



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLIX Reunión Anual

Noviembre de 2014

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-2-2

DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES
EDUCATIVAS: ¿DÉCADA GANADA O PERDIDA?

Serio, Monserrat

Desigualdad de oportunidades educativas: ¿década ganada o perdida? [†]

Montserrat Serio^{*}

Resumen

Este trabajo explora la desigualdad de oportunidades educativas de los jóvenes de Argentina en la última década. El análisis se enfoca en tres dimensiones: acceso a la educación, calidad educativa y logros educativos. Se estima una distribución de resultados educativos condicionada a las circunstancias de los estudiantes utilizando microdatos de las EPH y de PISA. Los resultados sugieren que la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación se ha mantenido estable mientras que la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa ha aumentado en la última década. Respecto a los logros educativos la misma es particularmente alta en el país.

Abstract

This paper analyzes inequality of opportunity on education among young students of Argentina in the last decade. It focuses on three dimensions: access to education, access to quality education and educational achievement of students. We estimate a distribution of educational outcomes conditional to the students' circumstances using household surveys data and PISA data. The results suggest that inequality of opportunity in access to secondary education has remained stable and the inequality of opportunity in access to high quality education has increased in the last decade. In addition the results obtained reveals that inequality of opportunity of educational achievements is particularly high.

Palabras claves: desigualdad; oportunidades; educación.

Código JEL: D30, I24, I31.

[†]El presente trabajo es parte del plan de tesis para optar por el título de Doctor en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata. Agradezco los comentarios y sugerencias recibidos en los seminarios del doctorado así también los comentarios y observaciones de Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini. Los errores y omisiones son exclusiva responsabilidad de la autora.

^{*}Becaria del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) – Investigadora de la FCE-SECTyP de la UNCuyo – UNLP. Correo electrónico: monserratserio@yahoo.com.

1. Introducción

La igualdad de oportunidades es un concepto ampliamente aceptado en la sociedad que en los últimos años ha tomado cada vez mayor fuerza en el país encontrándose en casi todos los discursos sociales. El mismo está estrechamente relacionado con la equidad distributiva y si bien las personas coinciden en la importancia del concepto de igualdad de oportunidades, es muy probable que no lo hagan en cuanto a qué se entiende por igualdad de oportunidades.

Una definición extendida de igualdad de oportunidades es la propuesta por Roemer (1998), quien divide a los factores que determinan un resultado de un individuo en aquellos que el individuo elige y es responsable de los mismos y en aquellos que el individuo no tiene ningún tipo de control. A los primeros los denomina “esfuerzos”, y a los segundos los llama “circunstancias”. Este autor define igualdad de oportunidades a una situación donde la distribución de resultados de una sociedad es independiente de las circunstancias. Es decir, que la desigualdad sólo proviene de los distintos esfuerzos realizados por los individuos.

Sin embargo, aparecen algunas cuestiones conceptuales. Primero, la división entre factores de esfuerzo y de circunstancias no es obvia. En un caso extremo todos los factores podrían ser considerados exógenos al individuo, ya que una persona no tiene control total por ejemplo de sus genes, preferencias, etc. Segundo, algunas diferencias en resultados debido a variables de circunstancias podrían ser socialmente aceptadas, como puede ser el caso del talento. Tercero, algunas variables de elección pueden generar diferencias socialmente inaceptables, como por ejemplo el estatus migratorio. Asimismo, no es tarea simple determinar el rol de la suerte en la igualdad de oportunidades.

Algunos autores prefieren distinguir entre factores socialmente aceptables y socialmente no aceptables. Pero tampoco es sencilla esta clasificación ya que es muy probable que dicha selección no sea objetiva y dependa de las preferencias, procesos culturales, principios de bienestar y juicios de valor de la sociedad en su conjunto. Sin embargo, estas dificultades no son particulares de este trabajo en sí, sino que es un asunto que atraviesa a toda la literatura de desigualdad de oportunidades y da lugar a una extensa discusión normativa (Roemer (1993, 1998, 2004, 2012), Fleurbaey (2008), entre otros).¹

Este documento se enfoca en la desigualdad de oportunidades en educación y con motivo de simplificación, se consideran variables de esfuerzo todas aquellas variables que generan desigualdades que son socialmente aceptables y variables de circunstancia las que generan desigualdades socialmente no aceptables.

En muchas ocasiones se piensa que la educación es una forma de nivelar “el campo de juego” entre los individuos y a educar como una acción igualadora de oportunidades. Más aún, la Ley Nacional de Educación Argentina Nro. 26.206 dispone que la educación debe brindar a todas las personas las oportunidades necesarias para el desarrollo integral de su vida.

El principal objetivo de ese trabajo es explorar el grado de desigualdad de oportunidades educativas de los jóvenes de Argentina. Las variables de resultado provienen de la dimensión educativa y se toman tres tipos de resultados: acceso a educación, acceso a calidad educativa y logros educativos. Se concibe al acceso a educación como un concepto de igualdad de oportunidades relacionado con el enfoque de acceso a ventajas (“equal access to advantage”) propuesto por Cohen (1989). Por otro lado, las diferencias en los logros educativos son socialmente aceptadas si son producto de distintos esfuerzos de los individuos, los que también darían cuenta de igualdad de oportunidades desde el enfoque de Roemer.

Asimismo, la medición de desigualdad de oportunidades no está exenta de complicaciones empíricas. Si bien en los últimos años ha habido un esfuerzo en la literatura para operativizar el concepto de desigualdad de oportunidades y medirlo, no existen aún mediciones sistemáticas del fenómeno. En particular en Argentina las mediciones son escasas. Por ello es que

¹ Una excelente síntesis sobre la discusión normativa se puede encontrar en Roemer y Trannoy (forthcoming).

se intenta contribuir con evidencia empírica sobre el grado de desigualdad de oportunidades educativas en Argentina, presentando mediciones de desigualdad educativa a partir de la estimación de varios modelos educativos en función de variables socialmente aceptables y variables socialmente no aceptables (variables de circunstancias).

Algunas de las preguntas que se pretenden responder son ¿existe desigualdad de oportunidades de educación en Argentina? ¿Qué tan iguales son las oportunidades educativas de los jóvenes que difieren en edad, género, lugar de residencia, educación y ocupación de los padres? En el caso que exista desigualdad, ¿qué tan pronunciada es? ¿Acaso la desigualdad de oportunidades es mayor en el acceso a calidad educativa o lo es igual para el acceso en general? Una vez que se accede al sistema educativo, ¿continúan habiendo desigualdades de oportunidades en lo que respecta a los logros educativos?

El análisis se realiza para la educación media de los jóvenes de Argentina. Para ello se utilizan los datos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) desde 2003 a 2012 y la base de datos del Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA, por sus siglas en inglés) de la OCDE de los años 2006, 2009 y 2012. Se analiza la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación media en forma general. También se estudia la desigualdad de oportunidades en el acceso a la calidad educativa, medida a través de variables proxy como el tipo de establecimiento educativo -público o privado-, deserción y los puntajes promedios de los establecimientos obtenidos en las pruebas PISA. Para luego medir el grado de desigualdad de oportunidades en los logros educativos utilizando la distribución de los puntajes de los estudiantes en las pruebas internacionales.

Dada la obligatoriedad de la Ley Nacional de Educación, programas de transferencias condicionadas como la Asignación Universal por Hijo (AUH), programas educativos, así como las altas tasas de acceso y terminación de la educación primaria que rigen en Argentina, es de esperar que las circunstancias de los individuos no tengan un efecto significativo en el acceso a la secundaria.² Más aún, existen programas de contención de jóvenes en la escuela independientemente de sus características ya sea género, estatus migratorio, nivel social y cultural. No obstante, se podría esperar un mayor grado de desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa, por ejemplo si se observa que las escuelas con mayor calidad educativa son las escuelas privadas y asistir a ellas implica un pago de matrícula, algunas sociedades podrían considerar las diferencias de acceso a la misma no aceptables al estar relacionadas con el nivel económico de la familia. Por otro lado, no parece tan simple esperar un mayor grado de desigualdad de oportunidades respecto a los logros educativos en sí, ya que es muy probable que la distribución de resultados sea reflejo de factores socialmente aceptables como las habilidades innatas. Siguiendo a PISA, se considera logro educativo a la capacidad de los jóvenes para utilizar sus conocimientos y destrezas para afrontar los retos de la vida real, más que en el dominio de currículos educativos concretos y conocimientos adquiridos (OCDE, 2005). La evaluación de PISA está orientada para medir hasta qué punto los estudiantes de 15 años están preparados para afrontar los desafíos de las actuales sociedades del conocimiento más que medir los conocimientos en sí.

Los resultados encontrados en este documento no sugieren una tendencia marcada de desigualdad de oportunidades en el acceso de educación media en la última década. Los índices que surgen de la estimaciones indican una tendencia relativamente estable de la desigualdad de oportunidades entre 2003 y 2009 y una tendencia levemente descendente en los últimos años. Sin embargo, cuando se restringe el análisis a jóvenes de 15 años, si bien se encuentra una tendencia estable, en los últimos años se observa un incremento en la desigualdad de oportunidades.

En cuanto a la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa, los índices

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

arrojan que la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación privada ha aumentado entre 2006 y 2012. Así como también ha aumentado la desigualdad de oportunidades en la probabilidad de deserción escolar. Pero cuando se extiende el análisis a otras definiciones de calidad educativa, se encuentra que la desigualdad de oportunidades ha aumentado en el acceso a escuelas cuyos alumnos presentan en promedio puntajes iguales o superiores al promedio de los países de la OCDE en matemáticas o en las 3 pruebas PISA en forma conjunta (lectura, matemáticas y ciencias). Estos últimos establecimientos son considerados de “calidad alta” ya que brindan a los alumnos una calidad educativa integral.

Por último, se observa una disminución en la desigualdad de oportunidades de la distribución de los logros educativos entre 2006 y 2012, tras un incremento en 2009. No obstante, a diferencia de lo que se esperaba el grado de desigualdad de oportunidades que se encuentra es bastante alto en comparación a lo encontrado en otros estudios. En cuanto al efecto parcial de las circunstancias, la educación de los padres y ocupación de los padres parecen ser un condicionante de los logros educativos de los estudiantes que ha ido incrementándose durante los años.

El trabajo se estructura de la siguiente manera, en la sección 2 se presentan los antecedentes del tema. En la sección 3 se presenta la metodología utilizada y se describe las variables y los datos a utilizar. En la sección 4 se muestran los resultados de desigualdad de oportunidad a partir de las estimaciones correspondientes. Y finalmente, en la sección 5 se exponen las principales conclusiones.

2. Antecedentes

Si bien el estudio de desigualdad y equidad es de larga data, la teoría de desigualdad de oportunidades es relativamente nueva. Roemer (1998), principal exponente, propone analizar la desigualdad de oportunidades a partir de los factores que afectan la distribución de los resultados de los individuos. Estos factores se pueden dividir entre esfuerzos y circunstancias. El autor define igualdad de oportunidades esencialmente a una situación donde los resultados de los individuos son distribuidos independientemente de las circunstancias.

En los últimos años, se ha abordado la teoría de desigualdad de oportunidades empíricamente con el objeto de obtener medidas 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 (Peragine (2004); Bourguignon et al. (2007a, 2007b, 2013); Paes de Barros et al. (2008); Lefranc et al. (2008, 2009); Checchi y Peragine (2005, 2010); Ferreira y Gignoux (2011); Ferreira, Gignoux y Aran (2011); Singh (2012); Yalonetzky (2012); Niehues y Peichl (2013); Ferreira et al. (2013); Brunori et al. (2013)).

Entre ellos, 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 nivel de 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 tests estadísticos de dominancia estocástica de primer orden y de segundo orden de funciones de distribución condicionadas en “types”, 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 en Bourguignon et al. (2007b, 2013) que consiste en estimar una ecuación de resultados (ingresos, salarios y consumo) en función de variables de circunstancias y de esfuerzo, y simular distribuciones de resultados contrafactuales depurándolas de los efectos de las variables de circunstancias.

Respecto a educación, la literatura evidencia una correlación entre educación y salarios; uno de los principales intereses es comprobar si dicha correlación es reflejo de un impacto causal de la educación en los ingresos laborales (Card, 1999; Ashenfelter et al., 1999). Con lo cual el acceso a educación se podría concebir como un concepto de igualdad de oportunidades, ya que educarse podría ser considerada una acción igualadora de oportunidades tanto educativas como de ingresos. Como se dijo anteriormente el concepto de acceso a educación está relacionado con el enfoque de igualdad de acceso a ventajas propuesto por Cohen (1989). Por otro lado, en muchas ocasiones se considera que la educación es una forma de nivelar “el campo de juego” entre los individuos, que es la idea básica detrás del concepto de igualdad de oportunidades propuesto por Roemer.

En Argentina, se considera a la educación como un canal para brindar las mismas oportunidades a todos los individuos. Según la Ley Nacional de Educación (2006) No. 26.206 *“La educación brindará las oportunidades necesarias para desarrollar y fortalecer la formación integral de las personas a lo largo de toda la vida y promover en cada educando/a la capacidad de definir su proyecto de vida, basado en los valores de libertad, paz, solidaridad, igualdad, respeto a la diversidad, justicia, responsabilidad y bien común.”*(art. 8).³ Además dispone en su art. 11 *“.. asegurar una educación de calidad con igualdad de oportunidades y posibilidades, sin desequilibrios regionales ni inequidades sociales”*. Es por ello que también es de interés la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa.

Si bien existe abundante literatura sobre la función de producción educativa, desigualdad en educación y su relación con los ingresos laborales, existen pocos estudios que analizan la desigualdad de oportunidades en educación. Algunos de ellos son Roemer (1998), Gasparini (2002), Betts y Roemer (2006), Brunello y Chechi (2007), Waltenberg y Vandenberghe (2007), Schütz, Ursprung y Wössmann (2008), Paes de Barros et al. (2008), Gamboa y Waltenberg (2012), Ferreira y Gignoux (2013).

Paes de Barros et al. (2008) analizan la desigualdad de oportunidades en el acceso educativo para 5 países de América Latina (Argentina, Brazil, Chile, México y Perú). Para ello proponen un Índice de Oportunidades Humanas (HOI, por sus siglas en inglés), basado en el índice de disimilitud de la teoría de segregación y en las probabilidades de acceso (estimadas a partir de modelos no lineales con métodos paramétricos).

A partir de métodos no paramétricos Gasparini (2002) estudia la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación media en Argentina causada por diferencias en variables socialmente inaceptables. 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.

Por otro lado, algunos autores se han enfocado en la desigualdad de oportunidades en el logro educativo. Utilizando como proxy de logros educativos los puntajes de los exámenes rendidos en pruebas estándares como las pruebas internacionales PISA o TIMSS. Schütz, Ursprung y Wössmann (2008) proporcionan una medida de desigualdad de oportunidades educativas en 54 países, estimando el efecto de los antecedentes familiares en el rendimiento de los estudiantes en dos pruebas TIMSS internacionales. Por su parte, Ferreira y Gignoux (2013) miden la desigualdad de oportunidades en los logros educativos utilizando los puntajes de las pruebas PISA de 2006 en 57 países y encuentran que aproximadamente entre el 10 % y el 30 % de la distribución de los puntajes puede interpretarse como desigualdad de oportunidades.

³La ley de educación anterior, la Ley Federal de Educación (1993) No. 24.195, también concebía el concepto de igualdad de oportunidades, por ejemplo su art. 8 disponía que *“El sistema educativo asegurará a todos los habitantes del país el ejercicio efectivo de su derecho a aprender, mediante la igualdad de oportunidades y posibilidades, sin discriminación alguna.”*

3. Metodología

3.1. Conceptos preliminares: definición de desigualdad de oportunidades

Seguendo a Roemer (1998) se considera una población finita de individuos $i = 1, \dots, n$. Cada individuo i está caracterizado por un conjunto de atributos

$$\{y_i, C_i, E_i\},$$

donde y_i es el resultado, C_i el vector de circunstancias y E_i el nivel de esfuerzo. Como se expresó anteriormente en este trabajo se considera variables de circunstancias a aquellas que son socialmente no aceptables y esfuerzos a aquellas que sí lo son.

Se divide a la población en grupos denominados “types”, cada grupo se conforma por personas que presentan las mismas circunstancias. Esta partición viene dada por

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

donde T_h representa el type h y se cumple que

$$T_1 \cup T_2 \cup \dots \cup T_k = \{1, \dots, n\},$$

$$T_l \cap T_k = \emptyset, \forall l, k, l \neq k,$$

$$C_i = C_j \quad \forall i, j \quad \text{tal que } i \in T_k, j \in T_k, \text{ para algún } k.$$

Es decir que cada type es homogéneo en términos de circunstancias y los individuos de cada type sólo difieren en esfuerzos. Con lo cual el interés reside en las diferencias de los resultados, y , entre types. Una definición formal de igualdad de oportunidades es:

$$F^k(y) = F^l(y) \quad \forall k, l \text{ tal que } T_k \in T, T_l \in T$$

donde F^k es la función de distribución acumulada de la variable resultado y en el type k y F^l es la función de distribución acumulada de la variable resultado y en el type l .⁴

Otra definición siguiendo un criterio más débil es:

Si se considera $\mu^k(y) = \int_0^\infty y dF^k(y)$, entonces existe igualdad de oportunidades cuando

$$\mu^k(y) = \mu^l(y), \quad \forall k, l \text{ tal que } T_k \in T, T_l \in T.$$

Este criterio es consistente con la definición fuerte ya que para cualquier k, l si

$$F^k(y) = F^l(y) \Rightarrow \mu^k(y) = \mu^l(y),$$

con lo cual es posible deducir que

$$\mu^k(y) \neq \mu^l(y) \text{ para algún } k \text{ y } l \Rightarrow F^k(y) \neq F^l(y).$$

Se puede utilizar este último criterio como test empírico de desigualdad de oportunidades. Cabe tener en cuenta que al ser un criterio más débil puede no rechazarse la hipótesis nula de

⁴Notar que el ranking de esfuerzo π y el ranking de la variable de resultado debe ser el mismo dentro de cada grupo type: $y^k(\pi) = y^l(\pi)$.

igualdad de oportunidades cuando ésta es falsa según el criterio fuerte (error de tipo 2).

3.2. Modelo de estimación

Se estima para una población de individuos $i = 1, \dots, n$ un modelo de resultados educativos en función de distintos factores. Estos se dividen en: variables de circunstancias o lo que es lo mismo variables no aceptables ($C_{j,i}$ con $j = 1, \dots, J$), variables de esfuerzo ($E_i(C_i, v_i)$) que dependen de las circunstancias y un término aleatorio (v_i), otras variables aceptables ($X_{m,i}$ con $m = 1, \dots, M$) y un término no observable ε_i :

$$y_i = f(\beta; E_i(C_i, v_i), X_i, C_i, \varepsilon_i), \quad (1)$$

con $i = 1, \dots, n$.

Formalmente, bajo el supuesto de linealidad el modelo planteado es de la forma:

$$y_i = E_i\gamma + X_i'\theta + C_i'\alpha + \varepsilon_i, \quad (2)$$

$$E_i = C_i'\delta + v_i, \quad (3)$$

donde y_i es el resultado educativo individual, X_i es un vector de variables aceptables de orden $M \times 1$, C_i es un vector de circunstancias de orden $J \times 1$, δ , α y θ son vectores de coeficientes. Si el interés reside en el impacto total de las circunstancias sobre y entonces, según Bourguignon et al. (2007b), es posible estimar una ecuación reducida al reemplazar (3) en (2):

$$y_i = X_i'\theta + C_i'\beta + u_i, \quad (4)$$

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

Este enfoque paramétrico consiste en estimar distribuciones de resultados $\hat{y}$ contrafactuales capturando los efectos de las variables de circunstancias de la siguiente manera:

$$\hat{y}_i = \bar{X}_i'\hat{\theta} + C_i'\hat{\beta}.$$

Asignando a todos los individuos las mismas características aceptables $\bar{X}$. De esta forma las diferencias en $\hat{y}$ vienen dadas por las diferencias de circunstancias. La desigualdad de esta distribución contrafactual estaría relacionada con dichas circunstancias, y podría considerarse como desigualdad de oportunidades.

Esto está en línea con la definición débil de desigualdad de oportunidades, la cual en vez de enfocarse en toda la distribución acumulada de y de los individuos condicionada a un conjunto de características, se interesa en el primer momento de dicha distribución: $E[y | C]$ (la esperanza condicionada).⁵

Cabe señalar que no es correcto interpretar los coeficientes de las variables de circunstancias como efectos causales, ya que es muy probable que sufran problemas de sesgo de variables omitidas. No obstante, como es de interés el efecto conjunto de las circunstancias, si todas las variables omitidas son consideradas circunstancias y no están correlacionadas con X_i , el

⁵Pues el modelo de regresión lineal no es más que:

$$y_i = E[y_i | C_i] + u_i,$$

con $i = 1, \dots, n$.

término $C_i\hat{\beta}$ daría cuenta sobre la contribución de todos los factores no observables relacionados con la circunstancia observada. Ferreira y Gignoux (2011) argumentan que en este caso es posible encontrar un límite inferior del efecto de las circunstancias sobre y . Supongamos que el siguiente vector contiene todas las variables de circunstancias del modelo

$$C_i^T = (C_i, C_i^*)$$

y que sólo se observa un conjunto específico de circunstancias C_i . Entonces $\hat{\beta}$ presentaría el problema de sesgo de variables omitidas. Si la correlación entre C_i y C_i^* es negativa entonces $\hat{\beta}$ sería subestimado (es decir, que $\hat{\beta}$ sería menor al que se obtendría si se observaran todas las circunstancias $\hat{\beta}^T$),

$$\text{Corr}(C_i, C_i^*) < 0 \Rightarrow \hat{\beta} < \hat{\beta}^T$$

Con lo cual se subestimaría el efecto del conjunto específico de circunstancias C_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 oportunidad. Más aún, la inclusión de variables de circunstancia no observadas en la regresión no reducirá y, en general, aumentará la variación en y y, por lo tanto, aumentará la desigualdad de oportunidades.

Pero también es posible que se sobreestime el efecto del conjunto específico de circunstancias C_i sobre y cuando la correlación entre C_i y C_i^* es positiva.⁶ Pero en este caso, el efecto total de las circunstancias C_i^T continúa siendo un límite inferior pero ahora de todas las circunstancias observables y no observables, ya que de la misma manera que antes si se incluye una circunstancia no observada como regresora, la variación de y no va a disminuir sino aumentar y se estaría en presencia de un límite inferior de desigualdad de oportunidades.

No obstante, lo anterior no es posible de aplicar si no se puede considerar que todas las variables omitidas son circunstancias. Si alguna de las variables no observable en la ecuación (4) es socialmente aceptable (esfuerzo) y está correlacionada positivamente con las circunstancias observadas, existiría un sesgo hacia arriba lo que no llevaría a una cota inferior (Roemer y Trannoy, forthcoming).

En síntesis, el residuo de la ecuación (4) puede incluir tanto términos aleatorios como variables omitidas, y dichas variables omitidas pueden ser variables no aceptables (circunstancias) y variables aceptables (esfuerzos o suerte).⁷ Generalmente en estudios con datos de corte transversal la parte explicada es pequeña. Bjorklund et al. (2012) muestra que algunos estudios han logrado explicar un 30 %. En este trabajo se encuentra que la parte explicada oscila entre un 27 % y 34 %. Con lo cual la pregunta de muchos investigadores es cómo considerar los residuos: como circunstancias o como esfuerzo. Algunos de ellos como Roemer consideran a los residuos como esfuerzos y otros como Devooght (2008) y Almas et al. (2010) los tratan como si fueran circunstancias. Otros señalan que estas decisiones son a priori ad-hoc y es

⁶La omisión de una variable correlacionada con un regresor hace que los estimadores sean inconsistentes, en este caso de la siguiente manera:

$$\text{plim}\hat{\beta}_{OLS} = \beta + \delta\beta^*$$

con

$$\delta = \text{plim}[(N^{-1}C'C)^{-1}(N^{-1}C'C^*)]$$

conocido como el sesgo de variables omitidas.

Entonces $\hat{\beta}$ será sobrestimado cuando la correlación entre C' y C^* es positiva y el coeficiente $\hat{\beta}^*$ de la variable de circunstancia no observable también sea positivo.

⁷Lefranc et al. (2009) analizan el rol de la suerte en la desigualdad de oportunidades.

preferible considerar a los residuos como un término imposible de distinguir qué representa, y enfocarse en la parte explicada (Lefranc et al. (2009) y Jusot et al. (2013)).

Este trabajo sigue a estos últimos autores ya que dentro de la esfera educativa no es sencillo definir qué representan los residuos. En un extremo se podría considerar que los jóvenes de acuerdo a su edad todavía no toman decisiones propias sino que sus padres son quienes las toman, por lo cual no pueden responsabilizarse por todos los factores que influyen en sus resultados educativos ya que son solamente adolescentes. Si la sociedad no acepta la desigualdad de los resultados debido a que en última instancia nada es elegido por el estudiante sino por sus familiares, entonces en este caso podrían considerarse a los residuos como no aceptables (circunstancias). No obstante, es más común encontrar este tipo de idea sobre decisiones familiares en la educación primaria que en la educación media. Es muy posible que una parte de las decisiones y responsabilidades puedan ser atribuidas a los jóvenes y, por lo tanto, la sociedad considere algunas variables no observables como aceptables. Una vez más estas acepciones normativas son una limitación para la medición empírica y depende de las preferencias y juicios de valor de cada sociedad. Como primera aproximación se opta por analizar solamente la parte explicada del modelo dejando de lado los residuos, suponiendo que los residuos son independientes de las variables explicativas del modelo.

Finalmente, para obtener una medida de desigualdad de oportunidades una vez estimado el resultado educativo $\hat{y}$, se computa un índice de desigualdad $I(\hat{y})$. Los índices de desigualdad que se utilizan son el índice de Gini (absoluto y relativo) que es un índice tradicional de la literatura de distribución, la varianza y el desvío estándar (SD) que son medidas de dispersión estadística y también el índice de disimilitud (D) que es una medida de segregación y mide la desigualdad entre las tasas de acceso de distintos grupos definidos según sus circunstancias en comparación con la tasa de acceso promedio para la población en su conjunto.⁸ En todos los casos, valores más altos del índice implican niveles de desigualdad más elevados.

3.3. Metodología de estimación y datos

Para estimar las medidas de desigualdad de oportunidades educativas el análisis se enfoca en dos tipos de resultados: de acceso y de logros educativos.

Desigualdad de oportunidades en el acceso

En este caso el resultado educativo y es una variable binaria de acceso que toma valor 1 si accede y 0 si no. Se consideran dos tipos de acceso, el primero es general y se explora cuál es el grado de desigualdad de oportunidades en el acceso a educación media. Esto es si el individuo accede o no al nivel medio educativo indicando la asistencia a un establecimiento escolar secundario. El segundo tipo de acceso, tiene que ver con la calidad educativa y se intenta analizar si la desigualdad de oportunidades es mayor en el acceso a establecimientos educativos que presentan una mayor calidad educativa.

Se estima la ecuación (4) a través de un modelo no lineal Logit,

$$p_i \equiv Pr[y_i = 1 \mid X_i, C_i] = F(X_i'\theta + C_i'\beta)$$

La fuente de información son los datos provenientes de las Encuestas Permanente de Hogares (EPH) de los años 2003 a 2012 y la base de datos de las Pruebas PISA de los años 2006,

⁸El índice de Gini relativo es el índice de Gini tradicional mientras que el índice de Gini absoluto es el índice de Gini relativo multiplicado por la media de la distribución de resultado cuya desigualdad se está midiendo.

2009 y 2012. Las EPH son encuestas realizadas por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de la Argentina. Dicha encuesta es de carácter urbano y representa 2/3 de la población total del país. La EPH capta datos de ingresos individuales y del hogar, así como sociales. Esta encuesta contiene la pregunta si asiste o no a algún establecimiento educativo y cuál es el nivel educativo al que asiste; esto permite construir la variable de acceso a educación media así como variables de circunstancias y variables aceptables.

La población bajo estudio a partir de las EPH se restringe a las personas en edad escolar entre 12 y 18 años que asisten o no a un establecimiento escolar secundario y que hayan finalizado sus estudios de educación primaria y no se encuentran en un nivel educativo superior. También el análisis se restringe a los jóvenes de 15 años y 16 años, edad de los jóvenes que realizan las pruebas PISA. Estos últimos se denominan jóvenes de 15 años.

La cantidad de observaciones por año varían entre 4.055 y 7.020. Para la muestra reducida a jóvenes de 15 años y 16 años las observaciones oscilan entre 3.250 en 2006 y 1.755 en 2012. La asistencia al secundario de los jóvenes entre 12 y 18 años ha aumentado del 88 % en 2003 al 91 % en los últimos años. En el caso de los jóvenes de 15 años los porcentajes son similares.

Las variables que se utilizan son aquellas que se encuentran usualmente en la literatura de desigualdad de oportunidades. Se toman 6 variables de circunstancias: género, educación de los padres, presencia de los padres en el hogar, ocupación del jefe del hogar, estatus migratorio y región de residencia. Algunas de ellas se han transformado en variables dummy y son explicadas en el Cuadro 1. También se considera una variable socialmente aceptable: la edad del joven. Se considera la edad porque es socialmente aceptable que jóvenes de mayor edad comiencen a decidir entre asistir a un establecimiento escolar o no, más aún es posible que incorporen en su decisión preferencias respecto a su incorporación al mercado laboral.

Cuadro 1: Definición de variables para el análisis de acceso a educación media y a educación privada.

Variables	Definición
Resultado	
asiste	1= asiste al secundario
Circunstancias	
hombre	1= es hombre
educpadres	Máxima educación de los padres en años
ambospadres	1= ambos padres en el hogar
ocupjefe1	1= jefe de hogar ocupado en industrias de baja tecnología o presta servicio doméstico
ocupjefe2	1= jefe de hogar ocupado en sector agrícola u otras actividades primarias
ocupjefe3	1= jefe de hogar ocupado en el resto de la industria manufacturera, construcción, transporte, comunicaciones, sectores de electricidad, gas, agua
ocupjefe4	1= jefe de hogar ocupado en comercio minorista y mayorista, restaurantes, hoteles
ocupjefe5	1= jefe de hogar ocupado en bancos, finanzas, seguros o presta servicios profesionales
ocupjefe6	1= jefe de hogar ocupado en administración pública, defensa, educación, salud o presta servicios personales
migra	1= nació en otro país y/o sus padres nacieron en otro país
gba	1= vive en Gran Buenos Aires
nea	1= vive en la región Noreste
noa	1= vive en la región Noroeste
cuyo	1= vive en la región Cuyo
pampa	1= vive en la región Pampeana
pata	1= vive en la región de la Patagonia
Aceptables	
edad	edad del joven en años

Para explorar la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa se trabaja con los datos de las pruebas PISA y de las EPH. Las variables de resultado que se consideran para el análisis de acceso a calidad educativa son acceso a establecimientos educativos privados, deserción escolar y los puntajes promedios de las pruebas PISA de los establecimientos escolares.

PISA brinda información representativa de los alumnos entre 15 años y 3 meses y 16 años y 2 meses (denominados en este trabajo, alumnos de 15 años) que toman las pruebas y que han terminado al menos 6 cursos de enseñanza obligatoria. Además aporta datos familiares y del establecimiento educativo al que asisten.

Las pruebas PISA intentan captar la capacidad de los jóvenes para utilizar sus conocimientos y destrezas para afrontar los retos de la vida real, más que el dominio de currículos educativos concretos y conocimientos adquiridos. La evaluación de PISA está orientada no sólo a evaluar los conocimientos de los estudiantes, sino también su potencial para reflexionar acerca de sus conocimientos y experiencias y aplicar estos a situaciones del mundo real (OCDE, 2005). Entonces un supuesto en este trabajo es que calidad educativa responde a un concepto más amplio sobre conocimientos y destrezas para el desarrollo de capital humano. Los puntajes de las pruebas PISA nos permiten tener una idea de la gama de capacidades que pueden suponerse razonablemente en un alumno de 15 años y se asocian en este documento con calidad educativa.

Se trabaja con tres medidas que proporcionan información sobre calidad educativa del país. En primer lugar se observa a partir del Cuadro 2 que las escuelas privadas en promedio presentan puntajes más altos en las tres pruebas PISA respecto a las escuelas públicas. Con lo cual se considera la variable de resultado acceso a calidad educativa al acceso a escuelas privadas.

Cuadro 2: Puntajes pruebas PISA escuelas privadas y escuelas públicas (2006, 2009, 2012).

Tipo de muestra	Muestra total			Muestra reducida		
Tipo de establecimiento	Pública	Privada Subvencionada	Privada Independiente	Pública	Privada Subvencionada	Privada Independiente
Lectura						
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
Matemática						
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
Ciencia						
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

Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

Nota: La muestra reducida se obtiene al eliminar los missing de las variables con las cuales se trabaja.

En segundo lugar se toma como indicativo de calidad educativa la probabilidad de deserción escolar. Para estos dos casos se estima un modelo similar al de acceso a educación media cuyas variables explicativas son las presentadas en el Cuadro 1, sólo que la variables dependientes son acceso a educación privada (variable binaria que toma valor 1 si el estudiante asiste a un establecimiento privado) y deserción (variable binaria que toma valor 1 si es un joven en edad escolar entre 12 y 18 años (ó 15 y 16 años) que ha abandonado sus estudios secundarios).

En tercer lugar se dividen a las escuelas entre escuelas con puntajes promedios iguales o

superiores al puntaje promedio de los países de la OCDE. Aquellas escuelas con puntajes promedios igual o superior al de la OCDE, se categorizan como escuelas de mayor calidad educativa. Se construye una variable binaria de acceso a calidad educativa que toma valor 1 si asiste a un establecimiento educativo cuyos alumnos presentan en promedio puntajes iguales o superiores al puntaje promedio de los países de la OCDE, ya sea en al menos una de las pruebas, en al menos dos de las pruebas, en las tres pruebas o en cada prueba particular. Específicamente se considera “escuela de calidad alta” a aquella que presenta puntajes promedios iguales o superiores a los puntajes promedio de la OCDE en las tres pruebas en forma conjunta y se entiende que dichos establecimientos proveen una calidad educativa integral. Las variables de circunstancias para este último análisis de desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa son un subconjunto de las variables que contiene PISA que son informativas de los antecedentes familiares y otras circunstancias heredadas del joven. Se utilizan siete variables: género, educación máxima de los padres, ocupación máxima de los padres, idioma hablado en el hogar, situación migratoria, localización de la escuela, disponibilidad de recursos educativos en el hogar como libros, computadora e internet. Y se toma como variable aceptable la edad del alumno.

Cuadro 3: Definición de variables para el análisis de acceso a calidad educativa.

Variables	Definición
Resultado	
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
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
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
asisteocderead	1= asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en lectura
asisteocdemath	1= asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en matemática
asisteocdescie	1= asiste a una escuela con puntajes promedios igual o superior que el puntaje promedio de los países de la OCDE en ciencias
Circunstancias	
hombre	1= es hombre
ambospadres	1= ambos padres en el hogar
educpadres	Máxima educación de los padres en años
ocupbaja	1= la máxima ocupación de los padres es como expertos agrícolas y/o de la pesca, trabajador u ocupado en ocupaciones elementales
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
ocupalta	1= la máxima ocupación de los padres es legisladores, altos funcionarios y profesionales, técnicos y empleados
idiomahogar	1= lengua hablada en el hogar es distinta del idioma de la prueba
migra	1= el niño nació o sus padres nacieron en un país extranjero
escpueblopeq	1= escuela localizada en un pueblo o ciudad pequeña de menos de 15.000 habitantes
escpueblomed	1= escuela localizada en un pueblo entre 15.000 y 100.000 habitantes
escciudad	1= escuela localizada en una ciudad de más de 100.000 habitante)
libros	1= posee más de 100 libros en el hogar
computadora	1= posee computadora en el hogar
internet	1= posee internet en el hogar
Aceptables	
edad	edad del joven en años y meses

El total de observaciones de la base de datos PISA para Argentina de 2012 es 5.908, cuando se trabaja con los datos eliminando los *missing* la muestra se reduce a 4.289, que representa

el 73 % de la muestra total. Para 2009 las observaciones totales son 4.474 y las mismas se reducen a 3.908 (82 %). Para 2006 el total de observaciones es 4.339 y se reducen a 3.755 (87 %).

Entre la muestra total y la muestra reducida, tanto en 2006 como en 2009 y en 2012, no se encuentran grandes cambios en la distribución de las observaciones dentro de cada una de las circunstancias, no así a través de los años. Por ejemplo, alrededor del 49 % de los alumnos que realizaron el examen en 2012 son hombres mientras que para 2009 y 2006, dicho porcentaje es menor, alrededor del 46 %.⁹

Desigualdad de oportunidades en los logros educativos

Cabe señalar que es preciso definir logros educativos no como conocimientos adquiridos sino como competencia, un concepto relacionado con la capacidad de los alumnos para aplicar conocimientos y destrezas. Para ello se utilizan los puntajes de las pruebas PISA de lectura, matemática y ciencias.

Estas variables de resultado y_i (puntaje del individuo i) están estandarizadas de la siguiente manera:

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

donde $\hat{\mu}$ es 500 y $\hat{\sigma}$ es 100.

PISA también reporta para cada alumno 5 valores plausibles de los puntajes de cada una de las pruebas:

$$y_i^P = \{y_{1i}^P; y_{2i}^P; y_{3i}^P; y_{4i}^P; y_{5i}^P\} \quad (5)$$

donde P corresponde a la prueba de matemáticas, de lectura y de ciencias. PISA obtiene estos valores plausibles en forma aleatoria a partir de una distribución de puntajes estimada para cada estudiante. Esto se realiza para no asignar un valor puntual a la competencia del alumno, con el fin de evitar errores de medición (OCDE, 2009).

Al trabajar con valores plausibles, todo estadístico λ se debería obtener como¹⁰

$$\lambda = \frac{1}{5} \sum_{v=1}^5 \lambda_v. \quad (6)$$

De esta manera los puntajes promedio de la prueba de lectura que se observan para el total de la muestra de Argentina son 373 en 2006, 398 en 2009 y 396 en 2012. Para la prueba de matemática se observan puntajes promedios para 2006, 2009 y 2012 de 381, 388 y 388, respectivamente; y para la prueba de ciencias los puntajes en dichos años son 391, 401 y 405. Los puntajes promedios de la prueba de lectura de la muestra reducida que se observan para 2006, 2009 y 2012 son 388, 413 y 411, respectivamente; para la prueba de matemática los puntajes promedios obtenidos en 2006, 2009 y 2012 son 391, 400 y 402; y los de la prueba de ciencias ascienden a 403, 414 y 420 en 2006, 2009 y 2012, respectivamente.

Para medir la desigualdad de oportunidades sobre los logros educativos se estima un modelo de puntajes individuales en función de distintos factores observables ya sean circunstancias o

⁹Las estadísticas descriptivas se pueden consultar a pedido al autor.

¹⁰Los 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. Para más detalles sobre la forma de cómputo de estos dos últimos ver anexo.

aceptables siguiendo la ecuación (4). En este caso se toma cada prueba por separado y se estiman tres modelos: uno para lectura cuyo logro educativo tiene que ver con la capacidad de una persona para comprender y utilizar textos escritos y reflexionar sobre ellos, otro para matemática cuya competencia es 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, se estima un modelo para los puntajes de ciencias que buscan describir la capacidad de utilizar el conocimiento científico de los alumnos.

Las variables de circunstancias para el análisis de desigualdad de oportunidades de los logros educativos son las mismas que se utilizaron para el análisis de acceso a calidad educativa y son siete: género, educación máxima de los padres, ocupación máxima de los padres, idioma hablado en el hogar, situación migratoria, localización de la escuela, disponibilidad de recursos educativos en el hogar como libros, computadora e internet. Al igual que antes se toma la edad como variable aceptable y se agrega la variable *grado* que toma valor 1 si el grado que cursa el alumno es el que le corresponde según su edad. Se considera socialmente aceptable que los alumnos que están al día con sus currículas académicas presenten un mejor desempeño en las pruebas y, por lo tanto, en sus logros educativos respecto de aquellos que están atrasados. Cabe señalar que la forma de estandarización de los puntajes hace que el índice de desigualdad más adecuado sea la varianza (o el desvío estándar) (Ferreira y Gignoux, 2013) ya que

$$Var(y_i^P) = Var(\hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}}{\sigma}(x_i^P - \mu)) = \left(\frac{\hat{\sigma}}{\sigma}\right)^2 Var(x_i^P).$$

Esta medida estadística satisface los axiomas de simetría, continuidad a nivel individual y el principio de transferencia. La desigualdad de oportunidad absoluta se mide a través de $Var(\hat{y})$, y la relativa por:

$$\hat{\theta}_{DO}^P = \frac{Var(\hat{y}_i^P)}{Var(y^P)} = \frac{Var(\hat{x}_i^P)}{Var(x^P)}.$$

A partir de las fórmulas anteriores 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 tenemos que:

$$\hat{\theta}_{DO} = \frac{SD(\hat{y}_i)}{SD(y)} = \sqrt{\frac{Var(\hat{y}_i)}{Var(y)}} = \frac{\sqrt{Var(\bar{X}_i' \hat{\theta} + C_i' \hat{\beta})}}{\sqrt{Var(y)}},$$

para cada prueba P .

También se computa el $\hat{\theta}_{DO}$ utilizando el índice de Gini absoluto como medida de desigualdad.

Descomposición de desigualdad de oportunidades de los logros educativos

Un análisis interesante es descomponer la desigualdad de oportunidades para ver qué variables están más correlacionadas con este tipo de desigualdad. En este trabajo se utiliza un método de descomposición basado en el valor de Shapley ("Shapley value decomposition") propuesto por Shorrocks (1982).

Se tiene que:

$$y = \bar{X}' \hat{\theta} + C' \hat{\beta} + \hat{u}.$$

Según definición de varianza y suponiendo que u es independiente de C :

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

Con lo cual la $Var(y)$ se descompone de la siguiente manera:

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

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

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

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

$$\begin{aligned} \theta_{DO,indirecto}^J &= \frac{Var(y) - \left(\sum_{j \neq J} \hat{\beta}_j^2 Var(C_j) + \sum_{k \neq J} \sum_{\substack{j \neq J \\ j \neq k}} \hat{\beta}_j \hat{\beta}_k Cov(C_j, C_k) + Var(\hat{u})\right)}{Var(y)}, \\ &= \frac{\hat{\beta}_J^2 Var(C_J) + 2 \sum_{k \neq J} \hat{\beta}_J \hat{\beta}_k Cov(C_J, C_k)}{Var(y)}. \end{aligned}$$

Tomando el promedio de ambos efectos se obtiene el efecto parcial de la variable J :

$$\theta_{DO,parcial}^J = \frac{1}{2}(\theta_{IO,directo}^J + \theta_{IO,indirecto}^J) = \frac{\hat{\beta}_J^2 Var(C_J) + \sum_{k \neq J} \hat{\beta}_J \hat{\beta}_k Cov(C_J, C_k)}{Var(y)}. \quad (7)$$

Luego de haber presentado la metodología, en la próxima sección se analizan los resultados obtenidos.

4. Resultados

4.1. Acceso a educación

En el Cuadro 4 se presentan los indicadores de desigualdad de oportunidades de acceso a la educación media entre 2003 y 2012 en Argentina. Las estimaciones del modelo de probabilidad se pueden consultar en el anexo.¹¹

El índice de Gini relativo alcanza valores entre 0,054 en 2008 y 0,033 en 2009 y 2012.¹² El índice de Gini absoluto es menor al índice relativo. El índice de disimilitud presenta valores más bajos mientras que cuando se utiliza el desvío estándar los valores rondan entre 0,099 y 0,060.

Cuadro 4: Indicadores de desigualdad de oportunidades de acceso a educación media (2003-2012).

Período	Modelo no lineal (Logit)							
	Educación media				Educación 15 años			
	Gini absoluto	Gini relativo	SD	D	Gini absoluto	Gini relativo	SD	D
II sem-2003	0,044	0,049	0,086	0,035	0,059	0,067	0,117	0,049
II sem-2004	0,040	0,044	0,081	0,032	0,058	0,067	0,117	0,048
II sem-2005	0,032	0,034	0,065	0,025	0,039	0,043	0,080	0,031
II sem-2006	0,039	0,043	0,080	0,031	0,052	0,058	0,104	0,043
II sem-2007	0,040	0,045	0,080	0,032	0,046	0,053	0,090	0,038
II sem-2008	0,049	0,054	0,099	0,040	0,055	0,062	0,110	0,045
II sem-2009	0,030	0,033	0,060	0,024	0,045	0,049	0,088	0,036
II sem-2010	0,032	0,035	0,066	0,025	0,043	0,047	0,085	0,034
II sem-2011	0,032	0,035	0,061	0,025	0,041	0,045	0,081	0,033
II sem-2012	0,031	0,033	0,062	0,024	0,047	0,052	0,097	0,039

Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

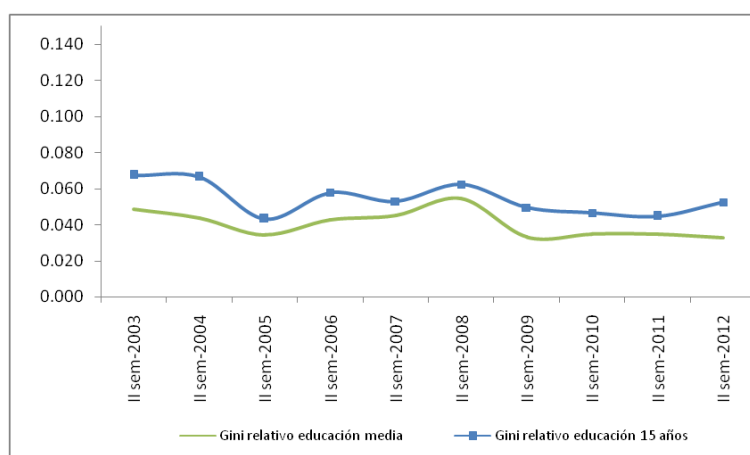
En el caso de los jóvenes de 15 años se encuentra que para todos los años e índices la desigualdad de oportunidades es mayor que la de los jóvenes entre 12 y 18 años, esto puede deberse principalmente a que el acceso de los más jóvenes entre 12 y 14 años se encuentra menos afectado por las circunstancias consideradas. La deserción escolar puede ser más difícil o más costosa en las edades más tempranas. Más aún 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 a los jóvenes de 15 años.

En el Gráfico 1 se muestra la evolución del índice de Gini relativo y se observa que la desigualdad de oportunidades se ha mantenido relativamente estable entre 2003 y 2012, con una leve caída en 2009. En todos los demás índices se encuentra el mismo comportamiento. No obstante, a diferencia del acceso en general, los jóvenes de 15 años presentan una tendencia ascendente en los últimos años.

¹¹ Las estimaciones de los modelos correspondientes a los jóvenes de 15 años están disponibles a pedido al autor.

¹² 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 que considera el autor 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 0,08 durante los años 1998-1999.

Gráfico 1: Evolución de la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación.



Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

4.2. Acceso a calidad educativa

En el Cuadro 5 se presenta la desigualdad en la probabilidad de acceder a escuelas privadas según las circunstancias del estudiante. En este caso, las medidas de desigualdad de oportunidades son mayores que las de la sección anterior, lo que sugiere que el acceso a escuelas privadas está más correlacionada con las características del estudiante.

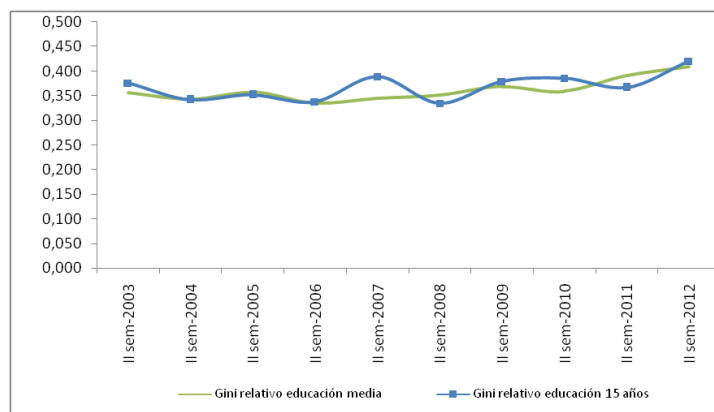
Cuadro 5: Indicadores de desigualdad de oportunidades en el acceso a educación privada (2003-2013).

Período	Modelo no lineal (Logit)							
	Educación media				Educación 15 años			
	Gini absoluto	Gini relativo	SD	D	Gini absoluto	Gini relativo	SD	D
II sem-2003	0,105	0,357	0,188	0,262	0,095	0,375	0,173	0,277
II sem-2004	0,103	0,343	0,186	0,253	0,100	0,342	0,180	0,252
II sem-2005	0,109	0,357	0,198	0,260	0,103	0,352	0,188	0,252
II sem-2006	0,107	0,335	0,191	0,245	0,106	0,338	0,190	0,249
II sem-2007	0,093	0,344	0,166	0,257	0,112	0,388	0,199	0,291
II sem-2008	0,106	0,351	0,188	0,261	0,096	0,334	0,172	0,246
II sem-2009	0,110	0,369	0,197	0,272	0,108	0,379	0,192	0,282
II sem-2010	0,115	0,359	0,206	0,265	0,120	0,385	0,214	0,289
II sem-2011	0,116	0,391	0,210	0,293	0,106	0,366	0,192	0,268
II sem-2012	0,123	0,409	0,220	0,310	0,114	0,420	0,207	0,321

Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

Los resultados sugieren que la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación privada ha aumentado levemente entre 2006 y 2012.

Gráfico 2: Evolución de la desigualdad de oportunidad en el acceso a educación privada según índice de Gini relativo.



Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

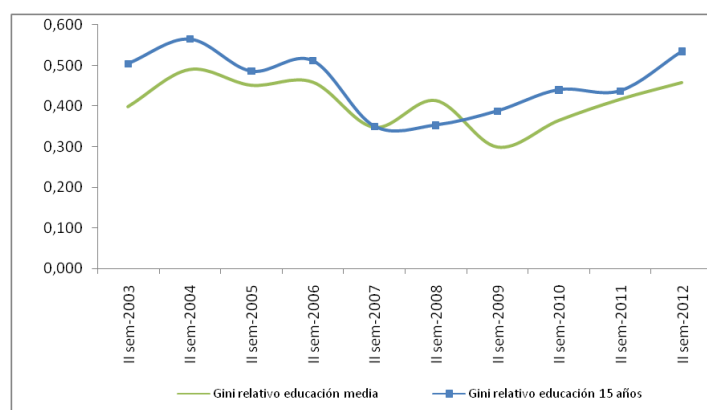
En el Cuadro 6 se presenta la desigualdad en la probabilidad de deserción según las circunstancias del estudiante. En este caso, las medidas de desigualdad de oportunidades presentan oscilaciones en el período analizado. Entre 2003 y 2007 la desigualdad de oportunidades habría caído para luego en los años subsiguientes aumentar, llegando a niveles similares al año 2003 (ver Gráfico 3).

Cuadro 6: Indicadores de desigualdad de oportunidades en deserción (2003-2013).

Período	Modelo no lineal (Logit)							
	Educación media				Educación 15 años			
	Gini absoluto	Gini relativo	SD	D	Gini absoluto	Gini relativo	SD	D
II sem-2003	0,020	0,399	0,038	0,290	0,025	0,504	0,052	0,374
II sem-2004	0,031	0,491	0,066	0,359	0,047	0,565	0,100	0,417
II sem-2005	0,014	0,452	0,032	0,323	0,021	0,486	0,050	0,347
II sem-2006	0,017	0,460	0,035	0,333	0,028	0,512	0,058	0,379
II sem-2007	0,017	0,349	0,034	0,251	0,024	0,351	0,049	0,253
II sem-2008	0,018	0,415	0,037	0,300	0,022	0,353	0,044	0,257
II sem-2009	0,013	0,300	0,026	0,215	0,019	0,388	0,037	0,279
II sem-2010	0,010	0,365	0,020	0,262	0,019	0,440	0,036	0,320
II sem-2011	0,015	0,418	0,030	0,305	0,022	0,438	0,044	0,321
II sem-2012	0,019	0,459	0,039	0,337	0,036	0,535	0,074	0,404

Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

Gráfico 3: Evolución de la desigualdad de oportunidad en la deserción educativa según índice de Gini relativo.



Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

Cuando se analiza la desigualdad de oportunidades de acceso a calidad educativa a partir de los puntajes promedios de las pruebas PISA, se encuentra que la misma es alta. La desigualdad de oportunidades según esta clasificación de calidad educativa medida por los índices de Gini relativo y D es mayor que la encontrada para las escuelas privadas. Esto sugeriría que las características del alumno pesan más al momento de acceder a escuelas con puntajes similares o superiores al promedio de la OCDE que a acceder a escuelas de gestión privada.

Cuadro 7: Indicadores de desigualdad de acceso a escuelas con puntajes promedios igual o superior al promedio de la OCDE (2006, 2009, 2012).

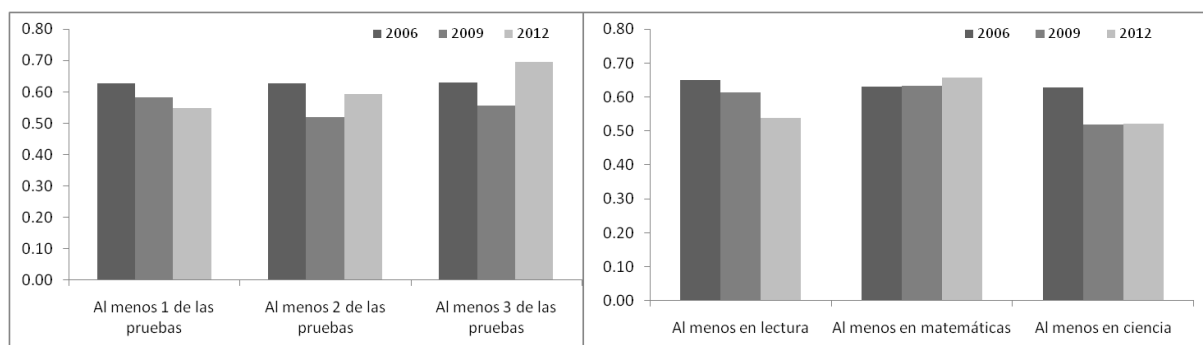
Período	Modelo no lineal (Logit)			
	Gini Abs.	Gini Rel.	SD	D
Al menos 1 de las pruebas				
2006	0,053	0,627	0,109	0,493
2009	0,094	0,583	0,176	0,464
2012	0,055	0,548	0,105	0,418
Al menos 2 de las pruebas				
2006	0,053	0,627	0,109	0,493
2009	0,071	0,520	0,131	0,402
2012	0,025	0,594	0,050	0,459
En las 3 pruebas				
2006	0,030	0,630	0,063	0,496
2009	0,086	0,555	0,158	0,445
2012	0,007	0,694	0,016	0,544
Al menos en lectura				
2006	0,048	0,650	0,101	0,512
2009	0,090	0,613	0,172	0,487
2012	0,050	0,539	0,094	0,412
Al menos en matemáticas				
2006	0,037	0,631	0,082	0,493
2009	0,060	0,632	0,121	0,500
2012	0,012	0,657	0,024	0,526
Al menos en ciencias				
2006	0,053	0,627	0,109	0,493
2009	0,068	0,519	0,125	0,402
2012	0,021	0,522	0,039	0,399

Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

Se puede observar que la mayor desigualdad de oportunidades se da en el acceso a escuelas con puntajes promedios superiores o iguales a los de la OCDE en las tres pruebas o en las escuelas cuyos alumnos al menos salvan la prueba de matemática, desigualdad que se ha incrementado entre 2006 y 2012 (Gráfico 4).

Además en 2006 la desigualdad de oportunidades de acceso entre escuelas cuyos alumnos les iba bien en al menos una prueba o dos, o en las tres pruebas, así como en cada prueba por separado no variaba demasiado. En cambio, en 2012 dicha desigualdad es muy diferente según la definición de calidad educativa que se considere. La desigualdad de oportunidades es mayor en las escuelas que presentan puntajes promedios iguales o superiores al promedio de la OCDE en las tres pruebas o en al menos dos pruebas respecto a aquellas que lo hacen en una sola prueba (excluyendo el índice de Gini absoluto). Es decir que en 2012 la mayor desigualdad de oportunidades se da en el acceso a una calidad educativa integral enfocada tanto en las competencias de lectura, como en las de matemáticas y ciencias. Cuando se analiza por tipo de prueba, se encuentra que en 2012 la dispersión de los puntajes de matemática es superior a la de los puntajes de lectura y de ciencias.

Gráfico 4: Evolución de la desigualdad de oportunidades en el acceso a calidad educativa según índice de Gini relativo.



Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

Como ejercicio de robustez se tomaron otros umbrales de puntajes de los exámenes además del promedio de la OCDE. Se analizó la probabilidad de acceder a escuelas con puntajes promedios iguales o superiores al promedio de los países de América Latina que participan en el programa PISA. Así como la probabilidad de acceder a escuelas con puntajes promedios iguales o superiores al promedio de los países vecinos Chile, Brasil y Uruguay. En ambos casos se encuentra que la mayor desigualdad de oportunidades se da en el acceso a escuelas que presentan puntajes promedios superiores en las tres pruebas, es decir en el acceso a una calidad educativa integral. Asimismo esta desigualdad se ha incrementado entre 2006 y 2012. Por otro lado, también se consideró una medida de calidad educativa vinculada al propio sistema educativo de Argentina. Para ello se tomaron como medida de corte los puntajes promedios de los distintos percentiles de la distribución de puntajes de Argentina. Es decir, se examinó la probabilidad de acceder a escuelas con puntajes superiores o iguales a los del percentil 75, 80, 85 y 90 de la distribución de puntajes dentro del país. En este caso se encuentra para los percentiles 75, 80 y 85 que la desigualdad de oportunidades ha disminuido en todos los casos entre 2006 y 2012. Pero cuando se considera el promedio de puntajes del percentil 90, la desigualdad de oportunidades de acceso a escuelas con puntajes promedios superiores o iguales en al menos dos pruebas y en tres pruebas ha aumentado en el período considerado.

4.3. Desigualdad de oportunidades de los logros educativos

En el caso de los logros educativos, cuando se analiza la desigualdad de oportunidades (DO) en forma absoluta, se observa que los puntajes de la prueba de lectura son los que muestran una mayor desigualdad (Cuadro 8). La menor dispersión de los puntajes de ciencias y matemática podría estar relacionada con variables no observables como las habilidades innatas para realizar razonamientos matemáticos o aplicar el conocimiento científico, habilidades que una persona posee o no independientemente del nivel de vida de la familia, educación de los padres, género, localización de la escuela. No obstante, el desarrollo de estas capacidades no deja de estar limitado a características del estudiante y por ello también se encuentra evidencia de desigualdad de oportunidades en ciencias y matemática.

Por otro lado, en 2012 la DO relativa según la varianza es del 12,11 % en el caso de lectura y del 14,18 % en el caso de matemática. Mientras que según el índice de Gini absoluto, la desigualdad de oportunidades alcanza entre el 35,17 % (en lectura) y el 38,11 % (en matemáticas) de la desigualdad total. Mostrando que matemáticas es la prueba que presenta mayor desigualdad de oportunidades relativa.

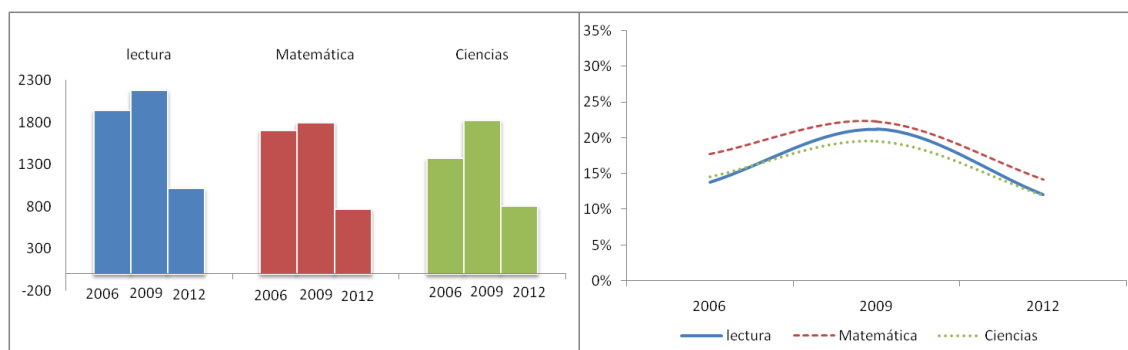
Cuadro 8: Indicadores de desigualdad de oportunidades de los logros educativos (2006, 2009, 2012).

Índices Pruebas	Varianza			Gini absoluto		
	Lectura	Matemática	Ciencias	Lectura	Matemática	Ciencias
Desigualdad total						
2006	14.059	9.621	9.451	66,83	55,06	54,84
2009	10.260	8.071	9.337	57,14	50,62	54,44
2012	8.387	5.390	6.712	51,48	41,41	46,01
Distribución contrafáctica						
DO Absoluta						
2006	1.940	1.707	1.370	24,96	23,73	21,19
2009	2.176	1.797	1.827	26,65	24,32	24,47
2012	1.016	764	804	18,10	15,78	16,19
DO Relativa						
2006	13,80 %	17,75 %	14,50 %	37,35 %	43,10 %	38,64 %
2009	21,21 %	22,26 %	19,56 %	46,64 %	48,04 %	44,94 %
2012	12,11 %	14,18 %	11,98 %	35,17 %	38,11 %	35,18 %

Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

La desigualdad de oportunidades de los logros educativos ha disminuido entre 2006 y 2012. La DO absoluta disminuyó entre 2006 y 2012 un 26 % aproximadamente. Sin embargo, la desigualdad de la distribución original también cayó entre esos años, por lo que es relevante observar la evolución de la DO relativa. La cual descendió en 2012 respecto a 2006 alrededor del 6 %, mostrando así una tendencia relativamente estable con una leve caída.

Gráfico 5: Evolución de desigualdad de oportunidades de los logros educativos según varianza.



Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

Si se toma el desvío estándar de las varianzas encontradas, la desigualdad de oportunidad representa el 37,15 % en 2006, 46,05 % en 2009 y 34,80 % en 2012 de la desigualdad de los puntajes de lectura; mientras que para matemáticas dichos porcentajes ascienden a 42,13 % en 2006 y 37,66 % en 2012; para ciencias la desigualdad relativa ronda entre 38,07 % en 2006 y 34,61 % en 2012. Estos valores son similares a los encontrados con el índice de Gini absoluto, los cuales resultan ser altos respecto a los encontrados en otros estudios de desigualdad de oportunidades educativas.

Ferreira y Gignoux (2013) analizan la desigualdad de oportunidades de los puntajes de las pruebas PISA de 2006 de 57 países, entre ellos Argentina. Consideran variables de circunstancias 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. Utilizan el desvío estándar (SD) como índice de medición y encuentran una marcada dispersión en las medidas de desigualdad

de oportunidades. En países 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. Los autores utilizan como variables de circunstancias el género, la educación de los padres y el tipo de escuela, pública o privada.

En cuanto a la descomposición de la desigualdad de oportunidades de los logros educativos, como era de esperar se encuentra que la educación de los padres y ocupación de los padres son variables que influyen en los resultados educativos de los jóvenes de 15 años. Las mismas rondan entre el 5 % y 7 % de la desigualdad lo que representan entre el 25 % y 60 % de la desigualdad de oportunidades encontrada. Los resultados también sugieren que poseer computadora, internet y libros en el hogar condicionan la distribución de los puntajes de los estudiantes en las pruebas. En cuanto al status migratorio e idioma del hogar, los mismos no parecen ser un condicionante para los alumnos.

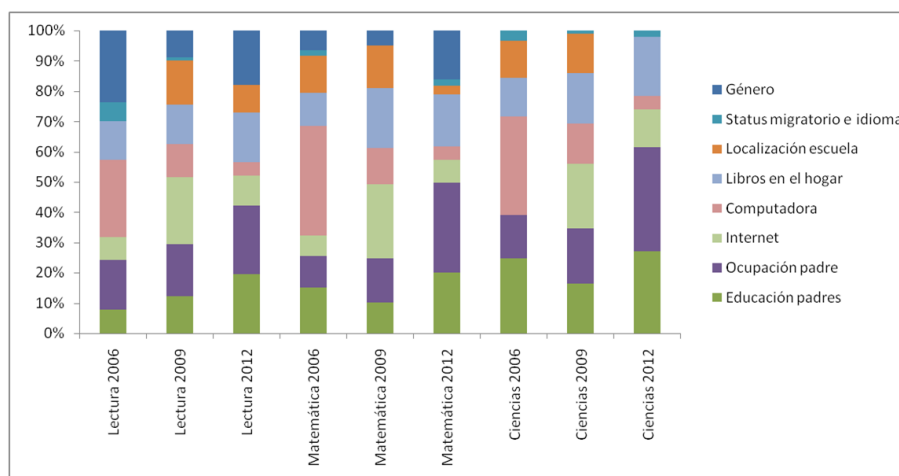
Cuadro 9: Descomposición de la desigualdad de oportunidades de los logros educativos (2006, 2009, 2012).

Período	2006			2009			2012		
Prueba	Lectura	Matemática	Ciencias	Lectura	Matemática	Ciencias	Lectura	Matemática	Ciencias
Género	3.26 %	1.13 %	0.00 %	1.87 %	1.10 %	0.00 %	2.17 %	2.28 %	0.00 %
Padres en el hogar	0.00 %	0.00 %	0.00 %	0.00 %	0.00 %	0.00 %	0.00 %	0.00 %	0.20 %
Educación padres	1.06 %	2.69 %	3.57 %	2.60 %	2.24 %	3.21 %	2.35 %	2.86 %	3.18 %
Ocupación padre	2.28 %	1.84 %	2.08 %	3.62 %	3.27 %	3.58 %	2.77 %	4.18 %	4.05 %
Status migratorio e idioma	0.86 %	0.34 %	0.50 %	0.23 %	0.00 %	0.19 %	0.00 %	0.31 %	0.25 %
Localización escuela	0.00 %	2.18 %	1.78 %	3.08 %	3.16 %	2.58 %	1.11 %	0.42 %	0.00 %
Libros en el hogar	1.78 %	1.93 %	1.84 %	2.76 %	4.39 %	3.25 %	2.00 %	2.44 %	2.32 %
Computadora	3.51 %	6.43 %	4.73 %	2.35 %	2.67 %	2.61 %	0.52 %	0.62 %	0.50 %
Internet	1.05 %	1.20 %	0.00 %	4.70 %	5.43 %	4.15 %	1.19 %	1.08 %	1.49 %
TOTAL DO relativa	13.80 %	17.75 %	14.50 %	21.21 %	22.26 %	19.56 %	12.11 %	14.18 %	11.98 %

Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

A partir del Gráfico 6 se observa que tanto la computadora como la localización de la escuela han disminuido su rol en la desigualdad de oportunidades en el tiempo. Es más en el 2012 dichas variables no representan un porcentaje significativo. Mientras que la correlación entre los puntajes de los alumnos y la educación y ocupación de los padres ha aumentado en el tiempo generando mayor desigualdad de oportunidades según estas características parentales.

Gráfico 6: Descomposición de la desigualdad de oportunidades de los logros educativos según varianza.



Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

5. Conclusiones

Las oportunidades educativas ocupan un lugar central en el conjunto de oportunidades de un individuo, existe una estrecha relación entre educación y el desarrollo de capital humano. Este trabajo constituye un primer esfuerzo de medición de la desigualdad de oportunidades en educación media en Argentina. Todavía no existen mediciones sistemáticas de este fenómeno en el país que permitan tener una idea más acabada sobre cuánto de la desigualdad que se observa puede considerarse desigualdad de oportunidades.

Se exploró la desigualdad de oportunidades educativas desde tres perspectivas: desigualdad de acceso a educación, desigualdad de acceso a calidad educativa y desigualdad de logros educativos. Para el análisis se utilizaron microdatos provenientes de las EPH desde 2003 hasta 2012 y microdatos del programa PISA de los años 2006, 2009 y 2012.

En particular, se consideró acceso a educación media cuando los individuos en edad escolar, entre 12 y 18 años, asisten al secundario. Como algunas de las dimensiones educativas analizadas en este trabajo se basan en los datos provenientes de PISA, el cual es un programa enfocado solamente en estudiantes de 15 años; también se analiza solamente a los individuos de 15 años.

Respecto al acceso a calidad educativa, se consideró que un individuo tiene acceso a calidad educativa cuando asiste a escuelas que presentan un determinado nivel de puntajes de las pruebas PISA de lectura, matemática y ciencias. Primero se analiza el acceso a escuelas privadas que en promedio presentan mayores puntajes en las pruebas que las escuelas públicas, segundo se analiza la probabilidad de deserción en el sistema educativo y, luego se documenta el acceso a escuelas con puntajes promedios iguales o superiores al promedio de los países de la OCDE.

En cuanto a los logros educativos se tomaron los puntajes de cada prueba PISA. Uno de los objetivos de PISA es evaluar la competencia de los estudiantes de 15 años en lectura, matemática y ciencia brindando así puntuaciones para cada prueba.

Las variables de circunstancias que se seleccionaron son: educación máxima de los padres, ocupación máxima de los padres, si ambos padres están en el hogar, género, idioma del hogar, estatus migratorio, posesión de computadora, Internet y libros en el hogar, localización de la

escuela y región de residencia. Para analizar la desigualdad de oportunidades proveniente de estas variables, se estimó un modelo de desigualdad de oportunidades en función de estas características. Se estimaron tanto la probabilidad de acceso como los puntajes de cada prueba en función de las características observadas dejando constante las variables socialmente aceptables. A partir de las estimaciones, se computaron medidas de desigualdad de oportunidades mediante el índice de Gini, la varianza, el desvío estándar y el índice de disimilitud.

Los resultados sugieren que en la última década ha habido una escasa mejora en las oportunidades educativas del país. La desigualdad de oportunidades en el acceso educativo se ha mantenido relativamente estable y en el caso de los jóvenes de 15 años pareciera haber una tendencia ascendente en los últimos años.

Por otro lado, la desigualdad de oportunidades en el acceso a educación privada ha aumentado levemente. Pero cuando se utilizan otras definiciones de calidad educativa como deserción en los últimos años la desigualdad de oportunidades ha aumentado llegando a niveles similares a los del 2003. Según los puntajes promedios de la OCDE, se encuentra que la desigualdad de oportunidades de acceso a escuelas de calidad alta no sólo ha aumentado sino que es superior a la de acceso a escuelas de gestión privada. Más aún los resultados evidencian altos niveles de desigualdad de oportunidades en el acceso a escuelas que ofrecen una calidad educativa integral (escuelas con puntajes iguales o superiores al promedio de los países de la OCDE en las tres pruebas en forma conjunta).

Respecto a las distribuciones de los puntajes, las mediciones sugieren que si bien la desigualdad de oportunidades de los puntajes ha disminuido entre 2006 y 2012, la misma es alta si se consideran los valores arrojados del índice de Gini absoluto o desvío estándar. Lo que sugeriría que el desarrollo de las competencias de los estudiantes están estrechamente correlacionadas con las circunstancias observadas. Cuando se descompone la desigualdad de oportunidades se observa que la educación y ocupación de los padres parecen ser un factor importante así como la posesión de internet y libros en el hogar.

Por último, cabe señalar que el presente trabajo no considera los coeficientes estimados como efectos causales y analiza sólo la parte explicada de los modelos a partir de simples correlaciones entre la variable de resultado y las circunstancias de los alumnos adoptando supuestos fuertes sobre los residuos. Por lo que, resulta relevante evaluar la robustez de los resultados y extender el estudio a otros métodos de estimación y medidas de desigualdad de oportunidades. La agenda de investigación futura es amplia e implica desafíos metodológicos significativos.

Referencias

- Almas, I., Cappelen, A., Sorensen, E. y Tungodden, B., (2010): "Fairness and the Development of Inequality Acceptance," *Science*, 328(5982), 1176-1178.
- Ashenfelter, O., Harmon, C. y Oosterbeek, H. (1999): "A Review of Estimates of the Schooling/Earnings Relationship, with Tests for Publication Bias," *Labour Economics*, Vol. 6, No. 4, 453-470.
- Betts, J. y Roemer, J. (2006): "Equalizing opportunity for racial and socioeconomic groups in the United States through educational finance reform", L. Woessmann and P. Peterson (eds), *Schools and the equal opportunity problem*, MIT Press.
- Björklund, A., Jäntti, M. y Roemer, J. (2012): "Equality of opportunity and the distribution of long-run income in Sweden," *Social Choice and Welfare*, Vol. 39, 675-696.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. y Menéndez, M. (2013): "Inequality of Opportunity in Brazil: a corrigendum," *Review of Income Wealth*, Vol. 59, No. 3, 551-555, September 2013.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. y Menéndez, M. (2007b): "Inequality of Opportunity in Brazil," *Review of Income Wealth*, Vol. 53, No. 4, 585-618.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. y Walton, M. (2007a): "Equity, Efficiency and Inequality Traps: A Research Agenda," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 5, No. 2, 235-256.
- Brunello, G. y Checchi, D. (2007): "Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence," *Economic Policy*, Vol. 22, No. 52, 781-861.
- Brunori, P., Ferreira, F., Lugo, M. A. y Peragine, V. (2013): "Opportunity-Sensitive Poverty Measurement," *Policy Research Working Paper*, No. 6728, The World Bank, African Region.
- Card, D. (1999): "The Causal Effect of Education on Earnings," En: Orley Ashenfelter, David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, Elsevier, Vol. 3A, 1801-1863.
- Checchi, D. y Peragine, V. (2010): "Inequality of Opportunity in Italy," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 8, No. 4, 429-450.
- Checchi, D. y Peragine, V. (2005): "Regional Disparities and Inequality of Opportunity: The Case of Italy," *IZA Discussion Papers*, No. 1874, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Cohen, G. A. (1989): "On the Currency of Egalitarian Justice," *Ethics*, Vol. 99, No. 4, 906-944.
- Devooght, K. (2008): "To each the same and to each his own: a proposal to measure responsibility-sensitive income inequality," *Economica*, Vol. 75, No. 298, 280-295.
- Ferreira, F., Brunori, P. y Peragine, V. (2013): "Inequality of Opportunity, Income Inequality and Economic Mobility. Some International Comparisons," *Working Papers No. 6304, The World Bank*.
- Ferreira, F. y Gignoux, J. (2011): "The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America," *The Review of Income and Wealth*, Series 57, No. 4, 622-657.
- Ferreira, F. y Gignoux, J. (2013): "The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity," *World Bank Economic Review*. DOI: 10.1093/wber/lht004. Primera vez publicado en forma online: 20 de febrero de 2013.
- Ferreira, F., Gignoux, J. y Aran, M. (2011): "Measuring inequality of opportunity with imperfect data: the case of Turkey," *Journal of Economic Inequality*, Springer, Vol. 9, No. 4, 651-680.
- Fleurbaey, M. (2008): *Fairness, responsibility, and welfare*, Oxford University Press.

- Gamboa, L. F. y Waltenberg, D. (2012): "Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006–2009," *Economics of Education Review*, Elsevier, Vol. 31, No. 5, 694–708.
- Gasparini, L. C. (2002): "On the measurement of unfairness. An application to high school attendance in Argentina," *Social Choice and Welfare*, Vol. 19, No. 4, 795-810.
- Jusot, F., Tubeuf, S. y Trannoy, A. (2013): "Circumstances and efforts: how important is their correlation for the measurement of inequality of opportunity in health?" *Health Economics*, Vol. 22, No. 12, 1470-95.
- Lefranc, A., Pistolesi, N. y Trannoy, A. (2008): "Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike?," *The Review of Income and Wealth*, Series 54, No. 4, 513-546.
- Lefranc, A., Pistolesi, N. y Trannoy, A. (2009): "Equality of Opportunity and Luck: Definitions and Testable Conditions, with an Application to Income in France," *Journal of Public Economics*, Vol. 93, No. 11–12, 1189–207.
- Ley Nacional de Educación No. 26.206 (2006). Argentina.
- Ley Federal de Educación No. 24.195 (1993). Argentina.
- Niehues, J. y Peichl, A. (2013): "Upper bounds of inequality of opportunity: theory and evidence for Germany and the US," *Social Choice and Welfare*, DOI 10.1007/s00355-013-0770-y.
- OCDE (2005): "Manual de análisis de datos: usuarios SPSS," First Edition, PISA, OCDE. Traducción INECSE, España.
- OCDE (2009): "PISA Data Analysis Manual: SPSS," Second Edition, PISA, OECD Publishing.
- Paes de Barros, R., Ferreira, F., Molinas Vega, J. y Saavedra Chanduvi, J. (2008): *Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean*, The World Bank, Washington, DC. 195 pp.
- Peragine, V. (2004): "Ranking Income Distributions According to Equality of Opportunity," *Journal of Economic Inequality*, Springer, Vol. 2, No. 1, 11-30.
- Roemer, J. (1993): "A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner," *Philosophy and Public Affairs*, Vol. 22, 146-166
- Roemer, J. (1998): *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge.
- Roemer, J. (2004): "Equal opportunity and intergenerational mobility: Going beyond intergenerational income transition matrices," en M. Corak (ed.) *Generational income mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press.
- Roemer, J. (2012): "On several approaches to equality of opportunity," *Economics and Philosophy*, Vol. 28, 165-200. DOI:10.1017/S0266267112000156
- Roemer, J. y Trannoy, (forthcoming): *Equality of Opportunity*, Handbook of Income Distribution, A. Atkinson and F. Bourguignon (eds.).
- Schütz, G., Ursprung, H. W. y Woessmann, L. (2008): "Education Policy and Equality of Opportunity," *Kyklos*, Wiley Blackwell, Vol. 61, No. 2, 279-308.
- SEDLAC (2014): Base de datos sección educación, CEDLAS y Banco Mundial. Accedido en abril 2014: <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/eng/statistics.php>.
- Shorrocks, A. F. (1982): "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, 193-211.
- Singh, A. (2012): "Inequality of opportunity in earnings and consumption expenditure: the case of indian men," *Review of Income and Wealth*, Serie 58, No. 1, 79-106.

Waltenberg, F. D., y 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*, Elsevier, Vol. 26, No. 6, 709–723.

Yalonetzky, G. (2012): "A dissimilarity index of multidimensional inequality of opportunity," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 10, No. 3, 343-373.

Anexo

Particularidades de PISA para estimar el modelo de logros educativos.

Los datos del programa PISA presentan algunas particularidades para estimar el modelo de logros educativos. PISA reporta para cada alumno cinco valores plausibles de puntajes de cada prueba. Siguiendo la metodología propuesta en PISA por la OCDE (2005) para estimar los coeficientes de la ecuación (4) para cada una de las pruebas, es necesario realizar una regresión para cada valor plausible por separado y luego se computa un promedio de los 5 coeficientes estimados de cada variable regresora.

$$\beta_j^P = \frac{1}{5} \sum_{v=1}^5 \beta_{j,v}^P$$

y

$$\theta_m^P = \frac{1}{5} \sum_{v=1}^5 \theta_{m,v}^P.$$

En cuanto a los errores estándar de los coeficientes de las regresiones con valores plausibles se obtienen de la siguiente manera: si β es el estadístico poblacional y β_v es el estadístico de interés calculado sobre un valor plausible, entonces primero se calcula la varianza de imputación de la siguiente forma:

$$VI = \frac{1}{5-1} \sum_{v=1}^5 (\beta_v - \beta)^2$$

Luego, tenemos la varianza muestral (VM) de los coeficientes estimados calculada siguiendo la ecuación (6). Entonces para obtener la varianza de los estimadores estimados se combina la varianza muestral y la varianza de imputación, como se muestra a continuación

$$V(\beta) = VM + (1 + \frac{1}{5})VI.$$

Estimaciones de los modelos educativos

Cuadro A1: Estimaciones de la probabilidad de acceso a educación media por Logit (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	-0,651*** (0,00560)	-0,111*** (0,00553)	-0,251*** (0,00582)	-0,524*** (0,00583)	-0,473*** (0,00527)	-0,524*** (0,00541)	-0,444*** (0,00571)	-0,488*** (0,00830)	-0,605*** (0,00798)	-0,730*** (0,00824)
educpadres	0,223*** (0,000738)	0,219*** (0,000856)	0,204*** (0,000823)	0,224*** (0,000814)	0,172*** (0,000696)	0,231*** (0,000807)	0,150*** (0,000712)	0,189*** (0,00113)	0,197*** (0,00116)	0,194*** (0,00116)
ambospadres	0,294*** (0,00695)	0,805*** (0,00652)	0,696*** (0,00693)	0,653*** (0,00710)	0,504*** (0,00635)	0,703*** (0,00635)	0,497*** (0,00671)	0,569*** (0,0100)	0,221*** (0,00908)	0,602*** (0,00857)
ocupjefe1	0,0406*** (0,0104)	0,698*** (0,0109)	0,0302*** (0,0108)	0,102*** (0,0100)	0,186*** (0,00847)	-0,0559*** (0,00838)	0,289*** (0,00948)	0,231*** (0,0133)	1,559*** (0,0529)	0,280*** (0,0334)
ocupjefe2	0,209*** (0,0173)	-0,721*** (0,0160)	-0,638*** (0,0191)	0,362*** (0,0253)	0,216*** (0,0209)	0,0795*** (0,0209)	-0,204*** (0,0165)	-0,0453 (0,0290)	0,214*** (0,0186)	-0,259*** (0,0153)
ocupjefe3	-0,158*** (0,00835)	-0,00669 (0,00821)	-0,172*** (0,00945)	-0,341*** (0,00881)	0,0353*** (0,00715)	-0,116*** (0,00760)	0,0362*** (0,00805)	0,267*** (0,0121)	-0,187*** (0,00944)	0,268*** (0,0106)
ocupjefe4	0,0248*** (0,00932)	0,513*** (0,00975)	-0,204*** (0,0101)	0,0511*** (0,00981)	0,266*** (0,00839)	0,195*** (0,00858)	0,311*** (0,00928)	-0,0421*** (0,0122)	1,149*** (0,0480)	0,147*** (0,0407)
ocupjefe6	-0,0173** (0,00836)	0,243*** (0,00823)	-0,174*** (0,00967)	0,251*** (0,0104)	0,436*** (0,00921)	0,712*** (0,0104)	0,381*** (0,00957)	0,661*** (0,0146)	-0,0714** (0,0114)	0,108*** (0,0113)
migra	-0,488*** (0,00925)	0,213*** (0,00967)	0,403*** (0,0114)	0,212*** (0,00998)	-0,568*** (0,00749)	-0,271*** (0,00951)	-0,413*** (0,00935)	-0,779*** (0,0112)	1,496*** (0,0226)	0,622*** (0,0159)
nea	0,0228* (0,0119)	0,304*** (0,0131)	-0,318*** (0,0122)	-0,542*** (0,0117)	0,321*** (0,0107)	0,0987*** (0,0125)	-0,319*** (0,0112)	-0,0815*** (0,0167)	-0,233*** (0,0147)	-0,293*** (0,0151)
noa	-0,517*** (0,00845)	-0,235*** (0,00901)	-0,591*** (0,00954)	-0,565*** (0,00959)	-0,0995*** (0,00886)	-0,118*** (0,00894)	-0,491*** (0,00898)	-0,203*** (0,0145)	0,0520*** (0,0134)	-0,0868*** (0,0132)
cuyo	-0,242*** (0,0110)	-0,239*** (0,0108)	-0,261*** (0,0115)	-0,535*** (0,0117)	-0,317*** (0,00969)	-0,496*** (0,0105)	-0,504*** (0,0111)	-0,396*** (0,0166)	-0,176*** (0,0163)	-0,366*** (0,0158)
pampa	-0,176*** (0,00701)	-0,122*** (0,00726)	-0,299*** (0,00742)	-0,609*** (0,00692)	0,00300 (0,00661)	-0,127*** (0,00668)	-0,573*** (0,00679)	-0,334*** (0,0100)	-0,292*** (0,00980)	-0,282*** (0,00974)
paia	0,489*** (0,0211)	0,511*** (0,0205)	0,501*** (0,0212)	0,0678*** (0,0164)	0,439*** (0,0152)	0,305*** (0,0163)	0,102*** (0,0166)	0,467*** (0,0265)	0,472*** (0,0244)	1,028*** (0,0293)
edad	-0,504*** (0,00224)	-0,666*** (0,00246)	-0,620*** (0,00262)	-0,569*** (0,00251)	-0,515*** (0,00217)	-0,521*** (0,00219)	-0,472*** (0,00235)	-0,472*** (0,00323)	-0,570*** (0,00336)	-0,564*** (0,00320)
constante	8,291*** (0,0364)	9,870*** (0,0393)	10,07*** (0,0428)	9,290*** (0,0401)	8,254*** (0,0366)	7,898*** (0,0355)	8,211*** (0,0389)	7,879*** (0,0512)	9,492*** (0,0540)	9,281*** (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

Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

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

Cuadro A2: Estimaciones de la probabilidad de acceso a educación media privada por Logit (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	-0,236*** (0,00464)	-0,363*** (0,00463)	-0,455*** (0,00397)	-0,195*** (0,00390)	-0,106*** (0,00411)	-0,289*** (0,00399)	-0,331*** (0,00403)	-0,406*** (0,00529)	-0,363*** (0,00535)	-0,422*** (0,00541)
educpadres	0,233*** (0,000655)	0,216*** (0,000671)	0,241*** (0,000603)	0,217*** (0,000596)	0,218*** (0,000605)	0,237*** (0,000633)	0,244*** (0,000628)	0,240*** (0,000844)	0,267*** (0,000861)	0,311*** (0,000966)
ambospadres	0,608*** (0,00641)	0,0168*** (0,00583)	0,406*** (0,00525)	0,389*** (0,00528)	0,306*** (0,00550)	0,414*** (0,00514)	0,422*** (0,00499)	0,411*** (0,00679)	0,611*** (0,00674)	0,388*** (0,00655)
ocupjefe1	0,0769*** (0,00994)	0,0574*** (0,00905)	-0,110*** (0,00773)	-0,196*** (0,00768)	-0,426*** (0,00823)	-0,265*** (0,00795)	-0,180*** (0,00807)	0,314*** (0,00933)	-0,340*** (0,0149)	0,593*** (0,0211)
ocupjefe2	-0,0619*** (0,0176)	0,323*** (0,0191)	-0,133*** (0,0178)	0,0242 (0,0165)	0,532*** (0,0188)	-0,00720 (0,0177)	0,0105 (0,0144)	0,337*** (0,0182)	1,098*** (0,0107)	0,403*** (0,0110)
ocupjefe3	0,340*** (0,00702)	-0,257*** (0,00729)	-0,0165*** (0,00615)	-0,162*** (0,00598)	0,0497*** (0,00594)	-0,173*** (0,00602)	-0,121*** (0,00604)	-0,0279*** (0,00798)	-0,0673*** (0,00728)	-0,122*** (0,00741)
ocupjefe4	0,534*** (0,00735)	0,339*** (0,00740)	-0,0477*** (0,00664)	0,00324 (0,00635)	0,0124* (0,00666)	0,165*** (0,00645)	0,0743*** (0,00638)	-0,314*** (0,00861)	-0,114*** (0,0187)	-0,0148 (0,0255)
ocupjefe6	0,0273*** (0,00683)	0,0656*** (0,00694)	-0,313*** (0,00657)	-0,359*** (0,00622)	-0,0678*** (0,00648)	-0,174*** (0,00609)	-0,126*** (0,00624)	0,00373 (0,00871)	0,104*** (0,00737)	0,0568*** (0,00704)
migra	-0,194*** (0,00862)	-0,126*** (0,00760)	-0,507*** (0,00727)	0,108 (0,00673)	0,453 (0,00700)	-0,766*** (0,00788)	-0,503*** (0,00785)	-0,421*** (0,00903)	-0,912*** (0,0104)	-0,201*** (0,00886)
nea	-1,245*** (0,0127)	-1,578*** (0,0129)	-1,755*** (0,0121)	-1,891*** (0,0118)	-1,258*** (0,0110)	-1,293*** (0,0107)	-1,763*** (0,0118)	-1,729*** (0,0148)	-1,108*** (0,0139)	-1,821*** (0,0164)
noa	-0,601*** (0,00823)	-0,926*** (0,00845)	-0,823*** (0,00750)	-0,805*** (0,00668)	-0,000975 (0,00649)	-0,496*** (0,00653)	-0,686*** (0,00684)	-0,797*** (0,00929)	-0,736*** (0,00940)	-0,697*** (0,00956)
cuyo	-0,682*** (0,00987)	-0,861*** (0,0104)	-0,974*** (0,00917)	-0,947*** (0,00829)	-0,676*** (0,00817)	-0,435*** (0,00822)	-0,656*** (0,00838)	-1,041*** (0,0125)	-0,764*** (0,0127)	-0,983*** (0,0122)
pampa	-0,517*** (0,00598)	-0,681*** (0,00625)	-0,665*** (0,00514)	-0,635*** (0,00489)	-0,272*** (0,00532)	-0,330*** (0,00513)	-0,471*** (0,00509)	-0,582*** (0,00676)	-0,0746*** (0,00690)	-0,281*** (0,00716)
pata	-1,975*** (0,0194)	-1,583*** (0,0168)	-1,573*** (0,0145)	-1,591*** (0,0127)	-1,351*** (0,0138)	-1,669*** (0,0144)	-1,612*** (0,0135)	-2,003*** (0,0185)	-1,719*** (0,0196)	-1,633*** (0,0193)
edad	-0,0205*** (0,00193)	-0,0118*** (0,00194)	-0,0582*** (0,00148)	0,00713*** (0,00147)	-0,000519 (0,00154)	-0,0895*** (0,00149)	-0,127*** (0,00145)	-0,0282*** (0,00199)	-0,0693*** (0,00193)	-0,113*** (0,00199)
constante	-3,295*** (0,0322)	-2,416*** (0,0319)	-2,047*** (0,0235)	-2,819*** (0,0240)	-3,366*** (0,0253)	-1,842*** (0,0239)	-1,329*** (0,0234)	-2,616*** (0,0320)	-2,829*** (0,0311)	-2,432*** (0,0316)
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

Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

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

Cuadro A3: Estimaciones de la probabilidad de deserción en educación media por Logit (2006, 2009, 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	0,868*** (0,00844)	-0,213*** (0,00734)	0,312*** (0,00801)	0,256*** (0,00784)	0,498*** (0,00723)	0,134*** (0,00730)	0,300*** (0,00744)	0,243*** (0,0115)	0,562*** (0,0101)	0,847*** (0,0106)
educpadres	-0,166*** (0,000977)	-0,229*** (0,00117)	-0,204*** (0,00117)	-0,215*** (0,00109)	-0,129*** (0,000898)	-0,173*** (0,00107)	-0,102*** (0,000879)	-0,123*** (0,00143)	-0,164*** (0,00134)	-0,195*** (0,00128)
ambospadres	-0,0837*** (0,0106)	-0,788*** (0,00841)	-0,802*** (0,00954)	-0,614*** (0,00960)	-0,697*** (0,00863)	-0,750*** (0,00833)	-0,659*** (0,00829)	-0,863*** (0,0142)	0,113*** (0,0123)	-0,572*** (0,0108)
ocupjefe1	-0,121*** (0,0150)	-0,862*** (0,0147)	0,0537*** (0,0145)	0,166*** (0,0135)	-0,152*** (0,0114)	-0,228*** (0,0116)	-0,327*** (0,0124)	0,338*** (0,0185)	-1,162*** (0,0558)	0,255*** (0,0351)
ocupjefe2	-0,152*** (0,0275)	0,288*** (0,0282)	1,106*** (0,0238)	-0,702*** (0,0425)		0,129*** (0,0281)	0,232*** (0,0236)	-0,324*** (0,0553)	0,223*** (0,0203)	0,00601 (0,0198)
ocupjefe3	0,0450*** (0,0119)	-0,126*** (0,0107)	0,144*** (0,0139)	0,484*** (0,0124)		-0,104*** (0,0103)	-0,0982*** (0,0110)	0,389*** (0,0200)	0,275*** (0,0117)	-0,118*** (0,0132)
ocupjefe4	0,0275*** (0,0130)	-0,707*** (0,0135)	-0,118*** (0,0152)	-0,0187 (0,0144)	0,106*** (0,00960)	-0,397*** (0,0117)	-0,257*** (0,0122)	0,265*** (0,0202)	-1,068*** (0,0570)	0,316*** (0,0409)
ocupjefe6	-0,311*** (0,0125)	-0,214*** (0,0103)	0,403*** (0,0130)	-0,0363*** (0,0149)	-0,274*** (0,0119)	-0,521*** (0,0128)	-0,0525*** (0,0118)	-0,207*** (0,0215)	-0,0931*** (0,0155)	-0,105*** (0,0143)
migra	-0,441*** (0,0192)	0,169*** (0,0112)	-0,107*** (0,0137)	0,0362 (0,0123)	0,272*** (0,0104)	0,211*** (0,0130)	0,613*** (0,0109)	-0,0163 (0,0178)	-1,667*** (0,0297)	-1,105*** (0,0237)
nea	0,0208 (0,0170)	-1,287*** (0,0237)	-0,493*** (0,0214)	-0,121*** (0,0179)	-0,433*** (0,0150)	-0,672*** (0,0194)	0,0238 (0,0155)	-0,208*** (0,0249)	0,121*** (0,0203)	0,186*** (0,0195)
noa	-0,314*** (0,0151)	-0,757*** (0,0156)	-0,0379*** (0,0157)	-0,407*** (0,0161)	-0,418*** (0,0139)	-0,571*** (0,0143)	-0,134*** (0,0134)	-0,418*** (0,0230)	-0,623*** (0,0211)	-0,0275* (0,0165)
cuyo	-0,194*** (0,0182)	-0,151*** (0,0159)	-0,176*** (0,0175)	-0,0778*** (0,0173)	-0,101*** (0,0159)	-0,0562*** (0,0160)	0,0996*** (0,0158)	0,132*** (0,0240)	0,0385* (0,0215)	-0,464*** (0,0286)
pampa	-0,00612 (0,00984)	-0,245*** (0,0102)	0,106*** (0,0103)	0,0411*** (0,00968)	0,00317 (0,00863)	0,0102 (0,00876)	0,253*** (0,00891)	-0,149*** (0,0155)	0,222*** (0,0121)	0,167*** (0,0122)
pata	-0,645*** (0,0325)	-1,267*** (0,0326)	-0,731*** (0,0291)	-0,166*** (0,0208)	-0,223*** (0,0189)	-0,143*** (0,0191)	-0,629*** (0,0243)	-0,601*** (0,0364)	-0,489*** (0,0316)	-1,286*** (0,0415)
edad	0,648*** (0,00423)	0,721*** (0,00358)	0,785*** (0,00400)	0,734*** (0,00350)	0,632*** (0,00283)	0,652*** (0,00302)	0,484*** (0,00315)	0,717*** (0,00427)	0,746*** (0,00457)	0,576*** (0,00393)
constante	-11,79*** (0,0705)	-10,80*** (0,0584)	-13,29*** (0,0645)	-12,43*** (0,0556)	-11,03*** (0,0485)	-10,68*** (0,0491)	-9,126*** (0,0527)	-12,86*** (0,0699)	-13,34*** (0,0735)	-10,01*** (0,0663)
Obs. expandidas	1.174.784	1.168.521	1.545.403	1.546.787	1.509.608	1.533.838	1.552.946	855.210	897.550	910.889

Fuente: Elaboración propia en base a datos EPH.

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

Cuadro A4: Estimaciones de la probabilidad de acceso a escuelas con puntajes promedios igual o superior al promedio de la OCDE por Logit (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	-0.733** (0.286)	-0.293* (0.163)	-0.211 (0.176)	-0.733** (0.286)	-0.200 (0.185)	-0.129 (0.189)	-0.246 (0.338)	-0.106 (0.278)	0.196 (0.360)
ambospadres	0.687 (0.751)	0.336 (0.204)	0.234 (0.160)	0.687 (0.751)	0.331 (0.217)	0.0891 (0.207)	0.601 (1.164)	0.606* (0.344)	-0.549* (0.298)
educpadres	0.105*** (0.0367)	0.102** (0.0393)	0.152*** (0.0305)	0.105*** (0.0367)	0.132** (0.0572)	0.228*** (0.0414)	0.140** (0.0622)	0.306*** (0.101)	0.331** (0.132)
ocupbaja	-2.350** (1.021)	-0.666* (0.337)	-0.731*** (0.221)	-2.350** (1.021)	-0.702** (0.339)	-0.926*** (0.288)		-0.254 (0.568)	-0.403 (0.831)
ocupmedia	-0.666** (0.254)	-0.626*** (0.181)	-0.946*** (0.194)	-0.666** (0.254)	-0.663** (0.255)	-0.959*** (0.318)	-0.592* (0.333)	-2.040*** (0.554)	-1.279** (0.596)
idiomahogar	-0.926 (2.019)	-0.0882 (0.557)	-0.292 (0.678)	-0.926 (2.019)	0.233 (0.491)	0.305 (0.810)		0.672 (0.703)	
migra	0.286 (0.370)	-0.0848 (0.231)	-0.0629 (0.217)	0.286 (0.370)	-0.106 (0.253)	0.236 (0.311)	0.107 (0.658)	0.110 (0.283)	0.695 (0.652)
escpueblopeq		-1.665 (1.166)	-1.087 (1.256)						
escpueblomed	-0.0753 (1.042)	-0.480 (0.548)	-0.595 (0.622)	-0.0753 (1.042)	-0.577 (0.676)	0.826 (0.728)	0.434 (1.358)		
libros	0.775*** (0.220)	0.651*** (0.194)	0.466** (0.201)	0.775*** (0.220)	0.559** (0.240)	0.591* (0.342)	0.898*** (0.222)	0.813*** (0.285)	1.151*** (0.158)
computadora	1.023*** (0.198)	0.775** (0.310)	0.100 (0.420)	1.023*** (0.198)	0.588 (0.371)	0.410 (0.291)	0.833** (0.334)		0.717 (0.730)
internet	1.195*** (0.336)	1.756*** (0.365)	1.939*** (0.460)	1.195*** (0.336)	1.261*** (0.431)	1.640** (0.666)	1.234*** (0.348)	1.802* (1.034)	0.832 (0.589)
edad	-0.848* (0.459)	0.0751 (0.222)	-0.0208 (0.211)	-0.848* (0.459)	0.0908 (0.245)	-0.286 (0.372)	-1.017 (0.863)	0.346 (0.259)	0.216 (0.630)
constante	7.525 (6.562)	-5.999 (3.690)	-5.266 (3.483)	7.525 (6.562)	-6.577 (4.197)	-4.244 (5.253)	8.592 (12.59)	-14.05** (6.112)	-14.34** (7.037)
Observaciones	2,752	3,908	4,152	2,752	3,066	3,390	2,497	1,373	2,107
Prueba F (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

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

Cuadro A5: Estimaciones de la probabilidad de acceso a escuelas con puntajes promedios igual o superior al promedio de la OCDE según las distintas pruebas por Logit (2006, 2009, 2012).

Variables	En lectura			En matemática			En ciencia		
	2006	2009	2012	2006	2009	2012	2006	2009	2012
hombre	-0.729** (0.329)	-0.358** (0.171)	-0.229 (0.188)	-0.331 (0.286)	0.0172 (0.208)	-0.225 (0.259)	-0.733** (0.286)	-0.199 (0.192)	0.0134 (0.159)
ambospadres	1.351 (1.113)	0.383* (0.211)	0.272* (0.160)	0.135 (0.696)	0.373 (0.305)	0.0972 (0.279)	0.687 (0.751)	0.346 (0.226)	-0.0939 (0.215)
educpadres	0.124*** (0.0374)	0.136*** (0.0385)	0.152*** (0.0328)	0.110** (0.0521)	0.110 (0.0811)	0.238*** (0.0380)	0.105*** (0.0367)	0.136** (0.0597)	0.191*** (0.0425)
ocupbaja	-2.134** (0.985)	-0.612 (0.392)	-0.686*** (0.228)		-0.537 (0.333)	-1.102*** (0.403)	-2.350** (1.021)	-0.675* (0.352)	-0.836*** (0.289)
ocupmedia	-0.764** (0.299)	-0.728*** (0.208)	-0.967*** (0.210)	-0.474* (0.264)	-1.006*** (0.376)	-1.663*** (0.415)	-0.666** (0.254)	-0.638** (0.261)	-0.608*** (0.183)
idiomahogar		0.0487 (0.566)	-0.179 (0.677)	0.306 (1.741)	0.407 (0.658)	0.269 (0.995)	-0.926 (2.019)	0.198 (0.510)	-0.403 (0.970)
migra	0.548* (0.282)	-0.0923 (0.253)	-0.0475 (0.205)	-0.299 (0.739)	0.0875 (0.195)	0.179 (0.495)	0.286 (0.370)	-0.148 (0.263)	0.229 (0.365)
escpueblopeq		-1.577 (1.183)	-0.879 (1.264)						
escpueblomed	-0.631 (1.277)	-0.698 (0.584)	-0.384 (0.633)	0.995 (1.155)	-1.637 (1.270)	-0.493 (1.188)	-0.0753 (1.042)	-0.500 (0.679)	0.188 (0.953)
libros	0.693*** (0.240)	0.645*** (0.202)	0.462** (0.213)	0.994*** (0.186)	0.790*** (0.219)	0.601* (0.354)	0.775*** (0.220)	0.528** (0.247)	0.553 (0.345)
computadora	1.061*** (0.229)	0.993*** (0.365)	-0.00241 (0.414)	0.852*** (0.271)	0.545 (0.520)	0.445 (0.418)	1.023*** (0.198)	0.629 (0.390)	0.684* (0.397)
internet	1.173*** (0.382)	1.749*** (0.428)	1.887*** (0.471)	1.255*** (0.269)	1.635*** (0.434)	2.040** (0.856)	1.195*** (0.336)	1.247*** (0.444)	1.611** (0.661)
edad	-0.825 (0.529)	0.177 (0.239)	-0.0893 (0.214)	-1.047 (0.694)	0.116 (0.235)	0.334 (0.297)	-0.848* (0.459)	0.0781 (0.251)	-0.229 (0.358)
constante	6.241 (7.673)	-8.394** (3.911)	-4.274 (3.494)	9.922 (9.940)	-7.427 (4.658)	-14.67*** (4.309)	7.525 (6.562)	-6.549 (4.304)	-4.427 (4.902)
Observaciones	2,735	3,908	4,152	2,512	3,066	3,390	2,752	3,066	3,390
Prueba F (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

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

Cuadro A6: Estimaciones de puntajes de las pruebas por MCO (2006, 2009 y 2012).

Variables	2006			2009			2012		
	Lectura	Matemática	Ciencias	Lectura	Matemática	Ciencias	Lectura	Matemática	Ciencias
hombre	-44.400*** (6.257)	19.788*** (5.101)	-6.686 (4.893)	-29.344*** (3.240)	17.630*** (3.168)	0.018 (3.479)	-27.210*** (3.950)	21.515*** (2.552)	1.450 (3.453)
ambospadres	4.432 (14.365)	0.923 (9.429)	3.523 (7.968)	2.742 (4.193)	3.751 (4.090)	2.962 (4.445)	2.770 (3.288)	-0.641 (3.198)	7.555** (3.613)
educpadres	1.605*** (0.597)	2.285*** (0.498)	2.958*** (0.501)	2.278*** (0.462)	1.694*** (0.460)	2.522*** (0.402)	2.431*** (0.559)	2.092*** (0.456)	2.544*** (0.513)
ocupbaja	-27.299*** (7.785)	-14.614* (8.188)	-18.518** (7.552)	-33.457*** (6.567)	-25.970*** (5.791)	-30.410*** (6.078)	-27.024*** (5.705)	-26.772*** (4.381)	-30.596*** (4.236)
ocupmedia	-24.910*** (7.151)	-16.269*** (4.814)	-17.370*** (5.039)	-17.704*** (4.436)	-14.075*** (3.944)	-16.655*** (3.902)	-20.652*** (4.077)	-21.662*** (3.081)	-22.690*** (3.716)
idiomahogar	-128.067*** (46.153)	-66.363** (34.096)	-78.867** (31.008)	-40.730** (18.053)	-17.424 (15.783)	-36.498* (18.642)	-16.364 (12.287)	-11.365 (10.559)	-17.232 (12.183)
migra	-3.873 (10.018)	-2.213 (7.285)	7.593 (7.603)	2.183 (6.651)	6.857 (5.788)	-0.431 (5.863)	-8.698 (7.366)	-10.352** (5.206)	-10.537* (6.392)
escpueblopeq	-19.032 (11.778)	-25.161*** (8.588)	-21.960** (8.613)	-32.532*** (8.639)	-29.132*** (8.414)	-27.683*** (7.822)	-18.782** (8.075)	-11.482 (7.073)	-4.269 (8.134)
escpueblomed	5.864 (11.001)	-5.079 (9.541)	-2.119 (8.650)	-13.422 (8.419)	-6.524 (7.453)	-6.008 (8.298)	-13.421** (6.073)	-11.266** (5.185)	-8.767 (7.018)
libros	30.968*** (6.080)	23.024*** (6.282)	23.430*** (5.558)	28.447*** (5.194)	34.688*** (5.215)	30.513*** (5.495)	27.091*** (4.665)	24.724*** (3.636)	25.890*** (4.463)
computadora	32.869*** (6.540)	38.253*** (5.441)	32.164*** (4.776)	17.392*** (4.866)	16.619*** (4.152)	18.215*** (4.033)	10.004* (6.064)	9.420** (4.692)	7.989* (4.761)
internet	13.348* (6.816)	9.924* (5.886)	6.472 (5.326)	28.588*** (4.739)	27.383*** (4.490)	24.174*** (4.543)	14.836*** (5.187)	10.854** (4.541)	14.941*** (4.965)
edad	9.401 (9.869)	6.174 (7.345)	9.527 (7.205)	20.406*** (5.689)	19.122*** (5.284)	31.121*** (5.179)	13.717** (5.912)	6.711* (4.048)	9.234* (4.863)
grado	72.344*** (9.450)	69.699*** (8.564)	68.955*** (8.866)	53.704*** (6.610)	47.347*** (5.877)	53.310*** (6.615)	62.436*** (5.350)	49.747*** (4.197)	53.614*** (4.990)
constante	176.7327 (154.352)	198.044* (114.639)	161.2181 (111.810)	32.61909 (91.142)	22.55163 (87.034)	-153.366* (83.813)	136.4357 (92.260)	230.877*** (65.989)	200.658*** (77.997)
R-cuadrado	0.302	0.341	0.332	0.339	0.339	0.328	0.292	0.294	0.275

Fuente: Elaboración propia en base a datos PISA.

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