad de oportunidades educativas así como a otros momentos de la distribución. También es necesario examinar el uso de otros métodos de estimación que resuelvan en parte los problemas típicos de endogeneidad de los modelos educativos y aporten medidas de desigualdad de oportunidades complementarias a las encontradas aquí. Finalmente, resulta fundamental indagar sobre los mecanismos o causas de los datos faltantes en la base de datos PISA, los cuales podrían generar problemas de medición. Sería interesante realizar un análisis de sensibilidad para tener en cuenta las ventajas y desventajas de no haber tenido en cuenta dichos datos en este trabajo. Dada la existencia de una vasta literatura de procedimientos de imputación (Peugh y Enders, 2004) se deja como línea de trabajo futura estudiar cómo pueden las imputaciones de dichos datos faltantes afectar los cálculos de desigualdad de oportunidades del desempeño educativo.

## Agradecimientos

Agradezco los comentarios y sugerencias de Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini, así también los comentarios y observaciones recibidos en los seminarios del Doctorado en Economía de la Universidad Nacional de La Plata. También estoy muy agradecida por los comentarios de dos evaluadores anónimos los cuales llevaron a mejorar sustancialmente este trabajo.

## Referencias

- Adroque, C. (2013). Equality of educational opportunities at public primary schools in Argentina. *Education Policy Analysis Archives*, 21(89). <https://doi.org/10.14507/epaa.v21n89.2013>
- Albornoz, F., Furman, M., Podestá, M. E., Razquin, P., & Warnes, P. E. (2016). Diferencias educativas entre escuelas privadas y públicas en Argentina. *Desarrollo económico*, 56(218), 3-31.
- Betts, J. R., & Roemer, J. E. (2006). Equalizing opportunity for racial and socioeconomic groups in the United States through educational finance reform. En L. Woessmann & P. Peterson (Eds.), *Schools and the equal opportunity problem* (pp. 209-240). MIT Press.
- Bezem, P., Mezzadra, F., & Rivas, A. (2014). ¿Se cumplió la ley de financiamiento educativo? *Documento de Políticas Públicas/Análisis*, 135.
- Björklund, A., Jäntti, M., & Roemer, J. E. (2012). Equality of Opportunity and the Distribution of Long-Run Income in Sweden. *Social Choice and Welfare*, 39, 675-696. doi: <https://doi.org/10.1007/s00355-011-0609-3>
- Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Menéndez, M. (2007). Inequality of opportunity in Brazil. *Review of Income Wealth*, 53(4), 585-618. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2007.00247.x>
- Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Menéndez, M. (2013). Inequality of opportunity in Brazil: a corrigendum. *Review of Income Wealth*, 59(3), 551-555. <https://doi.org/10.1111/roiw.12045>
- Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Walton, M. (2007). Equity, efficiency and inequality traps: A research agenda. *Journal of Economic Inequality*, 5(2), 235-256.
- Brunello, G., & Checchi, D. (2007). Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence. *Economic Policy*, 22(52), 781-861. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2007.00189.x>
- Brunori, P., Ferreira, F. H. G., Lugo, M. A., & Peragine, V. (2013). Opportunity-sensitive poverty measurement. *Policy Research Working Paper* (6728). Washington, DC: The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6728>
- 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(5).
- Checchi, D., & Peragine, V. (2005). Regional disparities and inequality of opportunity: The case of Italy. *Discussion Papers* (1874), 429-450. Institute for the Study of Labor (IZA).
- Checchi, D., & Peragine, V. (2010). Inequality of opportunity in Italy. *Journal of Economic Inequality*, 8(4), 429-450. <https://doi.org/10.1007/s10888-009-9118-3>
- Checchi, D., Peragine, V., & Serlenga, L. (2008). Income inequality and opportunity inequality in Europe. *Rivista di Politica Economica*, 9, 263-292.
- Fernández-Aguerre, T. (2002). Determinantes sociales e institucionales de la desigualdad educativa en sexto año de educación primaria de Argentina y Uruguay, 1999. una aproximación mediante un modelo de regresión logística. *Revista mexicana de investigación educativa*, 7(16), 501-536.
- Ferreira, F. H. G., & Gignoux, J. (2011). The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America. *The Review of Income and Wealth*, 57(4), 622-657. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2011.00467.x>
- Ferreira, F. H. G., & Gignoux, J. (2014). The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity. *The World Bank Economic Review*, 28(2), 210-246. <https://doi.org/10.1093/wber/lht004>

- Ferreira, F. H. G., Gignoux, J., & Aran, M. (2011). Measuring inequality of opportunity with imperfect data: The case of Turkey. *Journal of Economic Inequality*, 9(4), 651-680. <https://doi.org/10.1007/s10888-011-9169-0>
- Fleurbaey, M. (2008). *Fairness, responsibility, and welfare*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:osobl/9780199215911.001.0001>
- Formichella, M. M. (2011). ¿Se debe el mayor rendimiento de las escuelas de gestión privada en la Argentina al tipo de administración? *Revista de la CEPAL* (105), 151-166.
- Formichella, M. M., & Ibañez, M. (2014). Género e inequidad educativa: Un análisis para el nivel medio en Argentina. *Regional and Sectoral Economic Studies*, 14(1).
- 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(5), 694–708. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2012.05.002>
- Gasparini, L. C. (2002). On the measurement of unfairness. An application to high school attendance in Argentina. *Social Choice and Welfare*, 19(4), 795-810. <https://doi.org/10.1007/s003550200156>
- Gasparini, L. C., Jaume, D., Serio, M., & Vázquez, E. (2011). La segregación entre escuelas públicas y privadas en Argentina. reconstruyendo la evidencia. *Desarrollo Económico-Revista de Ciencias Sociales*, 51(202-203), 189-219.
- Kanbur, R., & Stiglitz, J. E. (2016). Dynastic inequality, mobility and equality of opportunity. *The Journal of Economic Inequality*, 14(4), 419-434. <https://doi.org/10.1007/s10888-016-9328-4>
- Lefranc, A., Pistolesi, N., & Trannoy, A. (2008). Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are western societies all alike? *The Review of Income and Wealth*, 54(4), 513-546. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2008.00289.x>
- Lefranc, A., Pistolesi, N., & Trannoy, A. (2009). Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France. *Journal of Public Economics*, 93(11-12), 1189–207. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.07.008>
- Llach, J. J. (2006). *El desafío de la equidad educativa: diagnóstico y propuestas*. 1era ed., Granica (Ed.).
- Marchionni, M., Pinto, F., & Vázquez, E. (2013). Determinantes de la desigualdad en el desempeño educativo en la Argentina. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. (Disponible en <http://www.aep.org.ar/anales/works/works2013/marchionipinto.pdf>)
- Milanovic, B. (2015). Global inequality of opportunity: How much of our income is determined by where we live? *Review of Economics and Statistics*, 97(2), 452–460. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00432](https://doi.org/10.1162/REST_a_00432)
- Narodowski, M., Gottau, V., & Moschetti, M. (2016). Quasi-state monopoly of the education system and socio-economic segregation in Argentina. *Policy Futures in Education*, 14(6), 687-700. <https://doi.org/10.1177/1478210316645016>
- OCDE. (2005). *Manual de análisis de datos: Usuarios SPSS*. (1era ed., España). Paris: OCDE. (Traducción INECSE).
- OCDE. (2009). *PISA data analysis manual: SPSS*. Paris: OECD.
- OCDE. (2012). *Opportunities lost: The impact of grade repetition and early school leaving*. Paris: OECD.
- Paes, B. R., Ferreira, F. H. G., Vega, J. R. M., & Chanduvi, J. S. (2008). *Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: The World Bank.
- Peragine, V. (2004). Ranking income distributions according to equality of opportunity. *Journal of Economic Inequality*, 2(1), 11-30. <https://doi.org/10.1023/B:JOEI.0000028404.17138.1e>
- Peugh, J. L., & Enders, C. K. (2004). Missing data in educational research: A review of reporting practices and suggestions for improvement. *Review of Educational Research*, 74(4), 525–556. <https://doi.org/10.3102/00346543074004525>



- Rivas, A. (2015). *América Latina después de pisa: lecciones aprendidas de la educación en siete países 2000-2015*. 1era ed., Buenos Aires: Fundación CIPPEC.
- Rivas, A., Rossignolo, D., & Filc, G. (2012). Efectos distributivos de las metas educativas 2011-2016. *Documento de Trabajo de CIPPEC* (95).
- Roemer, J. E. (1993). A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner. *Philosophy and Public Affairs*, 22, 146-166.
- Roemer, J. E. (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Roemer, J. E. (2004). Equal opportunity and intergenerational mobility: Going beyond intergenerational income transition matrices. En M. C. (Ed.), *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.  
<https://doi.org/10.1017/CBO9780511492549.004>
- Roemer, J. E. (2012). On several approaches to equality of opportunity. *Economics and Philosophy*, 28, 165-200. <https://doi.org/10.1017/S0266267112000156>
- Roemer, J. E., & Trannoy, A. (2015). Equality of Opportunity. In A. Atkinson & F. Bourguignon (Eds.), *Handbook of income distribution* (pp. 217-300). Oxford: Elsevier.
- Santos, M. (2007). Quality of education in Argentina: determinants and distribution using PISA 2000 test scores. *Well-being and Social Policy*, 3(1), 69-95.
- Schütz, G., Ursprung, H. W., & Woessmann, L. (2008). Education policy and equality of opportunity. *Kyklos*, 61(2), 279-308. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.2008.00402.x>
- SEDLAC. (2014). Base de datos sección educación, CEDLAS y Banco Mundial. Accedido en abril 2014: <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/eng/statistics.php>.
- Serio, M. (2017). *Desigualdad de oportunidades educativas en Argentina*. (Tesis doctoral). Doctorado en Economía de la Universidad Nacional de La Plata.
- Shorrocks, A. F. (1982). Inequality decomposition by factor components. *Econometrica*, 50(1), 193-211. <https://doi.org/10.2307/1912537>
- Singh, A. (2012). Inequality of opportunity in earnings and consumption expenditure: The case of Indian men. *The Review of Income and Wealth*, 58(1), 79-106.  
<https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2011.00485.x>
- UNICEF. (2013). *Autoevaluación de la calidad educativa en escuelas secundarias. un camino para mejorar la calidad educativa en escuelas secundarias*. Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia.
- Waltenberg, F. D., & Vandenberghe, V. (2007). What does it take to achieve equality of opportunity in education? An empirical investigation based on Brazilian data. *Economics of Education Review*, 26(6), 709-723. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.09.002>
- Yalonetzky, G. (2012). A dissimilarity index of multidimensional inequality of opportunity. *Journal of Economic Inequality*, 10(3), 343-373. <https://doi.org/10.1007/s10888-010-9162-z>

## Anexo

### Particularidades de PISA.

PISA reporta para cada alumno 5 valores plausibles como puntaje de cada una de las pruebas. Esto se realiza para no asignar un valor puntual a la competencia del alumno, con el fin de evitar errores de medición (OCDE, 2009). Los valores se obtienen en forma aleatoria a partir de una distribución de puntajes estimada para cada estudiante.

Al trabajar con valores plausibles, todo estadístico  $\lambda$  se debería obtener como<sup>16</sup>

$$\lambda = \frac{1}{5} \sum_{v=1}^5 \lambda_v \quad (\text{A.1})$$

En cuanto a los errores estándar de los coeficientes de las regresiones, se combina la varianza muestral y la varianza de imputación siguiendo el manual de PISA (OCDE, 2009). Además, para las estimaciones de la ecuación (8) de los puntajes de PISA se tiene en cuenta el método de replicación repetido equilibrado (BRR, “Balanced Repeated Replication”) con la modificación de Fay con factor  $k$  de 0,5.

Cabe señalar que los puntajes de las pruebas PISA de lectura, matemática y ciencias están estandarizadas de la siguiente manera:

$$y_i^P = \hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}}{\sigma} (x_i - \mu)$$

donde  $y_i^P$  es el puntaje del individuo  $i$  de la prueba  $P$ ,  $\hat{\mu}$  es 500 y  $\hat{\sigma}$  es 100. Esta forma de estandarización lleva a que el índice de desigualdad más adecuado según Ferreira y Gignoux (2014) sea la varianza o el desvío estándar ya que

$$\text{Var}(y^P) = \text{Var}\left(\hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}}{\sigma} (x^P - \mu)\right) = \left(\frac{\hat{\sigma}}{\sigma}\right)^2 \text{Var}(x^P)$$

y la desigualdad de oportunidades relativa se calcula como:

$$\hat{\theta}_{Do}^P = \frac{\text{Var}(\hat{y}^P)}{\text{Var}(y^P)} = \frac{\text{Var}(\hat{x}^P)}{\text{Var}(x^P)}$$

donde se observa que  $\hat{\theta}_{Do}^P$  es invariante a la estandarización luego de la transformación en cociente. Al aplicar la raíz cuadrada a dicha varianza se puede realizar el análisis a partir del desvío estándar como medida de dispersión. Entonces para cada prueba  $P$  tenemos que:

$$\hat{\theta}_{Do} = \frac{SD(\hat{y})}{SD(y)} = \sqrt{\frac{\text{Var}(\hat{y})}{\text{Var}(y)}} = \frac{\sqrt{\text{Var}(\bar{X}'\hat{\theta} + C'\hat{\beta})}}{\sqrt{\text{Var}(y)}}$$

### Descomposiciones

La idea detrás de las descomposiciones es calcular la contribución de cada factor al índice de desigualdad en forma individual. Cada fuente o factor de contribución se representa en un solo término ( $S$ ) y se busca medir la contribución del factor  $j$  ( $S_j$ ) cuando el índice de desigualdad es  $I(\cdot)$ .

<sup>16</sup> Los estadísticos que se obtuvieron de esta forma en este trabajo son la media, el desvío estándar, los coeficientes estimados de las regresiones de puntaje y sus errores estándares.

Siguiendo a Ferreira y Gignoux (2014) se descompone la varianza a través de una descomposición de valor de Shapley según Shorrocks (1982) para la desigualdad de oportunidades del desempeño educativo.<sup>17</sup>

Una variable  $j$  puede contribuir de dos maneras a la desigualdad: 1) pura o directa, cuando el factor  $j$  es la única fuente de desigualdad, o 2) indirecta, aquella desigualdad que se reduciría si se eliminaran las diferencias del factor  $j$ . Es preciso tener en cuenta estos dos efectos para calcular el efecto parcial de la variable  $j$  sobre el índice de desigualdad.

A partir de la ecuación de resultados estimada,<sup>18</sup>

$$y = \bar{e}'_2 \hat{\theta} + X' \hat{\beta} + \hat{u}, \quad (\text{A.2})$$

y según la definición de varianza (suponiendo que  $\hat{u}$  no está correlacionado con  $X$ ), se tiene que:

$$\text{Var}(y) = E \left( \left( \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_j (X_j - \mu) \right)^2 \right) + \text{Var}(\hat{u}).$$

De esta manera la  $\text{Var}(y)$  se puede descomponer como:

$$\text{Var}(y) = \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_j^2 \text{Var}(X_j) + \sum_{k=1}^J \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq k}}^J \hat{\beta}_j \hat{\beta}_k \text{Cov}(X_j, X_k) + \text{Var}(\hat{u}).$$

Entonces la contribución parcial de una circunstancia  $J$  a la  $\text{Var}(y)$  puede ser calculada de dos formas. La primera a través del efecto directo cuando todas las demás variables  $X_j, j \neq J$ , se mantienen constantes y se computa la varianza como un porcentaje de la varianza total:

$$\theta_{DO \text{ directo}}^J = \frac{\hat{\beta}_J^2 \text{Var}(X_J)}{\text{Var}(y)}.$$

La segunda forma es indirecta (o residual), cuando se mantiene constante la variable  $J$ , y se toma la diferencia entre la varianza total y la varianza estimada  $\text{Var}(\tilde{y})$ :

$$\theta_{DO \text{ indirecto}}^J = \frac{\text{Var}(y) - \left( \sum_{j \neq J} \hat{\beta}_j^2 \text{Var}(X_j) + \sum_{k \neq J} \sum_{\substack{j \neq J \\ j \neq k}} \hat{\beta}_j \hat{\beta}_k \text{Cov}(X_j, X_k) + \text{Var}(\hat{u}) \right)}{\text{Var}(y)},$$

En el caso de la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación privada, se opta por descomponer el índice de disimilitud dado que la variable de resultado es una variable dicotómica.

<sup>17</sup> También se puede encontrar dicha descomposición de Shapley en Ferreira et al. (2011).

<sup>18</sup> Notar que la ecuación (A.2) es la ecuación de resultados sobre la cual se centra el análisis de desigualdad de oportunidades.

## Apéndice

Tabla A.1

*Puntajes pruebas PISA escuelas privadas y escuelas públicas (2006, 2009, 2012).*

Muestra	Muestra total			Muestra reducida			
	Tipo de establecimiento	Pública	Privada Subvencionada	Privada Independiente	Pública	Privada Subvencionada	Privada Independiente
<b>Lectura</b>							
2006	342,46	430,37	434,79	357,05	436,87	441,28	
2009	367,12	451,20	457,83	383,32	457,26	460,09	
2012	369,51	447,57	441,70	384,23	456,05	450,11	
<b>Matemática</b>							
2006	354,16	429,71	437,18	364,28	434,19	441,60	
2009	362,75	428,18	441,22	374,63	443,38	435,63	
2012	367,75	427,91	428,36	381,18	435,33	435,71	
<b>Ciencia</b>							
2006	363,94	440,52	446,84	375,59	445,65	452,35	
2009	372,43	448,18	457,49	386,69	455,30	460,16	
2012	381,59	454,01	443,47	396,24	460,37	451,08	

*Nota:* Los establecimientos privados subvencionados son aquellos que reciben algún tipo de subsidio o transferencia por parte del Estado. La muestra reducida se obtiene al eliminar los datos faltantes de las variables consideradas en el análisis.

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de PISA.

Tabla A.2

*Número de alumnos que asisten a establecimientos que superan en promedio distintos umbrales de puntajes.*

Años	Umbral según los puntajes de los países de:									
	OCDE			América Latina			Vecinos			
	2006	2009	2012	2006	2009	2012	2006	2009	2012	
<i>Total de alumnos</i>	3755	3908	4289	3755	3908	4289	3755	3908	4289	
<i>Alumnos cuyo puntajes superan el umbral en:</i>										
Al menos 1 de las pruebas	240	608	617	2202	1942	2492	1994	1712	2377	
Al menos 2 de las pruebas	240	418	278	1793	1605	2210	1692	1510	2164	
En las 3 pruebas	111	225	64	1391	1328	1965	1213	1297	1913	
Al menos en lectura	208	546	538	1644	1532	2160	1510	1480	2137	
Al menos en matemáticas	143	320	168	1899	1599	2262	1775	1526	2192	
Al menos en ciencia	240	385	253	1843	1744	2245	1614	1513	2125	

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de PISA.

Tabla A.3  
*Estadísticas descriptivas de la muestra EPH (2003-2012).*

Variables	II sem-2003		II sem-2004		II sem-2005		II sem-2006		II sem-2007	
	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD
<b>Resultado</b>										
asiste educación media	0,88	0,32	0,88	0,32	0,91	0,29	0,90	0,30	0,88	0,33
asiste educación privada	0,29	0,46	0,30	0,46	0,31	0,46	0,32	0,47	0,27	0,44
<b>No aceptables</b>										
hombre	0,49	0,50	0,50	0,50	0,51	0,50	0,52	0,50	0,51	0,50
educpadres	9,52	4,05	9,54	3,94	9,68	3,95	9,72	3,99	9,92	3,89
ambospadres	0,79	0,41	0,78	0,41	0,77	0,42	0,78	0,41	0,79	0,41
ocupjefe1	0,10	0,30	0,10	0,30	0,12	0,33	0,12	0,33	0,13	0,33
ocupjefe2	0,02	0,15	0,02	0,14	0,02	0,14	0,02	0,13	0,01	0,11
ocupjefe3	0,24	0,43	0,28	0,45	0,29	0,45	0,29	0,45	0,29	0,46
ocupjefe4	0,17	0,37	0,17	0,37	0,19	0,39	0,19	0,39	0,17	0,37
ocupjefe5	0,07	0,25	0,06	0,24	0,07	0,25	0,06	0,24	0,08	0,27
ocupjefe6	0,25	0,43	0,25	0,43	0,21	0,40	0,21	0,41	0,19	0,39
migra	0,09	0,29	0,10	0,30	0,10	0,30	0,09	0,29	0,11	0,31
gba	0,52	0,50	0,53	0,50	0,54	0,50	0,51	0,50	0,50	0,50
nea	0,05	0,23	0,06	0,23	0,06	0,23	0,06	0,24	0,07	0,25
noa	0,10	0,31	0,10	0,30	0,09	0,29	0,10	0,30	0,11	0,31
cuyo	0,07	0,25	0,07	0,25	0,06	0,24	0,06	0,25	0,07	0,25
pampa	0,23	0,42	0,22	0,41	0,21	0,41	0,23	0,42	0,21	0,41
pata	0,03	0,17	0,03	0,16	0,03	0,17	0,04	0,20	0,04	0,19
itf										
<b>Aceptables</b>										
edad	15,14	1,36	15,12	1,34	15,17	1,34	15,20	1,34	15,21	1,34
grado	0,55	0,50	0,54	0,50	0,72	0,45	0,72	0,45	0,63	0,48
Observaciones	5.098		5.074		5.008		7.020		4.397	

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH.

Tabla A.3 (Cont.)  
*Estadísticas descriptivas de la muestra EPH (2003-2012).*

Variables	II sem-2008		II sem-2009		II sem-2010		II sem-2011		II sem-2012	
	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD
<b>Resultado</b>										
asiste educación media	0,88	0,32	0,90	0,29	0,91	0,28	0,91	0,29	0,91	0,28
asiste educación privada	0,30	0,46	0,30	0,46	0,32	0,47	0,30	0,46	0,30	0,46
<b>No aceptables</b>										
hombre	0,51	0,50	0,50	0,50	0,48	0,50	0,50	0,50	0,52	0,50
educpadres	9,88	3,99	10,05	4,01	10,08	3,88	10,14	3,79	10,30	3,78
ambospadres	0,78	0,41	0,75	0,43	0,76	0,43	0,77	0,42	0,76	0,43
ocupjefe1	0,12	0,33	0,11	0,31	0,14	0,35	0,03	0,17	0,02	0,13
ocupjefe2	0,02	0,13	0,02	0,14	0,02	0,14	0,06	0,23	0,07	0,25
ocupjefe3	0,28	0,45	0,27	0,44	0,26	0,44	0,22	0,41	0,20	0,40
ocupjefe4	0,17	0,37	0,18	0,38	0,19	0,39	0,02	0,13	0,01	0,11
ocupjefe5	0,07	0,25	0,06	0,25	0,06	0,25	0,03	0,16	0,04	0,19
ocupjefe6	0,20	0,40	0,22	0,41	0,19	0,40	0,20	0,40	0,20	0,40
migra	0,09	0,29	0,09	0,29	0,11	0,31	0,09	0,29	0,10	0,30
gba	0,51	0,50	0,50	0,50	0,54	0,50	0,54	0,50	0,54	0,50
nea	0,06	0,23	0,06	0,24	0,06	0,24	0,06	0,24	0,06	0,24
noa	0,11	0,32	0,11	0,31	0,10	0,29	0,10	0,30	0,10	0,30
cuyo	0,06	0,24	0,06	0,24	0,06	0,23	0,05	0,23	0,06	0,23
pampa	0,22	0,41	0,23	0,42	0,21	0,40	0,20	0,40	0,20	0,40
pata	0,04	0,19	0,04	0,20	0,04	0,20	0,04	0,20	0,04	0,19
<b>Aceptables</b>										
edad	15,19	1,35	15,14	1,36	15,10	1,35	15,08	1,39	15,10	1,37
grado	0,67	0,47	0,66	0,47	0,63	0,48	0,58	0,49	0,55	0,50
Observaciones	6.702		6.427		4.283		4.234		4.055	

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH.

Tabla A.4  
*Estadísticas descriptivas PISA (2006, 2009 y 2012).*

Año	2006				2009				2012			
	Muestra Total		Muestra Reducida		Muestra Total		Muestra Reducida		Muestra Total		Muestra Reducida	
Variables	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD
Lectura	373,72 (7,17)	124,23	387,67 (6,50)	118,57	398,26 (4,63)	108,24	412,74 (4,54)	101,29	395,98 (3,704)	96,13	410,94 (3,76)	91,58
Matemática	381,25 (6,24)	101,16	391,34 (5,83)	98,09	388,07 (4,09)	93,50	399,72 (4,25)	89,84	388,43 (3,530)	76,75	401,70 (3,59)	73,42
Ciencias	391,24 (6,08)	101,25	402,61 (5,49)	97,22	400,84 (4,58)	102,04	414,19 (4,52)	96,63	405,63 (3,881)	85,99	419,68 (4,04)	81,93
<b>Variables no aceptables</b>												
hombre	0,47	0,50	0,46	0,50	0,46	0,50	0,46	0,50	0,49	0,50	0,48	0,50
ambospadres	0,94	0,23	0,97	0,18	0,76	0,43	0,77	0,42	0,80	0,40	0,80	0,40
educpadres	12,07	4,47	12,29	4,38	12,46	4,30	12,69	4,19	12,55	4,10	12,70	4,05
Ocupación máxima de los padres:												
ocupbaja	0,14	0,35	0,13	0,33	0,19	0,39	0,16	0,37	0,19	0,39	0,17	0,38
ocupmedia	0,32	0,47	0,31	0,46	0,33	0,47	0,33	0,47	0,44	0,50	0,44	0,50
ocupalta	0,54	0,50	0,56	0,50	0,49	0,50	0,51	0,50	0,37	0,48	0,39	0,49
Estatus migratorio:												
idiomahogar	0,01	0,10	0,01	0,09	0,01	0,12	0,01	0,11	0,02	0,13	0,01	0,11
migra	0,08	0,26	0,07	0,26	0,09	0,29	0,08	0,28	0,10	0,30	0,09	0,29
Localización de la escuela:												
escpueblopeq	0,27	0,44	0,26	0,44	0,25	0,43	0,23	0,42	0,25	0,43	0,24	0,42
escpueblomed	0,33	0,47	0,32	0,47	0,33	0,47	0,32	0,47	0,38	0,49	0,38	0,49
escciudad	0,41	0,49	0,42	0,49	0,42	0,49	0,45	0,50	0,37	0,48	0,38	0,49
riqueza	-1,33	0,92	-1,32	0,91	-0,95	0,89	-0,92	0,89	-0,90	0,92	-0,84	0,92
<b>Variables aceptables</b>												
edad	15,7	0,28	15,7	0,28	15,7	0,28	15,7	0,28	15,7	0,28	15,7	0,28
ano9	0,17	0,38	0,16	0,36	0,57	0,50	0,60	0,49	0,59	0,49	0,65	0,48
<b>Observaciones</b>	4.339		4.013		4.774		4.141		5.908		4.439	

*Nota:* Errores estándar entre paréntesis.

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de PISA.

Tabla A.5

*Estimaciones del modelo de probabilidad de acceso a educación media de jóvenes entre 12 y 18 años (2003-2012).*

Variables	II sem- 2003	II sem- 2004	II sem- 2005	II sem- 2006	II sem- 2007	II sem- 2008	II sem- 2009	II sem- 2010	II sem- 2011	II sem- 2012
hombre	-0.654*** (0.00561)	-0.111*** (0.00554)	-0.250*** (0.00582)	-0.524*** (0.00582)	-0.473*** (0.00527)	-0.521*** (0.00540)	-0.439*** (0.00573)	-0.487*** (0.00833)	-0.605*** (0.00797)	-0.730*** (0.00824)
educpadres	0.209*** (0.000774)	0.221*** (0.000876)	0.187*** (0.000918)	0.210*** (0.000872)	0.173*** (0.000704)	0.234*** (0.000815)	0.129*** (0.000777)	0.188*** (0.00118)	0.198*** (0.00132)	0.192*** (0.00117)
ambospadres	0.236*** (0.00703)	0.812*** (0.00662)	0.603*** (0.00724)	0.578*** (0.00737)	0.511*** (0.00636)	0.719*** (0.00645)	0.352*** (0.00682)	0.563*** (0.0102)	0.224*** (0.0104)	0.593*** (0.00899)
ocupjefe1	0.00776 (0.0104)	0.701*** (0.0109)	0.0158 (0.0108)	0.0932*** (0.0100)	0.186*** (0.00847)	-0.0552*** (0.00839)	0.285*** (0.00954)	0.232*** (0.0133)	1.558*** (0.0530)	0.264*** (0.0335)
ocupjefe2	0.182*** (0.0173)	-0.713*** (0.0160)	-0.680*** (0.0192)	0.258*** (0.0258)	0.222*** (0.0209)	0.0867*** (0.0210)	-0.154*** (0.0167)	-0.0530* (0.0293)	0.216*** (0.0186)	-0.260*** (0.0153)
ocupjefe3	-0.201*** (0.00843)	-0.00416 (0.00825)	-0.191*** (0.00940)	-0.357*** (0.00883)	0.0359*** (0.00715)	-0.107*** (0.00756)	-0.00807 (0.00814)	0.264*** (0.0121)	-0.186*** (0.00938)	0.266*** (0.0106)
ocupjefe4	-0.0274*** (0.00934)	0.516*** (0.00980)	-0.215*** (0.0101)	0.0377*** (0.00981)	0.266*** (0.00839)	0.201*** (0.00859)	0.285*** (0.00935)	-0.0429*** (0.0122)	1.149*** (0.0480)	0.141*** (0.0407)
ocupjefe6	-0.0694*** (0.00841)	0.247*** (0.00831)	-0.203*** (0.00963)	0.220*** (0.0105)	0.442*** (0.00926)	0.724*** (0.0105)	0.217*** (0.00983)	0.656*** (0.0149)	-0.0708*** (0.0114)	0.104*** (0.0113)
itf	0.000237*** (5.19e-06)	-2.23e-05*** (3.30e-06)	0.000193*** (3.52e-06)	0.000130*** (3.29e-06)	-7.01e-06*** (3.50e-07)	-1.62e-05*** (1.33e-06)	0.000147*** (1.52e-06)	5.30e-06*** (1.99e-06)	-1.53e-06 (2.08e-06)	4.93e-06*** (9.68e-07)
migra	-0.463*** (0.00922)	0.212*** (0.00966)	0.419*** (0.0114)	0.222*** (0.0100)	-0.568*** (0.00749)	-0.275*** (0.00961)	-0.403*** (0.00943)	-0.777*** (0.0112)	1.496*** (0.0226)	0.624*** (0.0159)
nea	0.0687*** (0.0119)	0.298*** (0.0131)	-0.263*** (0.0121)	-0.494*** (0.0116)	0.316*** (0.0107)	0.0878*** (0.0125)	-0.200*** (0.0113)	-0.0737*** (0.0168)	-0.236*** (0.0150)	-0.282*** (0.0154)
noa	-0.473*** (0.00844)	-0.240*** (0.00900)	-0.536*** (0.00957)	-0.526*** (0.00964)	-0.103*** (0.00887)	-0.128*** (0.00897)	-0.384*** (0.00911)	-0.198*** (0.0145)	0.0505*** (0.0136)	-0.0794*** (0.0133)
cuyo	-0.203*** (0.0111)	-0.244*** (0.0108)	-0.226*** (0.0114)	-0.509*** (0.0117)	-0.319*** (0.00969)	-0.505*** (0.0105)	-0.420*** (0.0112)	-0.392*** (0.0166)	-0.178*** (0.0166)	-0.361*** (0.0158)
pampa	-0.161*** (0.00696)	-0.123*** (0.00723)	-0.289*** (0.00746)	-0.605*** (0.00692)	0.00351 (0.00661)	-0.133*** (0.00670)	-0.536*** (0.00690)	-0.333*** (0.0100)	-0.292*** (0.00989)	-0.279*** (0.00976)
pata	0.402*** (0.0214)	0.527*** (0.0208)	0.385*** (0.0211)	-0.0388** (0.0164)	0.446*** (0.0152)	0.330*** (0.0166)	-0.0177 (0.0169)	0.462*** (0.0265)	0.475*** (0.0248)	1.016*** (0.0293)
edad	-0.509*** (0.00223)	-0.665*** (0.00246)	-0.627*** (0.00263)	-0.572*** (0.00250)	-0.516*** (0.00218)	-0.521*** (0.00219)	-0.481*** (0.00237)	-0.472*** (0.00324)	-0.570*** (0.00339)	-0.565*** (0.00320)
constante	8.356*** (0.0363)	9.863*** (0.0393)	10.15*** (0.0430)	9.303*** (0.0401)	8.257*** (0.0366)	7.900*** (0.0355)	8.203*** (0.0393)	7.872*** (0.0508)	9.491*** (0.0541)	9.285*** (0.0536)
Obs. Expandidas	1,549,528	1,544,084	1,625,796	1,632,622	1,628,806	1,637,790	1,627,256	897,477	935,617	945,707

Nota: \*\*\*significativo al 1%, \*\*significativo al 5%, \*significativo al 10%. Errores estándar robustos entre paréntesis. Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH.



Tabla A.6

*Estimaciones del modelo de probabilidad de acceso a educación media privada de jóvenes entre 12 y 18 años (2003-2012).*

Variables	II sem- 2003	II sem- 2004	II sem- 2005	II sem- 2006	II sem- 2007	II sem- 2008	II sem- 2009	II sem- 2010	II sem- 2011	II sem- 2012
hombre	-0.227*** (0.00466)	-0.355*** (0.00471)	-0.467*** (0.00404)	-0.166*** (0.00395)	-0.102*** (0.00411)	-0.296*** (0.00402)	-0.323*** (0.00409)	-0.389*** (0.00531)	-0.347*** (0.00539)	-0.436*** (0.00545)
educpadres	0.211*** (0.000747)	0.161*** (0.000775)	0.191*** (0.000655)	0.164*** (0.000655)	0.214*** (0.000634)	0.210*** (0.000670)	0.209*** (0.000675)	0.217*** (0.000895)	0.246*** (0.000908)	0.286*** (0.000990)
ambospadres	0.527*** (0.00661)	-0.208*** (0.00608)	0.196*** (0.00535)	0.165*** (0.00545)	0.284*** (0.00554)	0.283*** (0.00526)	0.204*** (0.00532)	0.305*** (0.00689)	0.476*** (0.00692)	0.195*** (0.00677)
ocupjefe1	0.0841*** (0.00986)	0.0403*** (0.00919)	-0.0993*** (0.00788)	-0.200*** (0.00764)	-0.423*** (0.00822)	-0.269*** (0.00799)	-0.158*** (0.00808)	0.311*** (0.00934)	-0.274*** (0.0147)	0.535*** (0.0184)
ocupjefe2	-0.116*** (0.0181)	0.163*** (0.0196)	-0.266*** (0.0178)	-0.400*** (0.0195)	0.517*** (0.0189)	-0.0867*** (0.0182)	0.0249* (0.0149)	0.223*** (0.0184)	1.076*** (0.0108)	0.418*** (0.0111)
ocupjefe3	0.327*** (0.00706)	-0.246*** (0.00751)	0.00851 (0.00635)	-0.178*** (0.00606)	0.0516*** (0.00593)	-0.198*** (0.00608)	-0.0987*** (0.00609)	-0.0533*** (0.00801)	-0.0924*** (0.00736)	-0.142*** (0.00752)
ocupjefe4	0.515*** (0.00739)	0.359*** (0.00755)	0.00253 (0.00680)	-0.00325 (0.00644)	0.0172*** (0.00665)	0.146*** (0.00648)	0.0545*** (0.00657)	-0.314*** (0.00862)	-0.151*** (0.0190)	-0.145*** (0.0257)
ocupjefe6	-0.00710 (0.00701)	0.0299*** (0.00728)	-0.343*** (0.00685)	-0.445*** (0.00653)	-0.0850*** (0.00651)	-0.227*** (0.00621)	-0.227*** (0.00650)	-0.0671*** (0.00893)	0.0776*** (0.00741)	-0.0210*** (0.00718)
itf	0.000158*** (2.89e-06)	0.000364*** (3.25e-06)	0.000277*** (1.76e-06)	0.000250*** (1.86e-06)	1.33e-05*** (6.41e-07)	8.98e-05*** (8.56e-07)	0.000114*** (1.10e-06)	6.04e-05*** (1.05e-06)	4.36e-05*** (7.18e-07)	6.10e-05*** (6.29e-07)
migra	-0.122*** (0.00854)	-0.0783*** (0.00767)	-0.418*** (0.00731)	0.218*** (0.00651)	0.456*** (0.00698)	-0.743*** (0.00795)	-0.503*** (0.00769)	-0.340*** (0.00906)	-0.901*** (0.0104)	-0.166*** (0.00870)
nea	-1.179*** (0.0128)	-1.436*** (0.0130)	-1.591*** (0.0119)	-1.733*** (0.0120)	-1.238*** (0.0110)	-1.187*** (0.0107)	-1.630*** (0.0118)	-1.605*** (0.0148)	-1.030*** (0.0139)	-1.648*** (0.0163)
noa	-0.543*** (0.00838)	-0.804*** (0.00860)	-0.666*** (0.00752)	-0.678*** (0.00677)	0.0125* (0.00649)	-0.407*** (0.00655)	-0.561*** (0.00689)	-0.715*** (0.00931)	-0.680*** (0.00946)	-0.600*** (0.00969)
cuyo	-0.632*** (0.00985)	-0.708*** (0.0104)	-0.840*** (0.00918)	-0.834*** (0.00843)	-0.667*** (0.00817)	-0.375*** (0.00821)	-0.572*** (0.00842)	-0.960*** (0.0125)	-0.705*** (0.0126)	-0.906*** (0.0121)
pampa	-0.471*** (0.00604)	-0.622*** (0.00634)	-0.597*** (0.00521)	-0.559*** (0.00494)	-0.266*** (0.00532)	-0.311*** (0.00517)	-0.439*** (0.00518)	-0.561*** (0.00677)	-0.0576*** (0.00690)	-0.263*** (0.00733)
pata	-2.070*** (0.0194)	-1.895*** (0.0184)	-1.802*** (0.0150)	-1.947*** (0.0144)	-1.361*** (0.0138)	-1.876*** (0.0151)	-1.849*** (0.0147)	-2.102*** (0.0189)	-1.890*** (0.0201)	-1.920*** (0.0208)
edad	-0.0225*** (0.00195)	-0.0183*** (0.00198)	-0.0703*** (0.00150)	0.00155 (0.00149)	-0.000901 (0.00154)	-0.101*** (0.00151)	-0.131*** (0.00148)	-0.0352*** (0.00200)	-0.0786*** (0.00195)	-0.114*** (0.00201)
constante	-3.177*** (0.0325)	-2.108*** (0.0325)	-1.712*** (0.0239)	-2.580*** (0.0243)	-3.345*** (0.0253)	-1.585*** (0.0243)	-1.202*** (0.0236)	-2.483*** (0.0323)	-2.627*** (0.0312)	-2.475*** (0.0322)
Obs. Expandidas	1,101,768	1,072,634	1,471,969	1,466,796	1,424,829	1,445,707	1,469,999	821,057	849,545	860,349

*Nota:* \*\*\*significativo al 1%, \*\*significativo al 5%, \*significativo al 10%. Errores estándar robustos entre paréntesis. *Fuente:* Elaboración propia en base a datos de EPH.

Tabla A.7

Estimaciones del modelo de probabilidad de acceso a escuelas con puntajes promedios igual o superior al promedio de la OCDE (2006, 2009, 2012).

Variables	Al menos en 1 prueba			Al menos en 2 pruebas			En las 3 pruebas		
	2006	2009	2012	2006	2009	2012	2006	2009	2012
hombre	-0.771*** (0.250)	-0.417** (0.164)	-0.259 (0.182)	-0.771*** (0.250)	-0.315* (0.183)	-0.185 (0.186)	-0.321 (0.298)	-0.256 (0.329)	0.121 (0.346)
ambospadres	0.385 (0.542)	0.172 (0.188)	0.0984 (0.169)	0.385 (0.542)	0.121 (0.183)	-0.0764 (0.195)	-0.0143 (0.707)	0.113 (0.305)	-0.850*** (0.189)
educpadres	0.151*** (0.0359)	0.108*** (0.0337)	0.152*** (0.0293)	0.151*** (0.0359)	0.125** (0.0495)	0.229*** (0.0465)	0.190*** (0.0538)	0.243*** (0.0904)	0.342*** (0.122)
ocupbaja	-1.924* (1.025)	-0.869*** (0.318)	-0.777*** (0.236)	-1.924* (1.025)	-0.742** (0.354)	-0.916*** (0.241)		-0.111 (0.677)	-0.526 (0.801)
ocupmedia	-0.897*** (0.269)	-0.594*** (0.172)	-0.993*** (0.201)	-0.897*** (0.269)	-0.547** (0.218)	-1.026*** (0.271)	-0.825** (0.338)	-1.667*** (0.418)	-1.449*** (0.509)
idiomahogar	0.222 (1.464)	0.107 (0.504)	-0.388 (0.740)	0.222 (1.464)	0.527 (0.511)	0.0598 (0.822)		0.815 (0.631)	
migra	-0.0468 (0.305)	-0.000155 (0.220)	-0.0352 (0.209)	-0.0468 (0.305)	-0.0165 (0.259)	0.318 (0.293)	-0.235 (0.468)	0.398 (0.360)	0.723 (0.620)
escpueblopeq		-1.682 (1.175)	-1.130 (1.252)						
escpueblomed	-0.167 (1.027)	-0.455 (0.569)	-0.559 (0.622)	-0.167 (1.027)	-0.516 (0.696)	0.910 (0.717)	0.326 (1.351)		
riqueza	0.807*** (0.175)	1.069*** (0.194)	0.483*** (0.0820)	0.807*** (0.175)	1.017*** (0.227)	0.567*** (0.139)	0.792*** (0.220)	1.827*** (0.389)	0.502*** (0.190)
edad	-0.879* (0.503)	-0.0213 (0.232)	0.0313 (0.205)	-0.879* (0.503)	-0.0338 (0.242)	-0.190 (0.336)	-1.027 (0.921)	0.0214 (0.250)	0.446 (0.612)
constante	10.15 (7.199)	-1.595 (3.756)	-3.737 (3.200)	10.15 (7.199)	-2.232 (3.888)	-3.362 (4.845)	11.08 (13.27)	-5.487 (4.860)	-15.81** (7.660)
observaciones	2930	4141	4297	2930	3211	3491	2640	1867	2156
Prueba F (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: \*\*\* significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10%. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

Tabla A.8

Estimaciones del modelo de probabilidad de acceso a escuelas con puntajes promedios igual o superior al promedio de la OCDE según las distintas pruebas (2006, 2009, 2012).

Variables	En lectura			En matemática			En ciencias		
	2006	2009	2012	2006	2009	2012	2006	2009	2012
hombre	-0.743** (0.289)	-0.499*** (0.171)	-0.274 (0.193)	-0.436* (0.252)	-0.108 (0.222)	-0.233 (0.277)	-0.771*** (0.250)	-0.312 (0.191)	-0.0455 (0.158)
ambospadres	0.690 (0.749)	0.190 (0.196)	0.152 (0.165)	-0.128 (0.511)	0.0807 (0.243)	-0.238 (0.285)	0.385 (0.542)	0.123 (0.190)	-0.217 (0.232)
educpadres	0.168*** (0.0358)	0.136*** (0.0346)	0.155*** (0.0319)	0.161*** (0.0501)	0.0901 (0.0604)	0.220*** (0.0427)	0.151*** (0.0359)	0.126** (0.0519)	0.195*** (0.0498)
ocupbaja	-1.748* (1.008)	-0.792** (0.371)	-0.742*** (0.246)		-0.539 (0.367)	-1.043** (0.406)	-1.924* (1.025)	-0.700* (0.370)	-0.867*** (0.235)
ocupmedia	-0.991*** (0.313)	-0.655*** (0.197)	-1.019*** (0.219)	-0.714** (0.270)	-0.859*** (0.314)	-1.673*** (0.394)	-0.897*** (0.269)	-0.504** (0.221)	-0.712*** (0.174)
idiomahogar		0.235 (0.523)	-0.281 (0.744)	1.031 (1.380)	0.529 (0.528)	0.0260 (1.114)	0.222 (1.464)	0.488 (0.527)	-0.614 (0.952)
migra	0.151 (0.255)	0.0188 (0.244)	-0.0229 (0.194)	-0.473 (0.482)	0.221 (0.227)	0.295 (0.465)	-0.0468 (0.305)	-0.0579 (0.270)	0.270 (0.358)
escpueblopeq		-1.579 (1.192)	-0.928 (1.259)						
escpueblomed	-0.682 (1.267)	-0.670 (0.612)	-0.350 (0.632)	0.840 (1.140)	-1.590 (1.357)	-0.384 (1.193)	-0.167 (1.027)	-0.429 (0.701)	0.241 (0.951)
riqueza	0.726*** (0.178)	1.151*** (0.198)	0.440*** (0.0843)	0.898*** (0.207)	1.244*** (0.281)	0.721*** (0.196)	0.807*** (0.175)	1.039*** (0.234)	0.458*** (0.0989)
edad	-0.852 (0.575)	0.0825 (0.259)	-0.0434 (0.208)	-1.052 (0.742)	-0.0797 (0.221)	0.490* (0.259)	-0.879* (0.503)	-0.0482 (0.250)	-0.142 (0.338)
constante	9.111 (8.223)	-3.680 (4.171)	-2.857 (3.193)	12.13 (10.60)	-1.279 (3.643)	-13.90*** (3.962)	10.15 (7.199)	-2.122 (4.002)	-3.250 (4.695)
observaciones	2912	4141	4297	2656	3211	3491	2930	3211	3491
Prueba F (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: \*\*\* significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10%. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

Tabla A.9

*Estimaciones del modelo de desempeño educativo por MCO (2006, 2009 y 2012).*

Variables	2006			2009			2012		
	Lectura	Matemática	Ciencias	Lectura	Matemática	Ciencias	Lectura	Matemática	Ciencias
hombre	-46,386 (6.033)***	18,538 (4.696)***	-6,712 (4.550)	-30,352 (3.160)***	14,749 (3.108)***	-1,921 (3.420)	-28,823 (3.800)***	20,679 (2.574)***	0,852 (3.387)
ambospadres	12,206 (14.556)	8,208 (10.480)	9,116 (9.145)	3,631 (4.448)	3,313 (4.318)	4,141 (4.708)	1,964 (3.595)	-2,146 (3.380)	6,111 (3.683)*
educpadres	2,402 (0.596)***	2,882 (0.512)***	3,538 (0.522)***	2,661 (0.425)***	2,010 (0.431)***	3,107 (0.398)***	2,669 (0.525)***	2,295 (0.417)***	2,790 (0.463)***
ocupbaja	-28,753 (7.455)***	-15,843 (7.602)**	-21,548 (7.023)***	-39,264 (6.446)***	-31,358 (5.504)***	-36,687 (5.845)***	-31,539 (5.434)***	-30,447 (4.269)***	-34,468 (4.084)***
ocupmedia	-29,131 (7.170)***	-19,819 (4.835)***	-21,814 (5.521)***	-22,668 (4.109)***	-18,996 (3.742)***	-22,084 (3.665)***	-24,396 (4.013)***	-24,054 (2.930)***	-25,920 (3.527)***
idiomahogar	-112,951 (40.840)***	-55,716 (32.894)*	-76,914 (36.562)**	-39,409 (15.348)***	-16,858 (14.342)	-33,773 (16.169)**	-19,064 (12.722)	-12,869 (10.451)	-19,956 (12.461)
migra	-10,183 (10.245)	-8,022 (7.383)	2,871 (7.686)	-1,312 (6.644)	4,302 (5.933)	-4,085 (6.010)	-9,632 (6.771)	-10,575 (4.819)**	-11,319 (5.966)*
escpueblopeq	-21,275 (12.318)*	-26,883 (8.595)***	-23,173 (9.207)***	-36,890 (9.174)***	-33,514 (8.658)***	-33,214 (8.391)***	-19,696 (8.551)**	-11,502 (7.302)	-5,164 (8.488)
escpueblomed	1,335 (11.488)	-8,750 (9.993)	-3,867 (9.194)	-13,545 (8.836)	-7,183 (7.736)	-6,923 (8.697)	-12,375 (6.177)**	-10,644 (5.285)**	-7,860 (6.989)
riqueza	21,393 (3.552)***	22,243 (2.809)***	18,386 (2.409)***	22,609 (2.847)***	23,802 (2.834)***	19,453 (3.007)***	7,606 (2.194)***	7,840 (1.791)***	7,651 (2.392)***
edad	10,934 (10.064)	7,347 (7.628)	11,561 (8.149)	18,614 (5.726)***	17,251 (5.321)***	29,564 (5.191)***	13,803 (6.009)**	6,773 (4.139)	9,183 (4.988)*
ano10	79,688 (9.189)***	74,652 (8.697)***	74,537 (6.787)***	58,192 (6.728)***	50,170 (5.910)***	57,630 (6.763)***	65,603 (5.499)***	52,049 (4.313)***	56,706 (5.202)***
constante	186,090 (159.330)	218,692 (120.546)*	159,312 (129.183)	107,512 (92.760)	104,336 (87.755)	-87,817 (84.298)	162,451 (94.715)*	254,365 (66.975)***	227,041 (80.055)***
R-cuadrado	0,299	0,335	0,332	0,331	0,324	0,318	0,279	0,282	0,262

*Nota:* \*\*\* significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10%. Errores estándar robustos entre paréntesis.

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de PISA.

Tabla A.10

*Desigualdad de oportunidades en el acceso a educación de jóvenes de 15 años.*

<b>Acceso a</b>	<b>Educación media</b>			<b>Educación media privada</b>		
<b>Gini</b>	<b>Estimado</b>	<b>Interv. Conf. 95%</b>		<b>Estimado</b>	<b>Interv. Conf. 95%</b>	
2003	0,069	0,064	0,074	0,379	0,363	0,394
2004	0,067	0,062	0,073	0,365	0,350	0,378
2005	0,044	0,041	0,047	0,362	0,348	0,373
2006	0,058	0,055	0,062	0,349	0,339	0,357
2007	0,053	0,049	0,058	0,388	0,371	0,403
2008	0,063	0,058	0,069	0,347	0,338	0,361
2009	0,051	0,049	0,054	0,389	0,367	0,401
2010	0,047	0,043	0,051	0,397	0,384	0,414
2011	0,045	0,042	0,049	0,370	0,355	0,383
2012	0,053	0,049	0,058	0,427	0,411	0,444
<b>Gini absoluto</b>	<b>Estimado</b>	<b>Interv. Conf. 95%</b>		<b>Estimado</b>	<b>Interv. Conf. 95%</b>	
2003	0,061	0,057	0,066	0,096	0,090	0,102
2004	0,058	0,054	0,063	0,107	0,101	0,118
2005	0,040	0,037	0,042	0,106	0,098	0,112
2006	0,052	0,048	0,055	0,110	0,104	0,116
2007	0,046	0,043	0,052	0,112	0,106	0,119
2008	0,055	0,050	0,060	0,100	0,094	0,106
2009	0,046	0,044	0,050	0,111	0,105	0,117
2010	0,043	0,040	0,046	0,124	0,115	0,132
2011	0,041	0,038	0,044	0,107	0,097	0,114
2012	0,048	0,045	0,052	0,116	0,110	0,122
<b>Desvío estándar</b>	<b>Estimado</b>	<b>Interv. Conf. 95%</b>		<b>Estimado</b>	<b>Interv. Conf. 95%</b>	
2003	0,118	0,112	0,130	0,178	0,164	0,191
2004	0,118	0,108	0,126	0,200	0,186	0,211
2005	0,080	0,075	0,085	0,199	0,183	0,210
2006	0,104	0,098	0,111	0,201	0,193	0,210
2007	0,090	0,081	0,102	0,199	0,192	0,210
2008	0,112	0,105	0,122	0,182	0,176	0,192
2009	0,090	0,085	0,096	0,201	0,190	0,213
2010	0,086	0,079	0,093	0,224	0,214	0,236
2011	0,081	0,077	0,087	0,195	0,184	0,207
2012	0,098	0,091	0,107	0,212	0,196	0,220

*Nota:* Resultados encontrados a partir de las estimaciones del modelo no lineal Logit. Datos corresponden al segundo semestre de cada año. Intervalo de confianza estimado por bootstrap (100 reps.).

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de EPH.

Tabla A.10 (Cont.)

*Desigualdad de oportunidades en el acceso a educación de jóvenes de 15 años.*

<b>Acceso a</b> <b>Índice de</b> <b>Disimilitud</b>	<b>Educación media</b>			<b>Educación media privada</b>		
	<b>Estimado</b>	<b>Interv. Conf. 95%</b>		<b>Estimado</b>	<b>Interv. Conf. 95%</b>	
2003	0,051	0,046	0,054	0,279	0,265	0,291
2004	0,049	0,045	0,053	0,266	0,254	0,277
2005	0,031	0,030	0,034	0,260	0,247	0,272
2006	0,043	0,041	0,046	0,253	0,246	0,267
2007	0,038	0,034	0,041	0,291	0,280	0,304
2008	0,045	0,042	0,049	0,254	0,246	0,265
2009	0,037	0,035	0,040	0,288	0,276	0,298
2010	0,034	0,031	0,039	0,300	0,288	0,314
2011	0,034	0,031	0,036	0,270	0,256	0,285
2012	0,039	0,036	0,043	0,324	0,310	0,342

*Nota:* Resultados encontrados a partir de las estimaciones del modelo no lineal Logit. Datos corresponden al segundo semestre de cada año. Intervalo de confianza estimado por bootstrap (100 reps.).

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de EPH.

Tabla A.11

Desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa según puntaje OCDE.

Período	Estimado	Interv. Conf. 95%	Estimado	Interv. Conf. 95%	Estimado	Interv. Conf. 95%	Estimado	Interv. Conf. 95%	
<b>Panel a:</b>	<i>Al menos 1 de las pruebas</i>			<i>Al menos 2 de las pruebas</i>			<i>En las 3 pruebas</i>		
Gini									
2006	0,571	0,562	0,581	0,571	0,560	0,590	0,561	0,550	0,574
2009	0,584	0,575	0,597	0,554	0,544	0,565	0,736	0,726	0,754
2012	0,540	0,532	0,551	0,601	0,591	0,611	0,669	0,657	0,685
Gini absoluto									
2006	0,046	0,043	0,048	0,046	0,044	0,048	0,025	0,024	0,026
2009	0,090	0,087	0,095	0,074	0,071	0,076	0,088	0,081	0,093
2012	0,052	0,051	0,055	0,024	0,023	0,025	0,006	0,006	0,007
Desvío estándar									
2006	0,091	0,086	0,095	0,091	0,087	0,095	0,051	0,049	0,054
2009	0,181	0,176	0,187	0,151	0,142	0,157	0,203	0,193	0,218
2012	0,105	0,101	0,109	0,050	0,047	0,053	0,014	0,013	0,016
Índice de disimilitud									
2006	0,436	0,426	0,445	0,436	0,425	0,446	0,424	0,412	0,434
2009	0,446	0,437	0,455	0,416	0,407	0,427	0,596	0,578	0,612
2012	0,410	0,403	0,422	0,462	0,452	0,474	0,533	0,523	0,553
<b>Panel b:</b>	<i>Al menos en lectura</i>			<i>Al menos en matemáticas</i>			<i>Al menos en ciencia</i>		
Gini									
2006	0,592	0,584	0,606	0,571	0,560	0,587	0,571	0,560	0,590
2009	0,622	0,613	0,631	0,670	0,660	0,684	0,557	0,551	0,570
2012	0,530	0,522	0,539	0,682	0,670	0,694	0,512	0,504	0,523
Gini absoluto									
2006	0,041	0,039	0,044	0,032	0,030	0,034	0,046	0,044	0,048
2009	0,087	0,084	0,092	0,062	0,058	0,066	0,071	0,067	0,074
2012	0,047	0,046	0,048	0,012	0,011	0,012	0,020	0,019	0,021
Desvío estándar									
2006	0,085	0,080	0,090	0,068	0,064	0,072	0,091	0,087	0,099
2009	0,182	0,174	0,188	0,144	0,137	0,152	0,147	0,138	0,154
2012	0,093	0,090	0,096	0,028	0,026	0,032	0,038	0,037	0,039
Índice de disimilitud									
2006	0,454	0,443	0,470	0,430	0,417	0,441	0,436	0,424	0,447
2009	0,479	0,472	0,492	0,519	0,510	0,532	0,419	0,408	0,429
2012	0,404	0,396	0,411	0,536	0,525	0,551	0,391	0,383	0,403

Nota: Resultados encontrados a partir de las estimaciones del modelo no lineal Logit. Intervalo de confianza estimado por bootstrap (100 reps.).

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

Tabla A.12

*Intervalos de confianza de desigualdad de oportunidades del desempeño educativo.*

Prueba	MCO						Efectos Fijos					
	Lectura		Matemática		Ciencias		Lectura		Matemática		Ciencias	
Gini	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%
<i>Parte a: Desigualdad de resultados</i>												
2006	0,17	0,18	0,14	0,15	0,14	0,15	0,17	0,18	0,14	0,15	0,14	0,15
2009	0,14	0,15	0,13	0,13	0,13	0,14	0,14	0,15	0,13	0,13	0,13	0,14
2012	0,12	0,13	0,10	0,11	0,11	0,11	0,12	0,13	0,10	0,11	0,11	0,11
<i>Parte b: Desigualdad de oportunidades</i>												
2006	0,61	0,68	0,08	0,08	0,27	0,29	0,04	0,04	0,02	0,02	0,02	0,02
2009	0,08	0,08	0,07	0,08	0,04	0,05	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01
2012	0,04	0,04	0,05	0,05	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01
<i>Parte c: Contribución de la desigualdad de oportunidades</i>												
2006	351%	365%	54%	52%	198%	198%	24%	24%	15%	15%	13%	13%
2009	55%	55%	57%	57%	33%	33%	16%	16%	14%	14%	11%	11%
2012	31%	31%	45%	45%	31%	30%	18%	18%	16%	16%	13%	13%
Gini absoluto	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%
<i>Parte a: Desigualdad de resultados</i>												
2006	66,44	70,17	54,42	57,27	54,86	58,00	66,44	70,17	54,42	57,27	54,86	58,00
2009	57,15	59,63	50,20	52,60	54,64	56,79	57,15	59,63	50,20	52,60	54,64	56,79
2012	51,05	53,29	40,79	42,68	45,37	47,14	51,05	53,29	40,79	42,68	45,37	47,14
<i>Parte b: Desigualdad de oportunidades</i>												
2006	24,37	25,71	21,78	22,83	20,93	21,89	11,45	12,08	8,50	8,76	7,41	7,73
2009	25,18	26,46	22,37	23,59	23,21	24,17	9,62	10,07	7,10	7,42	7,11	7,35
2012	16,61	17,46	14,75	15,26	14,67	15,22	9,83	10,18	6,93	7,19	6,13	6,33
<i>Parte c: Contribución de la desigualdad de oportunidades</i>												
2006	37%	37%	40%	40%	38%	38%	17%	17%	16%	15%	14%	13%
2009	44%	44%	45%	45%	42%	43%	17%	17%	14%	14%	13%	13%
2012	33%	33%	36%	36%	32%	32%	19%	19%	17%	17%	14%	13%

Nota: Intervalos de confianza estimados por bootstrap (100 reps.)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.



Tabla A.12 (Cont.)

*Intervalos de confianza de desigualdad de oportunidades del desempeño educativo.*

Prueba	MCO						Efectos Fijos					
	Lectura		Matemática		Ciencias		Lectura		Matemática		Ciencias	
Desvío estándar	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%	Int. Conf. 95%
<i>Parte a: Desigualdad de resultados</i>												
2006	117,97	123,32	96,33	102,16	95,57	102,34	117,97	123,32	96,33	102,16	95,57	102,34
2009	101,17	105,76	91,32	89,48	96,93	101,28	101,17	105,76	91,32	89,48	96,93	101,28
2012	90,69	94,48	72,51	75,51	80,20	83,79	90,69	94,48	72,51	75,51	80,20	83,79
<i>Parte b: Desigualdad de oportunidades</i>												
2006	43,30	45,51	38,06	40,15	36,68	38,63	21,15	23,34	14,83	15,35	13,16	13,76
2009	44,79	46,92	40,12	41,76	40,54	42,50	17,16	17,87	12,59	13,01	12,56	12,91
2012	29,27	30,59	25,62	26,70	25,52	26,59	17,15	17,69	12,14	12,58	10,84	11,17
<i>Parte c: Contribución de la desigualdad de oportunidades</i>												
2006	37%	37%	40%	39%	38%	38%	18%	19%	15%	15%	14%	13%
2009	44%	44%	44%	47%	42%	42%	17%	17%	14%	15%	13%	13%
2012	32%	32%	35%	35%	32%	32%	19%	19%	17%	17%	14%	13%

Nota: Intervalos de confianza estimados por bootstrap (100 reps.)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de PISA.

## Sobre el Autor

### Montserrat Serio

Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Cuyo (UNCuyo) - CONICET  
[monserrat.serio@fce.uncu.edu.ar](mailto:monserrat.serio@fce.uncu.edu.ar)

Doctora en Economía por la Universidad Nacional de La Plata (UNLP), Argentina. Becaria doctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Jefe de Trabajos Prácticos de la Licenciatura en Economía de la Universidad Nacional de Cuyo. Directora del Proyecto de Investigación “Desigualdades educativas entre escuelas públicas y privadas en Argentina” D015, Res. N° 3853/16-R subsidiado por la SECTyP de la Universidad Nacional de Cuyo. Áreas de investigación de interés: economía de la educación, economía de la salud, distribución, microeconometría aplicada.

---

archivos analíticos de políticas  
educativas

ISSN 1068-2341



Volumen 25 Número 121 11 de diciembre 2017

ISSN 1068-2341



Los/as lectores/as pueden copiar, mostrar, y distribuir este artículo, siempre y cuando se de crédito y atribución al autor/es y a Archivos Analíticos de Políticas Educativas, se distribuya con propósitos no-comerciales, no se altere o transforme el trabajo original. Más detalles de la licencia de Creative Commons se encuentran en <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/3.0> Cualquier otro uso debe ser aprobado en conjunto por el autor/es, o AAPE/EPAA. La sección en español para Sud América de AAPE/EPAA es publicada por el *Mary Lou Fulton Teachers College, Arizona State University* y la *Universidad de San Andrés* de Argentina. Los artículos que aparecen en AAPE son indexados en CIRC (Clasificación Integrada de Revistas Científicas, España) DIALNET (España), [Directory of Open Access Journals](#), EBSCO Education Research Complete, ERIC, Education Full Text (H.W. Wilson), QUALIS A1 (Brasil), SCImagoJournal Rank; SCOPUS, SOCOLAR (China)

Por errores y sugerencias contacte a [Fischman@asu.edu](mailto:Fischman@asu.edu)

Síguenos en EPAA's Facebook comunidad at <https://www.facebook.com/EPAAAPE> y en Twitter [@epaa\\_aape](https://twitter.com/epaa_aape).

---

archivos analíticos de políticas educativas  
consejo editorial

Editor Consultor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Editores Asociados: **Armando Alcántara Santuario** (Universidad Nacional Autónoma de México), **Jason Beech**,  
(Universidad de San Andrés), **Angelica Buendía**, (Metropolitan Autonomous University), **Ezequiel Gomez Caride**,  
(Pontificia Universidad Católica Argentina), **Antonio Luzon**, (Universidad de Granada), **José Luis Ramírez**,  
Universidad de Sonora)

**Claudio Almonacid**

Universidad Metropolitana de  
Ciencias de la Educación, Chile

**Miguel Ángel Arias Ortega**

Universidad Autónoma de la  
Ciudad de México

**Xavier Besalú Costa**

Universitat de Girona, España

**Xavier Bonal Sarro** Universidad  
Autónoma de Barcelona, España

**Antonio Bolívar Boitia**

Universidad de Granada, España

**José Joaquín Brunner** Universidad  
Diego Portales, Chile

**Damián Canales Sánchez**

Instituto Nacional para la  
Evaluación de la Educación,  
México

**Gabriela de la Cruz Flores**

Universidad Nacional Autónoma de  
México

**Marco Antonio Delgado Fuentes**

Universidad Iberoamericana,  
México

**Inés Dussel**, DIE-CINVESTAV,  
México

**Pedro Flores Crespo** Universidad  
Iberoamericana, México

**Ana María García de Fanelli**

Centro de Estudios de Estado y  
Sociedad (CEDES) CONICET,  
Argentina

**Juan Carlos González Faraco**

Universidad de Huelva, España

**María Clemente Linuesa**

Universidad de Salamanca, España

**Jaume Martínez Bonafé**

Universitat de València, España

**Alejandro Márquez Jiménez**

Instituto de Investigaciones sobre la  
Universidad y la Educación,  
UNAM, México

**María Guadalupe Olivier Tellez**,  
Universidad Pedagógica Nacional,  
México

**Miguel Pereyra** Universidad de  
Granada, España

**Mónica Pini** Universidad Nacional  
de San Martín, Argentina

**Omar Orlando Pulido Chaves**

Instituto para la Investigación  
Educativa y el Desarrollo  
Pedagógico (IDEP)

**Paula Razquin** Universidad de San  
Andrés, Argentina

**José Ignacio Rivas Flores**

Universidad de Málaga, España

**Miriam Rodríguez Vargas**

Universidad Autónoma de  
Tamaulipas, México

**José Gregorio Rodríguez**

Universidad Nacional de Colombia,  
Colombia

**Mario Rueda Beltrán** Instituto de  
Investigaciones sobre la Universidad  
y la Educación, UNAM, México

**José Luis San Fabián Maroto**

Universidad de Oviedo,  
España

**Jurjo Torres Santomé**, Universidad  
de la Coruña, España

**Yengny Marisol Silva Laya**

Universidad Iberoamericana,  
México

**Ernesto Treviño Ronzón**

Universidad Veracruzana, México

**Ernesto Treviño Villarreal**

Universidad Diego Portales  
Santiago, Chile

**Antoni Verger Planells**

Universidad Autónoma de  
Barcelona, España

**Catalina Wainerman**

Universidad de San Andrés,  
Argentina

**Juan Carlos Yáñez Velazco**

Universidad de Colima, México

education policy analysis archives  
editorial board

Lead Editor: **Audrey Amrein-Beardsley** (Arizona State University)

Editor Consultor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Associate Editors: **David Carlson, Lauren Harris, Margarita Jimenez-Silva, Eugene Judson, Mirka Koro-Ljungberg, Scott Marley, Jeanne M. Powers, Iveta Silova, Maria Teresa Tatto** (Arizona State University)

**Cristina Alfaro** San Diego State University

**Ronald Glass** University of California, Santa Cruz

**R. Anthony Rolle** University of Houston

**Gary Anderson** New York University

**Jacob P. K. Gross** University of Louisville

**A. G. Rud** Washington State University

**Michael W. Apple** University of Wisconsin, Madison

**Eric M. Haas** WestEd

**Patricia Sánchez** University of University of Texas, San Antonio

**Jeff Bale** OISE, University of Toronto, Canada

**Julian Vasquez Heilig** California State University, Sacramento

**Janelle Scott** University of California, Berkeley

**Aaron Bevanot** SUNY Albany

**Kimberly Kappler Hewitt** University of North Carolina Greensboro

**Jack Schneider** College of the Holy Cross

**David C. Berliner** Arizona State University

**Aimee Howley** Ohio University

**Noah Sobe** Loyola University

**Henry Braun** Boston College

**Steve Klees** University of Maryland

**Nelly P. Stromquist** University of Maryland

**Casey Cobb** University of Connecticut

**Jaekyung Lee** SUNY Buffalo

**Benjamin Superfine** University of Illinois, Chicago

**Arnold Danzig** San Jose State University

**Jessica Nina Lester** Indiana University

**Sherman Dorn** Arizona State University

**Linda Darling-Hammond** Stanford University

**Amanda E. Lewis** University of Illinois, Chicago

**Adai Tefera** Virginia Commonwealth University

**Elizabeth H. DeBray** University of Georgia

**Chad R. Lochmiller** Indiana University

**Tina Trujillo** University of California, Berkeley

**Chad d'Entremont** Rennie Center for Education Research & Policy

**Christopher Lubienski** Indiana University

**Federico R. Waitoller** University of Illinois, Chicago

**John Diamond** University of Wisconsin, Madison

**Sarah Lubienski** Indiana University

**Larisa Warhol** University of Connecticut

**Matthew Di Carlo** Albert Shanker Institute

**William J. Mathis** University of Colorado, Boulder

**John Weathers** University of Colorado, Colorado Springs

**Michael J. Dumas** University of California, Berkeley

**Michele S. Moses** University of Colorado, Boulder

**Kevin Welner** University of Colorado, Boulder

**Kathy Escamilla** University of Colorado, Boulder

**Julianne Moss** Deakin University, Australia

**Terrence G. Wiley** Center for Applied Linguistics

**Melissa Lynn Freeman** Adams State College

**Sharon Nichols** University of Texas, San Antonio

**John Willinsky** Stanford University

**Rachael Gabriel** University of Connecticut

**Eric Parsons** University of Missouri-Columbia

**Jennifer R. Wolgemuth** University of South Florida

**Amy Garrett Dikkers** University of North Carolina, Wilmington

**Susan L. Robertson** Bristol University, UK

**Kyo Yamashiro** Claremont Graduate University

**Gene V Glass** Arizona State University

**Gloria M. Rodriguez** University of California, Davis

arquivos analíticos de políticas educativas  
conselho editorial

Editor Consultor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Editoras Associadas: **Geovana Mendonça Lunardi Mendes** (Universidade do Estado de Santa Catarina),

**Marcia Pletsch, Sandra Regina Sales** (Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro)

**Almerindo Afonso**

Universidade do Minho  
Portugal

**Alexandre Fernandez Vaz**

Universidade Federal de Santa  
Catarina, Brasil

**José Augusto Pacheco**

Universidade do Minho, Portugal

**Rosanna Maria Barros Sá**

Universidade do Algarve  
Portugal

**Regina Célia Linhares Hostins**

Universidade do Vale do Itajaí,  
Brasil

**Jane Paiva**

Universidade do Estado do Rio de  
Janeiro, Brasil

**Maria Helena Bonilla**

Universidade Federal da Bahia  
Brasil

**Alfredo Macedo Gomes**

Universidade Federal de Pernambuco  
Brasil

**Paulo Alberto Santos Vieira**

Universidade do Estado de Mato  
Grosso, Brasil

**Rosa Maria Bueno Fischer**

Universidade Federal do Rio Grande  
do Sul, Brasil

**Jefferson Mainardes**

Universidade Estadual de Ponta  
Grossa, Brasil

**Fabiany de Cássia Tavares Silva**

Universidade Federal do Mato  
Grosso do Sul, Brasil

**Alice Casimiro Lopes**

Universidade do Estado do Rio de  
Janeiro, Brasil

**Jader Janer Moreira Lopes**

Universidade Federal Fluminense e  
Universidade Federal de Juiz de Fora,  
Brasil

**António Teodoro**

Universidade Lusófona  
Portugal

**Suzana Feldens Schwertner**

Centro Universitário Univates  
Brasil

**Debora Nunes**

Universidade Federal do Rio Grande  
do Norte, Brasil

**Lílian do Valle**

Universidade do Estado do Rio de  
Janeiro, Brasil

**Flávia Miller Naethe Motta**

Universidade Federal Rural do Rio de  
Janeiro, Brasil

**Alda Junqueira Marin**

Pontifícia Universidade Católica de  
São Paulo, Brasil

**Alfredo Veiga-Neto**

Universidade Federal do Rio  
Grande do Sul, Brasil

**Dalila Andrade Oliveira**

Universidade Federal de Minas  
Gerais, Brasil