

# 1. Análisis de la evolución de la igualdad de oportunidades en educación media, en una perspectiva internacional. El caso de Colombia<sup>1</sup>.

**Luis Fernando Gamboa N., Ph. D.**  
Estudiante Facultad de Economía,  
Universidad del Rosario  
luis.gamboa@urosario.edu.co

## Resumen

El trabajo provee una medición del nivel de desigualdad de oportunidades en el logro educativo en educación básica para Colombia, y su situación respecto a otros países de América Latina. Se sigue el enfoque teórico desarrollado por Roemer (1998) y las aplicaciones a otros países desarrolladas en los trabajos de Checchi y Peragine (2010) y Ferreira y Gignoux (2008). La metodología implica hallar la fracción de la desigualdad que proviene de diferencias en las circunstancias vividas por los estudiantes. A diferencia de trabajos previos, en este documento se utilizan como circunstancias el género, el nivel educativo de los padres y el tipo de institución a la que asisten los estudiantes. Con estas variables se logra una caracterización más precisa del conjunto de oportunidades al alcance de los estudiantes. Este ejercicio se acompaña de una simulación tipo *'bootstrap'* que permite ver la estabilidad de los resultados y pruebas de inferencia estadística. Se utilizan los resultados de los exámenes de PISA 2006 y 2009, así como los resultados de los exámenes de la prueba de Estado SABER 11 para las áreas de matemáticas, ciencias y lectura. Las características de las pruebas impiden el análisis de efecto causal y, por tanto, deben leerse con la debida precaución. Se encuentra que el género es la circunstancia que menos desigualdad de oportunidades (inequidad) genera y que el tipo de colegio genera altos niveles de inequidad tanto para Colombia como para el

<sup>1</sup> El autor agradece el financiamiento del ICFES y de la Universidad del Rosario para esta investigación. Este documento contiene algunos de los resultados de los artículos que forman parte de mi tesis doctoral en Economía de la Universidad del Rosario de Bogotá. Varios de estos resultados se han utilizado en la elaboración de un artículo publicado en Gamboa y Walenberg (2012). La tesis tiene como tutor a Darío Maldonado, Ph. D., profesor del departamento de Economía de la Universidad del Rosario. Del mismo modo, agradece los aportes y comentarios a versiones previas del documento de Hugo Nópo, Fabio Walenberg, Marcia Carvalho, José Trujillo, Kamila Correa y los asistentes a los seminarios en CFES (Bogotá, Colombia), LACEA/NIP (Cuernavaca, México), ECINEQ (Catania, Italia) y CEDE-UFF (Niteroi, Brasil); además, el apoyo de Julián Mariño, Adriana Molina, Melissa Castellanos y Camila Perfetti. Todos los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva del autor.

resto de países incluidos en el análisis. Por otro lado, se encuentra una modesta reducción en los niveles de inequidad en el tiempo que han modificado los ordenamientos entre países más inequitativos. Las limitaciones en la información disponible y el tamaño de la muestra impiden definiciones más precisas de las circunstancias vividas por los estudiantes. Los niveles de desigualdad que la sociedad debería compensar (desigualdad injusta) respecto a las circunstancias incluidas no superan el 26% de la desigualdad bruta, pero aún así son valores significativos sobre los cuales deben trabajar los encargados de la política educativa.

## 1.1 Introducción

Ante la pregunta ¿todos los estudiantes tienen las mismas oportunidades de acceder a la educación superior y lograr un rendimiento satisfactorio?, la respuesta en Colombia es no y radica en la importancia que algunas oportunidades tienen para ellos. La educación es el componente fundamental del desarrollo de las personas y el medio utilizado para lograr sus principales objetivos presentes y futuros. La economía de la educación ha estudiado sus principales características (Becker, 1993; Hanushek 1998, 2002; Griliches, 1977). Dentro de esta área se ha otorgado un papel preponderante a la calidad por encima de la equidad. Cada nuevo escalón en la carrera educativa de un estudiante y la manera como lo supera, es un determinante del futuro económico y de otros aspectos como el acceso a la educación superior o la posición social que puede lograr en una sociedad. Ser más educado incrementa la probabilidad de ser más feliz y de alcanzar un mayor conjunto de 'bienes primarios' (Rawls, 1999). La economía de la educación aborda diferentes aproximaciones de la educación (Al Samarrai, 2002; Fuchs y Woessmann, 2008; Hanushek, 1998; Hanushek y Woessman, 2007). Para el caso colombiano se han realizado mediciones que intentan explicar los niveles de aporte de cada uno de los agentes involucrados (familia, colegio, curso) al logro educativo utilizando modelos multinivel (Gamboa *et al.*, 2003). La importancia de este tema trasciende los fenómenos actuales sobre inequidad en el acceso a la educación superior y en ingresos. Kalmanovitz (2011), en una columna reciente, afirma que preocupa la falta de movilidad social y que gran parte del gabinete ministerial (ocho ministros) provenga de una sola universidad. Este indicador es el resultado de diferencias en las oportunidades enfrentadas por los individuos en educación, las cuales terminan disminuyendo las externalidades positivas de la educación.

Sin embargo, poca atención ha recibido el estudio de los niveles de desigualdad en las variables asociadas a la educación básica y media: acceso, permanencia y logro educativo. Estas constituyen un fin en sí mismo y una forma de medir las potencialidades de crecimiento de un país. El efecto que tiene la educación sobre los ingresos futuros puede generar situaciones desiguales, algunas de las cuales la sociedad debería compensar. Esta es una manera de empezar a prevenir desigualdades futuras (Card, 1999).

El objetivo de este trabajo es proveer una medición de los niveles de igualdad de oportunidades en el logro educativo de los estudiantes de educación media en Colombia, en comparación con otros países latinoamericanos usando los resultados del examen de PISA 2006-2009 y SABER 11 (antiguo examen ICFES). Se pretende dar respuesta a interrogantes como: ¿cuáles son las circunstancias que generan mayores niveles de inequidad (desigualdad de oportunidades) en Colombia? Entre los latinoamericanos, ¿cuáles países presentan mayores inequidades en el logro educativo? ¿Existen diferencias en la inequidad por áreas del conocimiento? ¿Cómo han evolucionado estos niveles de desigualdad de oportunidades en Colombia?

Varios trabajos han estudiado los determinantes de la calidad de la educación aproximada por los resultados del ICFES (Gamboa *et al.*, 2003; Gaviria y Barrientos, 2001). Entre los hechos decantados, se encuentra un desempeño superior en los colegios privados sobre los públicos, así como un desempeño relativamente superior de los niños sobre las niñas. También se encuentra que los factores familiares explican un porcentaje importante del rendimiento escolar. Estas características son una constante para varios países y de ahí la importancia de su inclusión en el análisis de la desigualdad, pero sobre todo igualdad de oportunidades. La preocupación de esta corriente de pensamiento ha sido profundizar en el estudio sobre aquellos aspectos que pueden reducir o exacerbar los niveles de desigualdad en las diferentes sociedades, pero, principalmente, en aquellos que diferencian las oportunidades iniciales vividas por los individuos y sobre los cuales debería existir un esfuerzo; ya sea para reducirlas o compensarlas; por parte de la sociedad.

La pregunta ¿por qué educación es un campo relevante para el tema de desigualdad? tiene una respuesta doble. Por un lado, los beneficios económicos y no económicos de la educación caracterizan la vida de las personas. Los objetivos de la educación van más allá de incrementos en productividad *vía* capital humano (Sen, 2000). Por otro lado, aun siendo imposible la re-distribución de la educación, si se reorientan las iniciativas que constituyen la base del proceso educativo, es posible que los resultados finales sean más equitativos.

La contribución de este trabajo es múltiple. En primer lugar, constituye un punto de referencia de los perjuicios que podría tener el sistema educativo colombiano sobre otras desigualdades. En segundo lugar, aborda un conjunto de circunstancias más amplio que el de previos trabajos, lo cual evidencia la importancia de reconocer los diferentes espacios de elección que tienen los individuos en distintas sociedades y diferentes canales de influencia de las circunstancias sobre los individuos. La escogencia de varias circunstancias es crucial porque cada una de ellas opera de manera distinta sobre las posibilidades de los individuos. Además, el diseño de políticas puede tener efectos más limitados en unos casos que en otros, ya que en las circunstancias el margen de intervención es limitado. En tercer lugar, provee ordenamientos de los niveles de desigualdad en el logro educativo de los jóvenes entre países que pueden utilizarse en la evaluación de la evolución de las políticas implementadas y ver la eficacia de las mismas. PISA es una prueba comparable en el tiempo y entre países. Esto facilita el monitoreo de las políticas educativas diseñadas para ampliar los beneficios de la educación para todos quienes pretenden disminuir la inequidad.

El estudio de la desigualdad de oportunidades o desigualdad injusta tal como se describe en la filosofía política, exige una discusión sobre los umbrales que separan las variables que pueden considerarse circunstancias enfrentadas por los individuos de aquellas pertenecientes a su dominio o control. Roemer (1998) distingue entre los aspectos subyacentes a los logros relacionados con cada objetivo particular de aquellos controlables por el individuo y de otros que escapan su margen de influencia. Esta discusión es relevante

porque puede determinar los lineamientos de las políticas educativas. Por ejemplo, si se acepta que la etnia es una circunstancia fundamental que explica las inequidades en un país, un mecanismo de cuotas en los cupos por etnia para el acceso a la educación superior podría ser una política aceptable. Si, por el contrario, se acepta que existen diferentes oportunidades para quienes acceden a la educación privada o pública, una alternativa de política podría consistir en trabajar sobre los aspectos inherentes a la estructura de la institución educativa para reducir las diferencias.

Las circunstancias son aquellos aspectos que están fuera del alcance o del control del estudiante; es decir, son factores moralmente inaceptables que van más allá del control del individuo. Es posible que algunas circunstancias faciliten o limiten los niveles de esfuerzo ejercidos por los individuos, pero para efectos de este trabajo; se asume que en educación básica y media, los estudiantes enfrentan unas circunstancias determinantes para su logro académico y que superan lo que pueden hacer con sus niveles de esfuerzo individual (acceso a recursos económicos y académicos, pertenencia a círculos sociales y posibilidades de acceso a educación superior).

Una sociedad puede aceptar determinado nivel de desigualdad en torno a una variable objetivo como el ingreso, la riqueza o la educación. No obstante, si las causas de ésta se perciben como injustas, debería existir consenso sobre la necesidad de reducir las diferencias en las oportunidades a las que los individuos tienen acceso. Dardanoni *et al.* (2005) afirman que éstas se fijan de una esfera a otra y de una sociedad a otra. En salud y trabajo, probablemente la definición de los 'tipos' puede ser muy distinta. Luego, cualquier elección de circunstancias puede ser cuestionable. Lo que para este trabajo se considera importante es definir claramente los alcances de cada definición de tipos, explicar por qué se incluye un tipo o no, y comparar los niveles de inequidad en torno a cada definición.

El objetivo de cualquier política orientada a igualar las oportunidades debería consistir en reducir, entonces, las brechas resultantes entre los individuos que enfrentan diferentes oportunidades iniciales, es decir, quienes pertenecen a distintos 'tipos'. En la terminología del enfoque de Igualdad de Oportunidades (Eop por su nombre en inglés "Equality of Opportunities) EOp, se entiende por 'tipo' aquel subconjunto de la población que se caracteriza por disfrutar las mismas circunstancias (Checchi y Peragine, 2010)<sup>2</sup>. Ahora bien, incluir varias circunstancias en la definición de los tipos llevaría a una mejor descripción del conjunto de oportunidades disponibles para un individuo, pero también implicaría un costo. El caso extremo es aquel en el que cada individuo es un tipo, y acercarse a esta definición implica arriesgar la veracidad de los resultados de la estimación por la disminución del

---

2 Si se elige solo el género como circunstancia, el conjunto de tipos sería {hombres, mujeres}, pero si se además incluye el tipo de colegio, este conjunto se aumenta a {mujeres en col. público, hombres en col. público, mujeres en col. privado, hombres en col. privado}, y así continuarían aumentando los tipos con más circunstancias.

tamaño de los grupos que pertenecen a cada tipo y sobre los cuales estaría midiéndose la desigualdad. Por esta razón, la desigualdad que no puede atribuirse a las oportunidades, ya sea por disponibilidad de información, se tratará como una desigualdad residual sobre la cual no se hará ningún énfasis. Sería erróneo atribuir al esfuerzo desigualdades provenientes de circunstancias no observables o con información no disponible. En educación, la legitimidad de la escogencia de los ‘tipos’ puede cambiar considerablemente dependiendo de la edad del individuo. En los trabajos de Waltenberg y Vandenberghe (2007), Checchi y Peragine (2010) y Ferreira y Gignoux (2008), la circunstancia fundamental siempre ha sido el nivel educativo de los padres<sup>3</sup>. Peragine y Serlenga (2007) afirman que esto claramente no es un problema en la educación superior.

Las metodologías empleadas en la medición empírica de EOp se pueden clasificar en tres grandes grupos. El primero se caracteriza por el análisis de dominancia estocástica de un ‘tipo’ sobre otro ‘tipo’ particular (Lefranq *et al.*, 2008, 2009, Pistolessi *et al.*, 2005; Pistolessi, 2009). Lefranq, Pistolessi y Tranoy proveen un análisis de dominancia estocástica para determinar si existe desigualdad de oportunidades, sin que esta metodología les permita evaluar el tamaño de cada una de estas desigualdades. El segundo grupo utiliza análisis de regresión econométrica utilizando las circunstancias como variables explicativas (Bourguignon *et al.*, 2007, 2007<sup>a</sup>; Bourguignon y Ferreira, 2000). El tercero descompone los indicadores de desigualdad mediante el suavizamiento de la distribución inicial (Checchi y Peragine, 2010; Ferreira y Gignoux, 2008; Peragine, 2004a; Peragine, 2004b; Roemer *et al.*, 2003, entre otros). En este trabajo se sigue el enfoque de este último grupo porque permite ordenar los tipos y, a la vez, medir las diferencias en los niveles de inequidad, que los enfoques de los dos grupos anteriores no permiten.

El trabajo analiza por separado los resultados de la metodología para cada una de las pruebas PISA y SABER 11. El principal hallazgo es que los niveles de desigualdad de oportunidades fluctúan de acuerdo con las circunstancias seleccionadas y con la prueba de desempeño sobre la cual se aplican. Es decir, la manera como los estudiantes se afectan por las oportunidades que tienen varía de una materia a otra y su evolución en el tiempo no tiene la misma tendencia. En el examen de PISA, se podría afirmar que las circunstancias incluidas explican un 25% de la desigualdad total. En el caso de la prueba SABER 11 los resultados son similares en magnitud, pero tienen una definición más precisa de las circunstancias como resultado del tamaño de la muestra.

---

3 Para una discusión más detallada véase Gamboa y Waltenberg(2012).

## 1.2 Metodología

El trabajo estima la desigualdad en el logro educativo a través del puntaje de una prueba de rendimiento académico (PISA o SABER 11). En ambos casos, el puntaje obtenido por el estudiante provee una estimación de las habilidades cognitivas de los estudiantes, pero difiere en la caracterización de la distribución debido a que los encargados de su administración (en este caso ICFES y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico OECD, respectivamente) fijan un puntaje promedio y una desviación estándar discrecional a su comparabilidad y manejo interno. Otra diferencia importante es la muestra de estudiantes que presentan la prueba. En PISA, la muestra proviene de un muestreo bietápico en el cual se seleccionan estudiantes de 15 años en los últimos años de colegio.

El examen ICFES ahora conocido como SABER 11, adquirió carácter obligatorio en 1980 para estudiantes de 11o grado. Desde ese momento ha tenido algunas modificaciones que responden a las necesidades continuas de la definición de la calidad educativa. El núcleo central de la prueba ha estado conformado por matemáticas, lenguaje y ciencias naturales. Otras áreas complementarias como sociales e idiomas también se evalúan. Actualmente, los evaluados en los dos calendarios superan los 500.000 estudiantes por año. Durante los últimos dos años (2009 y 2010), el número de estudiantes que validan disminuyó de 70.000 a 30.000.

La prueba SABER 11 la presentan todos los estudiantes de último año de enseñanza media en Colombia. Dado que los indicadores de desigualdad descomponibles, como el índice de Theil, no son invariantes a la escala y al posicionamiento, solo se analiza la fracción de la desigualdad que proviene de diferentes oportunidades y el resto se trabaja como un residuo. Esto permite superar en parte la restricción que genera las características de comparar resultados de pruebas con diferentes distribuciones, pero aún así es importante tener presente que una diferencia adicional proviene de las características de la muestra (véase Ferreira y Gignoux, 2008; y Gamboa y Waltenberg, 2011)

Formalmente, dada una variable de interés  $X$ , el resultado obtenido por un individuo es función de dos tipos de variables  $c$  y  $e$  que representan las circunstancias y otros aspectos, como su esfuerzo. La población estudiantil puede subdividirse en ‘tipos’, siendo cada tipo el conjunto de estudiantes que comparten alguna circunstancia en común (es decir, nivel educativo de la madre, género, tipo de institución pública o privada)<sup>4</sup>.

La inclusión del nivel educativo de los padres como circunstancia es un hecho común en la literatura ya que no está bajo el control del estudiante y sí determina un gran número de

4 Tipo de colegio (público y privado); Educación de los padres (ninguna/primaria, secundaria incompleta, secundaria completa, técnica superior, técnica universitaria)

aspectos de su futuro. El género se incluye por varias razones: primera, existen diferencias históricas en rendimiento por área entre niños y niñas, algunas de ellas atribuidas a diferenciales en las oportunidades educativas enfrentadas y a diferencias ‘aparentemente’ explicadas por aspectos biológicos; segunda, una fracción de las desigualdades futuras de género que tradicionalmente se han estudiado bajo el rótulo de ‘discriminación laboral’, pueden explicarse por las brechas actuales en los logros educativos. La inclusión del tipo de colegio pareciera la elección más discutible porque puede verse como una elección, pero se incluyó por dos motivos: (1) son los padres quienes toman la decisión sin ser los beneficiarios directos del servicio; (2) los diferenciales de costos entre educación privada y pública restringen las posibilidades de elección y terminan haciendo que el acceso a la educación privada sea limitado a los hogares con una condición socioeconómica relativamente holgada. Es decir, es tan solo una elección para aquellos hogares que pueden sufragar la educación privada<sup>5</sup>.

Con el fin de tener definiciones más detalladas de las oportunidades enfrentadas por los estudiantes, se diseñaron ‘tipos’ compuestos por dos circunstancias del conjunto mencionado anteriormente, lo cual permite obtener un punto de referencia sobre el aporte de cada variable a la explicación de la medida de desigualdad utilizada. Por ejemplo, cuando se tiene tipo de colegio y género, los tipos serán {mujeres en col. público, hombres en col. público, mujeres en col. privado, hombres en col. privado}.

La distribución de nuestra variable  $X$  se analiza mediante un índice de desigualdad descomponible. En la literatura existen varios indicadores sobre los cuales es posible hacer una descomposición como los pertenecientes a la familia de índices de entropía de Theil. No obstante, se eligió la desviación media de los logaritmos:

$$DML(x) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \ln \frac{\mu x}{x_i} \quad (1)$$

Su selección se fundamenta en que es una medida que puede descomponerse entre la desigualdad al interior de cada grupo (intergrupos) y la desigualdad intragrupos, y otorga mayor ponderación a las desigualdades a la izquierda de la distribución que se asemeja más al espíritu teórico de Roemer. Su restricción es que no es invariable a cambios en escala, por lo cual su comparabilidad entre SABER11 y PISA se afecta<sup>6</sup>. Esta medida permite comparar la desigualdad bruta en el logro académico con la fracción de la inequidad resultante de cada una de las circunstancias enfrentadas por el estudiante. Como una manera de identificar

5 A nivel internacional no existe consenso sobre la jerarquía de calidad entre educación privada y pública. Véase Gamboa y Waltenberg (2011).

6 Para detalles sobre las implicaciones de esta propiedad, véase Foster and Shneyrow (2000), Ferreira y Gignoux (2008) y Gamboa y Waltenberg (2012).



la solidez de los resultados, se estimó también el porcentaje de desigualdad utilizando la varianza ( $GE(2)$ ), y los ordenamientos encontrados entre países fueron aproximadamente los mismos. La aplicación de DML sobre el vector  $X$  de puntajes obtenido por los estudiantes permite obtener la desigualdad bruta en el logro académico ( $I(X)$ ).

Posteriormente, se calcula la desigualdad entre grupos utilizando alguna de las definiciones de simples tipos mencionada anteriormente (género, nivel educativo de los padres y tipo de colegio) o como se mencionó, una combinación de ellos; por ejemplo: género + tipo de colegio. Para ello, se reemplaza el puntaje del estudiante por el promedio del tipo y el percentil al que pertenece, eliminando así la desigualdad al interior de cada tipo y, por tanto, la única varianza que tiene es la correspondiente a las diferencias entre los diferentes 'tipos' de estudiantes<sup>7</sup>. Este cálculo de la desigualdad permite obtener el nivel de desigualdad de oportunidades,  $IB(X)$ .

Por otro lado, siguiendo las recomendaciones de Ferreira y Gignoux (2008), el análisis se centra en la proporción de la desigualdad bruta que proviene de las circunstancias, luego el análisis se hará con base en el coeficiente

$$IO(x) = IB(X)/I(X). \quad (2)$$

En la expresión (2), el valor de  $IO(x)$  se encuentra entre 0 y 1 (0 y 100%), siendo 100% el mayor nivel de inequidad que surgiría si toda la desigualdad fuera 'injusta'. Esto permite superar algunas de las dificultades inherentes a los índices provenientes de cambios de escala y posición mencionadas por Ferreira y Gignoux (2008).

El indicador  $IO(x)$  se estima utilizando los resultados de PISA para cada materia (*matemáticas, ciencias y comprensión lectora*), país (*Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay*) y año (*2006, 2009*). La muestra de estudiantes que presentan la prueba de PISA es pequeña en términos absolutos, pero significativa estadísticamente<sup>8</sup>. Para el caso de SABER 11 se estima para cada materia y año y es un censo, ya que todos los estudiantes de último año deben presentar la prueba.

7 Para el cálculo de la desigualdad entre grupos se reemplaza el logro de cada estudiante (puntaje en cada materia) por el promedio obtenido por los estudiantes del mismo tipo (por ejemplo, estudiantes de colegio público). El procedimiento se ha realizado con la mediana y los resultados en términos de ordenamiento de los índices dan igual, aunque el tamaño de los coeficientes cambie. Véase Checchi y Peragine (2009); Waltenberg y Vandenberghe (2007).

8 En 2006, la muestra fue así: Argentina, 4.339; Brasil, 9.295; Colombia, 4.478; Chile, 5.235; México, 30.971 y Uruguay, 4.839 estudiantes. En 2009, la muestra fue así: Argentina 4.774; Brasil 20.127; Colombia 7.921; Chile, 5.669; México, 38.250; Uruguay, 5.957 estudiantes.

Es importante hacer un par de advertencias sobre la metodología y los alcances de esta. Gran parte del trabajo sobre las propiedades de los índices de desigualdad se ha realizado históricamente en el contexto del ingreso, dada su utilidad para explicar los cambios ante políticas que mejoren su distribución. Sin embargo, en educación es difícil pensar en una redistribución de los niveles actuales de educación dado que esta es una condición inmersa en los individuos. Aún así, puede ser una buena idea teniendo presente que la distribución de la calidad de la educación es el resultado de un amplio conjunto de recursos, que incluyen el colegio, las características de los hogares y de sus elecciones en materia de educación. Si se parte de una función de producción individual que depende de los recursos asociados a cada individuo, se podría considerar que la estimación de un índice de desigualdad educativa refleja la distribución implícita de los recursos relevantes en el proceso educativo. Por esta razón, este trabajo es complementario a la literatura existente sobre funciones de producción educativas (ver Hanushek y Woessman, 2007).

Finalmente, es importante recalcar que las diferencias en las condiciones de las dos muestras hacen que la lectura de los resultados se realice con cautela. En PISA, los resultados son válidos para la población que está en el sistema educativo y que no ha repetido varios años de su enseñanza. En SABER 11, los estudiantes presentan la prueba independientemente de su edad y del número de años que han estado en el sistema educativo. Únicamente se excluyen del análisis a los estudiantes que la presentan más de una vez.

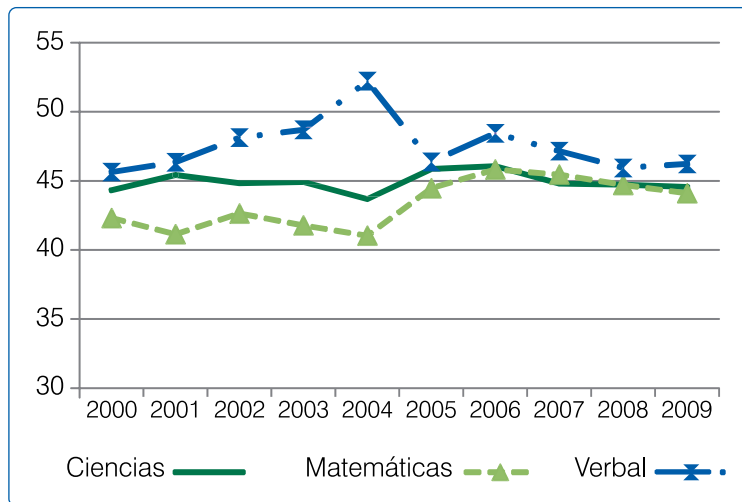
### 1.3 Resultados

Se presenta una breve descripción de los indicadores de desempeño en PISA (2006 y 2009) y SABER 11 durante 2000-2009. Sin embargo, es necesario aclarar que los puntajes de las dos pruebas tienen distribuciones estadísticas distintas y por ello generan resultados diferentes. Además, el conjunto de estudiantes evaluados es diferente.

El desempeño de los estudiantes en la prueba SABER 11 evidencia una reducción en los diferenciales de rendimiento promedio por área (véase figura 1.1) El rendimiento promedio de lenguaje es superior durante todo el periodo, pero en el caso de las otras dos asignaturas analizadas el ordenamiento no es estable como consecuencia, principalmente, de la mejora en matemáticas. (Tabla 1) No se puede hablar de una tendencia de largo plazo, puesto que la prueba ha venido sufriendo considerables transformaciones de forma y de diseño desde su creación<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Además de las modificaciones implementadas, la información para el periodo anterior al año 2000 no está disponible en el ICFES.

Figura 1.1 Evolución puntajes SABER 11. Colombia 2000-2009



En matemáticas y ciencias hay diferencias estadísticas entre los grupos poblacionales estudiados colegios privados versus públicos, y los niños versus niñas. Este patrón no se presenta en género para comprensión verbal pero sí se mantiene por colegio. Cuando se analizan los puntajes por género, se encuentra que las niñas siempre tienen un desempeño mayor en lenguaje que en las demás áreas y que en el caso de los niños no existe un área que domine a las demás. En términos de la dispersión de los puntajes de los estudiantes, al hallar el coeficiente de variación ( $CV = \text{desv. Stdar}/\text{media muestral}$ ), las tendencias en las tres áreas no van en el mismo sentido (véase tabla 1.1). Los estudiantes de colegios privados, tal como se esperaría por ser poblaciones muy heterogéneas, tienen una mayor desigualdad en los puntajes que es más marcada en matemáticas.

Tabla 1.1 Resultados promedio SABER 11. 2000-2009

Promedio Año	Ciencias				Matemáticas				Verbal						
	Hombre	Mujer	Público	Privado	TOTAL	Hombre	Mujer	Público	Privado	TOTAL	Hombre	Mujer	Público	Privado	TOTAL
2000	44,98	43,76	44,10	44,68	44,32	42,62	42,04	42,26	42,38	42,31	45,94	45,38	45,29	46,20	45,64
2001	46,09	44,87	44,89	46,32	45,43	41,45	40,88	40,68	41,91	41,14	46,32	46,38	45,63	47,56	46,35
2002	45,32	44,41	44,21	45,93	44,83	43,16	42,20	42,06	43,67	42,64	48,08	48,17	47,35	49,53	48,13
2003	45,41	44,50	44,31	46,12	44,92	42,12	41,47	41,43	42,45	41,77	48,56	48,82	47,85	50,37	48,70
2004	44,19	43,24	43,12	44,91	43,68	41,41	40,71	40,51	42,20	41,03	52,90	51,64	51,27	54,34	52,22
2005	46,58	45,23	45,15	47,49	45,85	45,11	43,90	43,77	46,08	44,46	46,59	46,19	45,34	48,80	46,38
2006	46,73	45,51	45,47	47,56	46,07	47,16	44,69	44,85	48,27	45,82	48,72	48,22	47,68	50,36	48,45
2007	45,49	44,22	44,26	46,18	44,80	46,30	44,73	44,53	47,77	45,45	47,32	47,01	46,34	49,21	47,15
2008	45,20	44,33	44,18	46,11	44,73	45,99	43,64	43,85	46,86	44,71	45,82	46,03	45,20	47,78	45,94
2009	45,09	44,13	44,16	45,60	44,57	45,37	43,04	43,03	46,86	44,10	46,07	46,36	45,65	47,71	46,23

Coeficiente de variación	Ciencias				Matemáticas				Verbal						
	Hombre	Mujer	Público	Privado	TOTAL	Hombre	Mujer	Público	Privado	TOTAL	Hombre	Mujer	Público	Privado	TOTAL
2000	0,16	0,16	0,13	0,20	0,16	0,18	0,18	0,15	0,22	0,18	0,19	0,19	0,16	0,22	0,19
2001	0,10	0,09	0,09	0,10	0,09	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13
2002	0,11	0,09	0,09	0,11	0,10	0,15	0,14	0,14	0,16	0,15	0,14	0,14	0,13	0,14	0,14
2003	0,11	0,10	0,10	0,12	0,11	0,13	0,12	0,12	0,14	0,13	0,16	0,16	0,15	0,17	0,16
2004	0,11	0,09	0,09	0,11	0,10	0,15	0,15	0,14	0,16	0,15	0,16	0,16	0,15	0,17	0,16
2005	0,13	0,12	0,11	0,14	0,12	0,19	0,17	0,17	0,19	0,18	0,19	0,19	0,18	0,19	0,19
2006	0,12	0,11	0,10	0,13	0,11	0,19	0,19	0,18	0,21	0,19	0,15	0,14	0,14	0,15	0,14
2007	0,12	0,11	0,10	0,13	0,11	0,22	0,20	0,20	0,23	0,21	0,15	0,16	0,15	0,16	0,16
2008	0,13	0,12	0,12	0,14	0,13	0,20	0,20	0,19	0,22	0,20	0,16	0,16	0,16	0,17	0,16
2009	0,15	0,14	0,14	0,18	0,15	0,25	0,24	0,23	0,28	0,25	0,18	0,17	0,17	0,20	0,18

Fuente: cálculos del autor con base en SABER 11 2000-2009.

Esta desigualdad proviene del hecho de que al interior del conjunto de colegios privados, existen grandes diferencias en los niveles de capital físico (dotación de recursos e instalaciones) y humano (capacitación de profesores y nivel socioeconómico de la población atendida) que no son tan notorias en los colegios públicos.

En PISA 2006-2009, el desempeño de los países latinoamericanos es inferior al promedio de otros países y en especial los de la OECD en las tres áreas. En 2006, los puntajes promedio de Chile y Uruguay están por encima de los demás países analizados. Sin embargo, como se puede apreciar, ninguno de los dos alcanza el nivel de los países desarrollados (Véase Tabla 1.2). Por su parte, Argentina, Brasil y Colombia están más de 100 puntos por debajo del promedio de la OECD, recordando que este es exactamente el tamaño de la desviación estándar fijada para la distribución de los puntajes. En 2009, la superioridad relativa de Chile y Uruguay se mantiene pero lo más interesante es que los ordenamientos de cada país para las distintas asignaturas se modifican.

Tabla 1.2 Resultados promedio por área. PISA (2006-2009)

	2006							2009							
	ARG.	BRA.	CHI.	COL.	MEX.	URU.	OECD.	ARG.	BRA.	CHI.	COL.	MEX.	URG.		
<b>Matemáticas</b>	<b>Total</b>	381,3 (6,2)	369,5 (2,9)	411,4 (4,6)	370,0 (3,8)	405,7 (2,9)	426,8 (2,6)	497,7 (0,5)	388 (4,1)	386 (2,4)	421 (3,1)	381 (3,2)	419 (1,8)	427 (2,6)	496 (0,5)
	<b>5th</b>	209 (11,2)	225 (6,4)	273 (5,6)	226 (8,4)	268 (6,6)	261 (4,1)	346 (1,1)	231 (7,9)	261 (3,0)	293 (4,6)	259 (5,8)	289 (3,2)	278 (3,9)	343 (0,9)
	<b>95th</b>	543 (9,2)	530 (8,3)	561 (7,7)	515 (6,1)	546 (4,2)	587 (5,6)	645 (0,9)	543 (7,0)	531 (5,9)	559 (5,8)	509 (4,2)	547 (3,3)	578 (4,5)	643 (0,8)
<b>Ciencias</b>	<b>Total</b>	391 (6,1)	390 (2,8)	438 (4,3)	388 (3,4)	410 (2,7)	428 (2,7)	500 (0,5)	401 (4,6)	05 (2,4)	447 (2,9)	402 (3,6)	416 (1,8)	427 (2,6)	501 (0,8)
	<b>5th</b>	218 (9,9)	254 (4,5)	295 (4,8)	247 (6,3)	281 (4,4)	274 (6,8)	340 (1,0)	228 (10,6)	275 (3,5)	315 (4,3)	268 (6,6)	291 (2,8)	268 (5,2)	341 (1,0)
	<b>95th</b>	555 (6,6)	549 (5,3)	595 (6,1)	528 (4,7)	544 (3,5)	583 (4,2)	652 (0,8)	564 (7,9)	554 (4,8)	583 (5,0)	536 (4,1)	544 (2,8)	584 (4,2)	649 (0,7)
<b>C.lectora</b>	<b>Total</b>	374 (7,2)	393 (3,7)	442 (5,0)	385 (5,1)	410 (3,1)	413 (3,4)	492 (0,6)	398 (4,6)	412 (2,7)	449 (3,1)	413 (3,7)	425 (2,0)	426 (2,6)	493 (0,5)
	<b>5th</b>	155 (14,8)	224 (10,1)	271 (7,5)	200 (9,1)	247 (7,5)	204 (7,8)	317 (1,4)	209 (11,3)	262 (3,0)	310 (5,1)	269 (6,4)	281 (3,9)	257 (5,2)	332 (1,0)
	<b>95th</b>	560 (5,9)	562 (6,8)	609 (6,6)	550 (5,9)	559 (3,0)	604 (5,7)	642 (0,8)	568 (6,7)	572 (4,6)	584 (5,1)	554 (4,0)	557 (2,4)	584 (4,5)	637 (0,7)

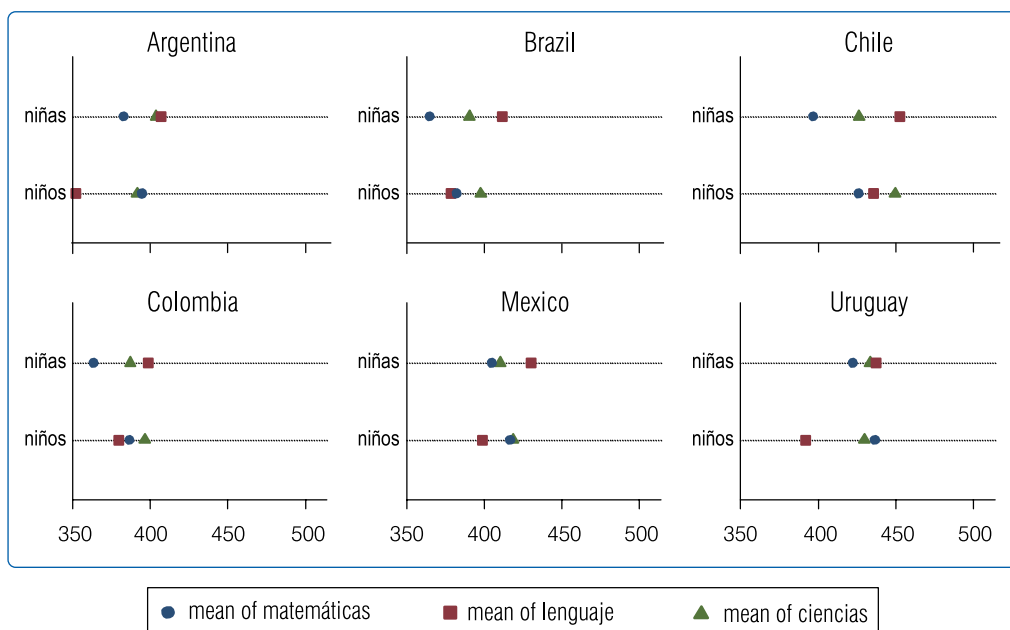
Error estándar en paréntesis.

Fuente: cálculos del autor con base PISA 2006-2009.

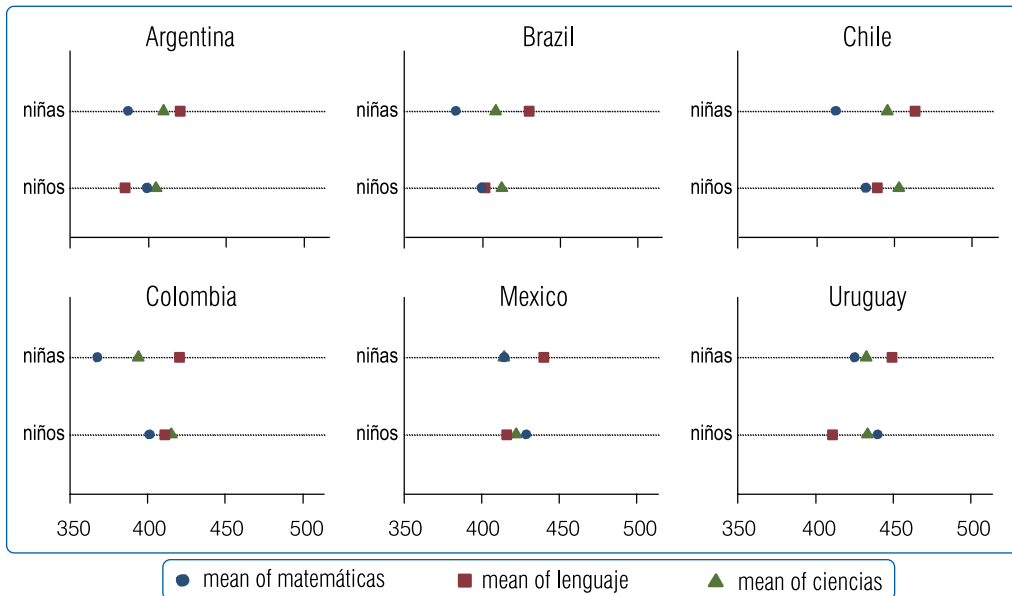
Desde la perspectiva de género, al igual que los resultados de la literatura internacional, se observa que los niños superan el desempeño promedio de las niñas en matemáticas, las niñas hacen lo propio en lenguaje, pero en ciencias esto no es evidente (véase tabla 1.2). En 2009, estos resultados se mantienen pero se evidencia que en aquellos países con un desempeño promedio más alto, las brechas de género son menores, justificando así la importancia de analizar los resultados en materia de desigualdad. Los resultados en los extremos de la distribución percentil95 vs. percentil5 ( $p95/p5$ ) muestran algunos hechos interesantes. Por un lado, en 2006, el ratio es mayor que 2 en todos los países (con excepción de México en ciencias), y esto también supera a los ratios de los países de la OECD. Por otro lado, las diferencias disminuyen para 2009 en estos países, pero siguen siendo muy superiores a los obtenidos en promedio por la OECD en el último año. Estos resultados evidencian que, al parecer, las desigualdades en general tienden a disminuir al comparar los extremos de la distribución, pero que cuando se tienen en cuenta la diferencia en puntajes de grupos poblacionales asociados a características particulares como el género, esta situación no se sostiene.

En las niñas se encuentra un desempeño mayor en lenguaje respecto a las otras dos áreas pero también se observa una mayor diferencia entre los puntajes promedios por área en relación con los niños, que parecen tener rendimientos más homogéneos (véase figura 1.2). Para los niños, por su parte, no hay evidencia de la presencia de un ordenamiento en su desempeño por área. Estos resultados muestran que las diferencias históricamente encontradas en la literatura han ido reduciéndose, gracias a los espacios ganados por ambos géneros tanto en matemáticas como en lenguaje.

Figura 1.2. Puntaje promedio por Género. PISA 2006 y 2009



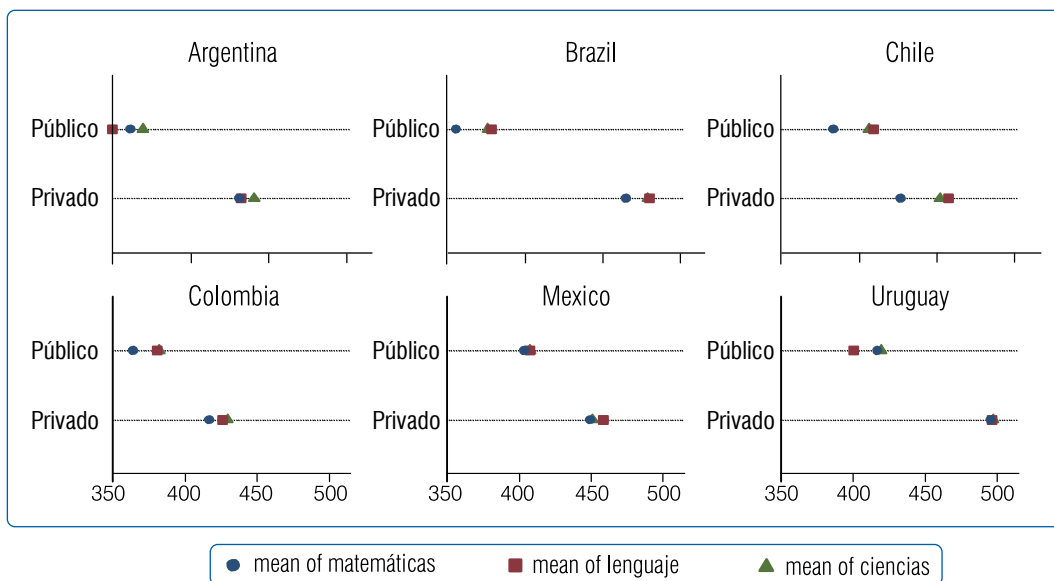
Graphs by country code iso 3-digit



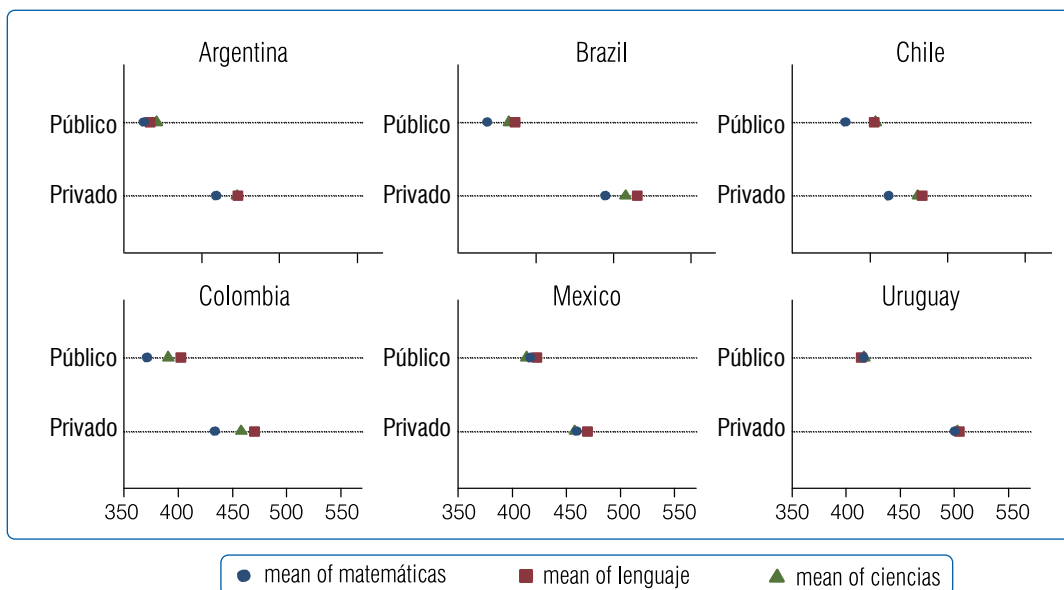
Graphs by country code iso 3-digit  
Cálculos del autor usando PISA 2006-2009

También se observa que el desempeño de los estudiantes es muy diferente cuando pertenecen a colegios públicos o privados, sin ser esto evidencia de la eficiencia de cada institución escolar, ya que otros factores pueden ayudar a explicar las diferencias en rendimiento de los estudiantes. (véase figura 1.3). Esta evolución en los puntajes sirve como insumo y justificación para el análisis de la desigualdad de acuerdo con cada uno de los grupos de interés.

Figura 1.3 Puntaje promedio por Tipo de colegio. PISA 2006 y 2009)



Graphs by country code iso 3-digit



Graphs by country code iso 3-digit  
Cálculos del autor usando PISA 2006-2009

### 1.3.1 Desigualdad

Usando índices de desigualdad se encontró que hay niveles de desempeño muy distintos. Mientras en comprensión lectora (verbal) se tiene la mayor desigualdad, en ciencias se registra la menor. En comparación con los demás países latinoamericanos, Argentina y Brasil tienen los mayores niveles de desigualdad frente a México que registra los coeficientes más bajos. Colombia tiene una posición intermedia en este ordenamiento.

Aunque los niveles de desigualdad decrecen en 2009 con excepción de Uruguay en el área de ciencias, se presenta un cambio en los ordenamientos con Uruguay que reemplaza a Brasil como el segundo país más desigual en la región en todas las áreas. Pero no se debe olvidar, que el rendimiento promedio de Uruguay también es de los más altos de los países latinoamericanos que participaron en la prueba PISA.

La medición de la desigualdad de oportunidades requiere dar un paso adicional consistente en descomponer la desigualdad total en sus componentes. Para ello, la definición de tipos que subyace a las circunstancias vividas por los estudiantes es crucial. Tal como se mencionó anteriormente, se construyen definiciones más detalladas de los tipos compuestos a partir de la fusión de dos circunstancias. Cuando las circunstancias que se combinan son el nivel educativo de los padres y el género, se obtienen diez grupos. Cuando es el caso del género y el tipo de colegio, se obtienen cuatro grupos. No obstante, el tamaño de la muestra a nivel de país no permite la construcción de tipos con las tres circunstancias mencionadas porque el tamaño de las muestras resultantes es muy pequeño en varios casos.



Se calcula un número considerable de índices de desigualdad teniendo en cuenta el número de grupos poblacionales que resulta en cada país<sup>10</sup>. A partir de esta estimación emergen varios resultados interesantes. Primero, la desigualdad decrece monotónicamente cuando se pasa del grupo con padres del menor *background* educativo al de mayor nivel educativo. En género, la desigualdad es muy similar y no se puede afirmar que existan diferencias estadísticamente significativas. De acuerdo con el tipo de colegio en el que estudia el alumno, tal como se esperaba, los resultados evidencian que la población estudiantil de colegios públicos es más heterogénea por sus condiciones socioeconómicas entre ciudades grandes y pequeñas. Al estimar los coeficientes para los ‘tipos compuestos’ se encuentra que al combinar nivel educativo y género no se encuentran diferencias sistemáticas ni significativas en los niveles de desigualdad bruta. En los dos casos restantes (Género + Tipo de colegio y Nivel educativo + Tipo de colegio) surgen algunas diferencias sobre las que se profundiza más adelante. La existencia de diferentes patrones de desigualdad sugiere que para los estudiantes no es indiferente las circunstancias en las que viven, pero, al mismo tiempo, sugieren que los niveles de esfuerzo de los estudiantes podrían ser muy diferentes en cada submuestra.

El análisis de la igualdad de oportunidades es sensible a la elección de las variables relacionadas con las circunstancias que se tienen en cuenta para la definición de los tipos. En un intento por proveer conclusiones más robustas se utilizan tres conjuntos diferentes de variables en la construcción de los ‘tipos’.

#### a. Inequidad en el examen de PISA<sup>11</sup>

Las tablas 1.3 A y 1.3B resumen los principales resultados de la fracción de desigualdad que proviene de diferencias en oportunidades para 2006 y 2009, respectivamente. Cada columna representa la fracción de inequidad cuando se tiene en cuenta una circunstancia particular o la combinación de dos de ellas. Cuando se incluye únicamente la educación de los padres (véase la columna 2 de la tabla 1.3A) se encuentra que el porcentaje de desigualdad injusta en 2006 fluctúa entre 8,2% (Colombia) a 19,7% (Chile) en matemáticas. Estos dos países se mantienen como los más ‘justos’ e ‘injustos’ en ciencias: 6,9% versus 17,3%, respectivamente. En comprensión lectora, Chile mantiene su lugar, pero Argentina toma el lugar de Colombia (14,2% versus 5,5%). Vale notar que estas posiciones son muy distintas cuando se analizan desde el punto de vista de la desigualdad bruta (véase la columna 1 de la tabla 1.3A). Nótese que Chile es un país con un nivel de desigualdad bruta relativamente bajo entre los países de la muestra, pero presenta un alto nivel de inequidad (desigualdad injusta) cuando se define en torno al nivel de escolaridad de los padres. Lo opuesto ocurre en Argentina y esto permite insistir en la necesidad de ser cuidadosos en el diseño de políticas que pretendan reducir la inequidad.

10 No se reportan pero están disponibles para quien esté interesado en su análisis con el autor.

11 Esta parte del trabajo ha tenido una discusión permanente con Fabio Waltenberg, con quien hemos sometido a publicación gran parte de los resultados a una revista internacional.

Tabla 1.3A Desigualdad de oportunidades. PISA 2006

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Total	I	II	III	A	B	C
<b>Matemáticas</b>							
ARG.	0,037	9,41	0,60	16,58	9,99	20,74	17,48
BRA.	0,031	11,21	0,90	19,02	12,32	24,70	19,90
CHI.	0,022	19,70	3,00	7,89	22,02	23,79	10,97
COL.	0,029	8,17	1,65	5,73	9,90	13,20	7,23
MÉX.	0,021	13,18	0,46	4,68	13,58	14,94	5,28
URU.	0,027	13,58	0,60	9,81	14,25	18,00	10,50
<b>Ciencias</b>							
ARG.	0,034	10,69	0,43	17,45	11,18	21,80	17,48
BRA.	0,026	9,07	0,16	17,97	9,18	22,15	18,32
CHI.	0,021	17,34	1,68	8,03	18,58	21,44	9,90
COL.	0,024	6,89	0,38	5,20	7,45	11,50	5,86
MÉX.	0,018	12,04	0,32	4,64	12,25	14,13	5,20
URU.	0,024	11,75	0,33	10,15	12,24	16,54	10,55
<b>Comprensión lectora</b>							
ARG.	0,067	5,53	7,82	17,01	15,70	21,35	23,44
BRA.	0,034	7,67	3,81	14,58	12,51	18,88	18,10
CHI.	0,028	14,24	1,18	6,77	15,80	18,21	8,33
COL.	0,042	5,97	2,01	2,91	8,08	12,12	5,18
MEX.	0,028	12,08	3,59	5,05	15,91	14,56	8,39
URU.	0,049	10,58	5,39	10,99	17,07	16,86	16,10

Notas: I: Nivel educativo padres. II: Género. III: Tipo de A=I+ II. Nivel educativo padres + Género.  
 B= I+ III. Nivel educativo padres + Tipo de colegio. C=II+III Género + Tipo de colegio  
 Fuente: cálculos del autor.

En género, las magnitudes son menores que las del caso anterior (fluctúan entre 0,3% y 3,0% en matemáticas y ciencias). Estos resultados sugieren que las distribuciones de puntajes para cada género son bastante cercanas, particularmente en ciencias. Sin embargo, en lectura estas diferencias se hacen más notorias pues muestran un rango del indicador que está entre 1,2% en Chile a un máximo de 7,8% en Argentina. Estos hallazgos sugieren que no solamente las niñas se desempeñan mejor en lectura, en promedio, sino que las distribuciones de los puntajes para cada género están alejadas entre sí. Los resultados del papel del tipo de colegio como circunstancia (véase columna 4 de la tabla 1.3A) son muy superiores a los obtenidos en el caso del género y comparables con los provenientes de la educación de los padres. Pero también fluctúan mucho más entre países; por ejemplo, entre Brasil en matemáticas y Colombia en lectura la diferencia es superior a 16 puntos porcentuales (19% versus 2,9%). En este caso, Argentina y Brasil por un lado y Colombia y México por el otro, se sitúan aparte en los niveles de desigualdad de oportunidades.

En resumen, pareciese que si en algún momento hubo diferencias en las oportunidades disponibles para niñas y niños que se manifestaron en diferencias en el logro académico, esta situación ha dejado de ser relevante en materia de política educativa. En el lado opuesto, el nivel educativo de los padres y el tipo de colegio parecen cruciales en la definición del conjunto de oportunidades disponibles, especialmente en Argentina y Brasil. A nivel de país, Colombia tiene un nivel de inequidad bajo en comparación con los demás países de la muestra.

Para el año 2009, los resultados guardan un gran nivel de similitud producto del corto periodo transcurrido entre 2006 y 2009<sup>12</sup>. Una vez más, género es más relevante en comprensión lectora y la desigualdad injusta es mayor cuando se tienen en cuenta el tipo de colegio al que asiste el estudiante (3,5%-19,6%) o el *'background educativo'* de los padres (7,0% - 17,4%) dependiendo de la asignatura analizada (véase tabla 1.3B). Pero, Colombia cede un poco en su posición relativa aunque mantiene una posición intermedia en el ranking de desigualdad injusta, al perder su lugar frente a otros países en algunas materias. Un hecho que llama la atención es la aparición de oscilaciones importantes durante este periodo, particularmente en los casos de Chile, Uruguay y Colombia. La información disponible impide profundizar en el estudio de las causas de este tipo de cambios de ordenamientos, pero algunas de las posibles explicaciones pueden incluir: (i) cambios en los tamaños muestrales que modifican la participación relativa de cada uno de los 'tipos' incluidos en la muestra; (ii) planes y programas implementados en diferentes momentos del tiempo en cada país, que modifican la población estudiantil evaluada en un año frente a otro; (iii) cambios institucionales dentro de cada país o ciudad (en el caso de las que tienen una muestra superior). No obstante, es una tarea que requiere análisis en un futuro cercano.

---

<sup>12</sup> Además de ello, la publicación de los resultados de las pruebas puede tardar un año, lo que reduce la capacidad de reacción de las autoridades educativas en búsqueda de correctivos. Por ejemplo, los resultados de 2009 se publicaron en diciembre de 2010.

Tabla 1.3B Desigualdad de oportunidades. PISA 2009

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Total	I	II	III	A	B	C
	<b>Matemáticas</b>						
ARG.	0,029	11,22	0,42	13,24	11,90	20,62	14,11
BRA.	0,021	7,83	1,10	19,59	8,70	22,94	20,94
CHI.	0,018	13,49	1,47	6,58	15,22	16,56	8,34
COL.	0,020	11,10	5,19	11,00	15,88	17,35	15,88
MÉX.	0,017	10,25	0,88	3,52	10,92	11,72	4,37
URU.	0,023	17,03	0,64	13,90	17,64	22,36	14,45
	<b>Ciencias</b>						
ARG.	0,032	11,17	0,64	16,37	12,09	23,27	16,93
BRA.	0,021	8,06	0,07	18,45	8,27	22,23	18,60
CHI.	0,017	10,36	0,23	6,34	10,80	13,68	6,76
COL.	0,021	8,98	1,96	11,46	10,75	16,22	13,09
MÉX.	0,017	11,42	0,28	4,03	11,63	12,97	4,40
URU.	0,026	17,45	0,23	13,78	18,07	22,45	13,98
	<b>Lectura</b>						
ARG.	0,038	10,07	4,90	17,02	15,16	22,68	19,85
BRA.	0,026	7,01	3,20	16,42	11,04	20,04	19,32
CHI.	0,017	11,78	3,05	8,28	14,84	16,15	10,77
COL.	0,022	8,16	0,35	10,12	9,21	14,81	10,83
MÉX.	0,020	10,72	2,80	4,05	14,12	12,55	6,73
URU.	0,027	16,55	5,80	14,47	23,83	22,51	20,28

Notas: I: Nivel educativo padres. II: Género. III: Tipo de A=I+ II. Nivel educativo padres + Género.  
 B= I+ III. Nivel educativo padres + Tipo de colegio. C=II+III Género + Tipo de colegio  
 Fuente: cálculos del autor.

Ahora bien, tal como se esperaría cuando se agrega un segundo conjunto de circunstancias a la definición de los tipos, el porcentaje de desigualdad de oportunidades se incrementa tanto en 2006 como en 2009 (véanse las columnas 5-7 de la tabla 1.3B) OK. Aún estando lejos de un escenario en el cual toda la desigualdad sea injusta (100%), en varios casos se encuentran niveles superiores al 20%. Particularmente en el caso de los estudiantes brasileños en matemáticas en 2006 (24,7%) y en Argentina en 2009 (23,3%) se encuentran los niveles más altos de inequidad. En Colombia, los niveles de inequidad son algo menores y en los casos en que el porcentaje es más alto se acercan al 18% (matemáticas, 2009)

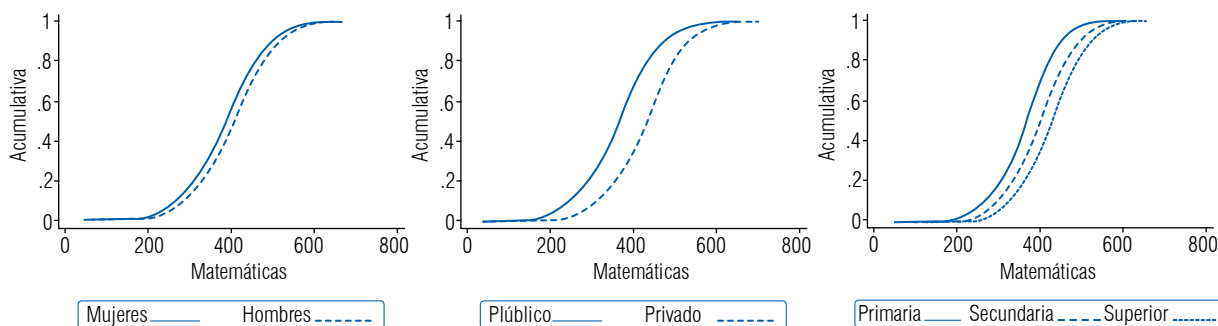
Tabla 1.4 Contribución adicional por circunstancia. PISA 2006 y 2009

	(N. educ. + Gén)/ N.educ		(N. educ. + Tipo col)/ N.educ.		(Gén. + Tipo col)/ Tipo col	
	2006	2009	2006	2009	2006	2009
<b>Matemáticas</b>						
ARG.	1,06	1,06	2,20	1,84	1,06	1,07
BRA.	1,10	1,11	2,20	2,93	1,11	1,07
CHI.	1,12	1,13	1,21	1,23	1,13	1,27
COL.	1,21	1,43	1,62	1,56	1,43	1,44
MÉX.	1,03	1,07	1,13	1,14	1,07	1,24
URU.	1,05	1,04	1,33	1,31	1,04	1,04
LAT.						
AM.	1,08	1,12	1,77	1,85	1,12	1,13
<b>Ciencias</b>						
ARG.	1,05	1,08	2,04	2,08	1,08	1,03
BRA.	1,01	1,03	2,44	2,76	1,03	1,01
CHI.	1,07	1,04	1,24	1,32	1,04	1,07
COL.	1,08	1,20	1,67	1,81	1,20	1,14
MÉX.	1,02	1,02	1,17	1,14	1,02	1,09
URU.	1,04	1,04	1,41	1,29	1,04	1,02
LAT.						
AM.	1,02	1,02	1,86	1,86	1,02	1,02
<b>Comprensión lectora</b>						
ARG.	2,84	1,51	3,86	2,25	1,51	1,17
BRA.	1,63	1,58	2,46	2,86	1,58	1,18
CHI.	1,11	1,26	1,28	1,37	1,26	1,30
COL.	1,35	1,13	2,03	1,82	1,13	1,07
MÉX.	1,32	1,32	1,21	1,17	1,32	1,66
URU.	1,61	1,44	1,59	1,36	1,44	1,40
LAT.						
AM.	1,53	1,42	1,86	1,92	1,42	1,23

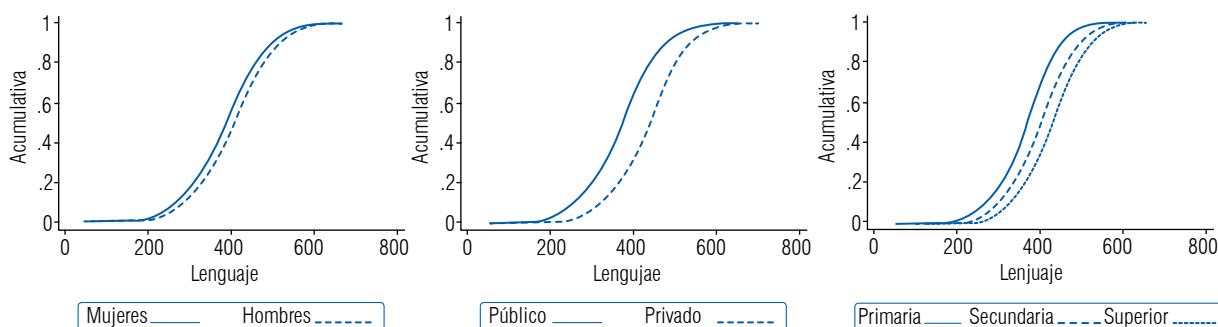
Cuando se analiza la magnitud en que varía la desigualdad injusta (o de oportunidades), al incluir una circunstancia adicional, se encuentran considerables variaciones entre países y asignaturas (véase tabla 1.4). Argentina y Brasil son los países con el mayor porcentaje de incremento en la inequidad. En 2006, cuando se definen 10 tipos (Tipo de colegio + Nivel educativo) la inequidad aumenta en matemáticas (120% y 120%), ciencias (104% y 144%) y comprensión lectora (286% y 146%), respectivamente. Los resultados que emergen de aplicar la misma comparación para el año 2009 son de una magnitud similar. Las funciones de distribución acumulada permiten confirmar estos hallazgos y la existencia de ordenamientos evidentes entre los tipos elegidos en la medición de la desigualdad (véase figura 1.4).

Figura 1.4 Funciones de distribución acumulada por grupos poblacionales. PISA 2006 y 2009

**a. Argentina 2006**

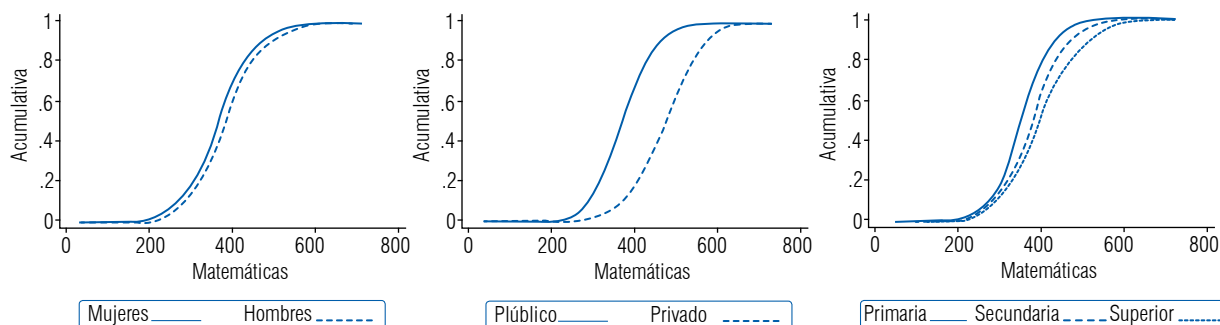


**b. Argentina 2009**

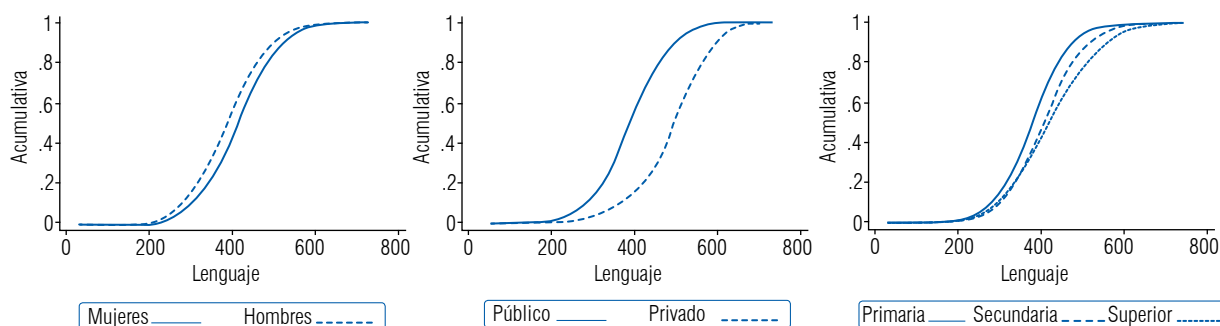


*Cálculos del autor usando PISA 2006-2009*

**c. Brasil 2006**

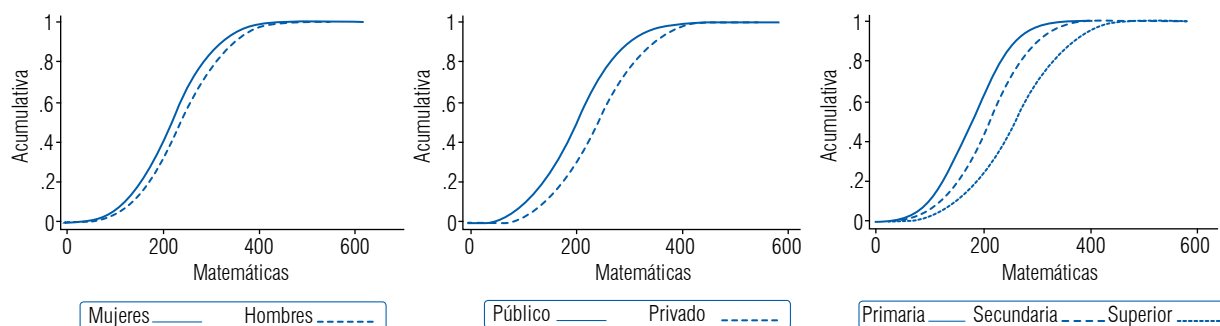


**d. Brasil 2009**

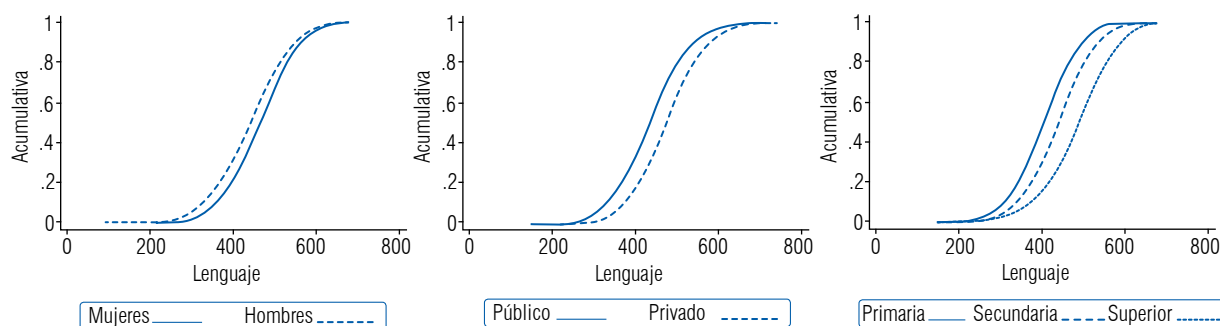


*Cálculos del autor usando PISA 2006-2009*

**e. Chile 2006**

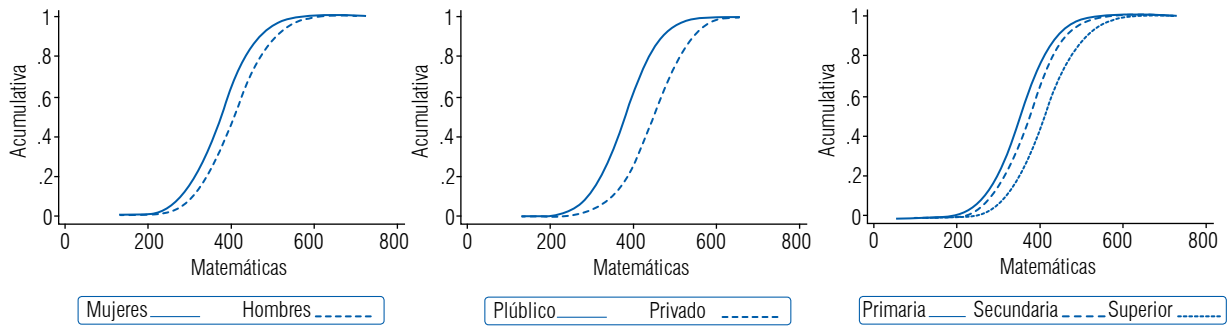


**f. Chile 2009**

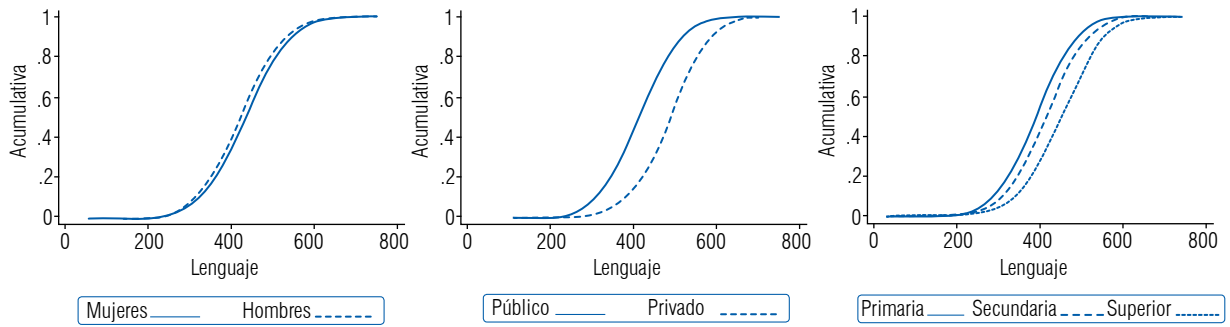


*Cálculos del autor usando PISA 2006-2009*

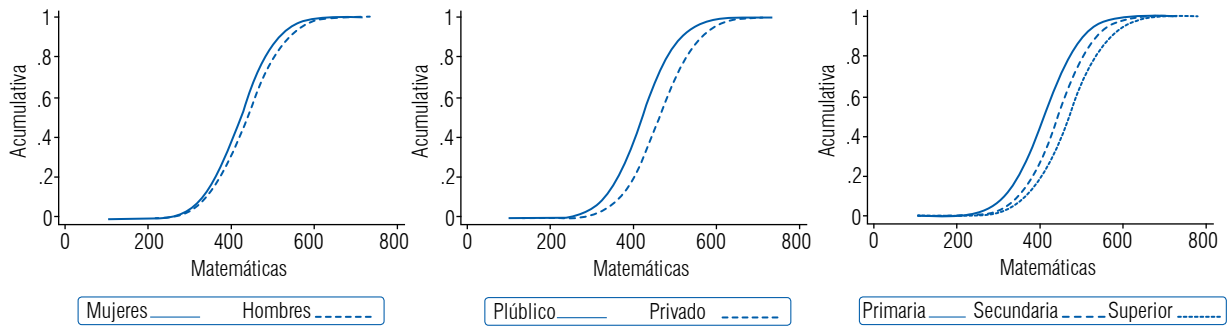
**g. Colombia 2006**



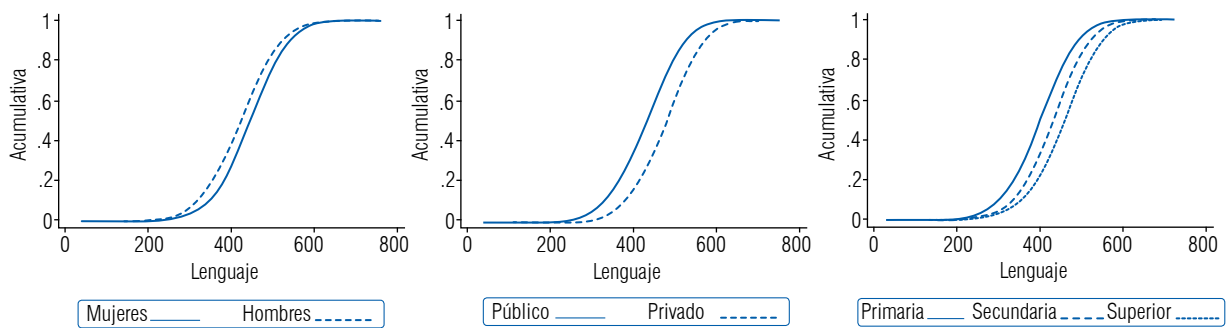
**h. Colombia 2009**



**i. México 2006**

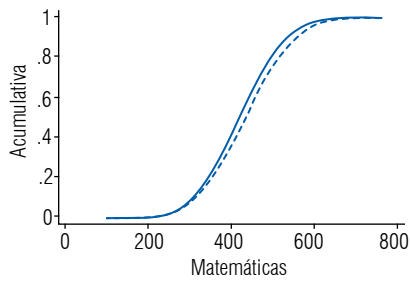


**j. México 2009**

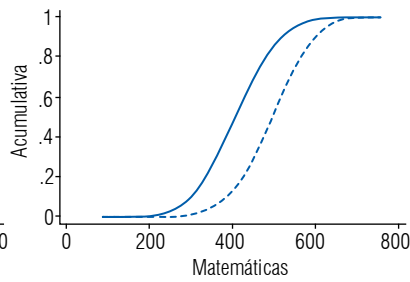




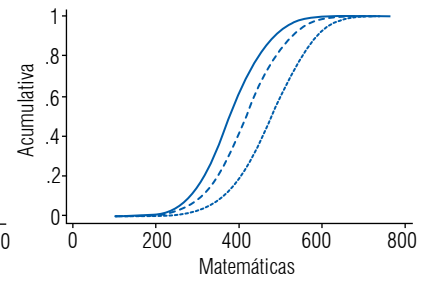
**k. Uruguay 2006**



Mujeres — Hombres - - - - -

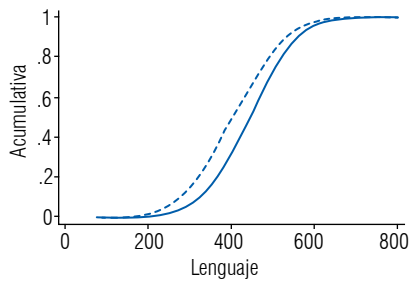


Público — Privado - - - - -

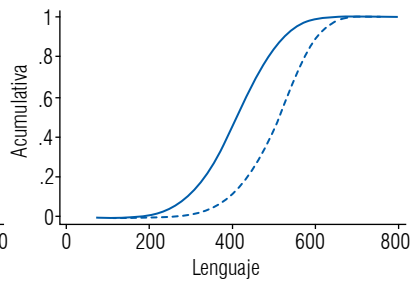


Primaria — Secundaria - - - Superior .....

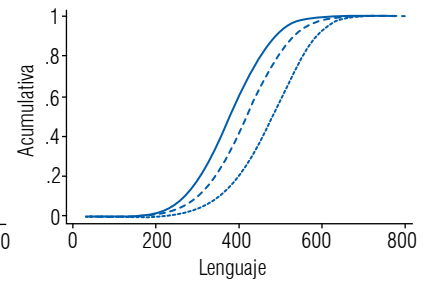
**l. Uruguay 2009**



Mujeres — Hombres - - - - -



Público — Privado - - - - -



Primaria — Secundaria - - - Superior .....

Estos resultados también sirven como insumo para identificar el papel desempeñado por cada circunstancia para las habilidades y los resultados necesarios en cada asignatura escolar. Esto quiere decir que su importancia depende de la naturaleza de la materia y de las destrezas necesarias. Por ejemplo, la disponibilidad de recursos tecnológicos como computadores, juegos de video, internet, software educativo puede ser mucho más importante para ciencias o matemáticas que para el mismo desarrollo de la comprensión lectora. En este caso, pueden ser importantes otros aspectos como las redes sociales en las que interactúa el individuo o el acceso a libros o material bibliográfico. Aunque esta estimación de la desigualdad injusta es un punto de partida y está supeditada al conjunto de información disponible y al tamaño de la muestra, sus resultados resaltan la importancia de definir los conjuntos de oportunidades accesibles a los estudiantes de la manera más precisa.

### **b. Inequidad en la prueba SABER 11.**

Los hallazgos mediante el uso de la prueba SABER11 requieren algunos comentarios previos. Los cálculos de la correlación sobre el desempeño por área muestran una diferencia sistemática entre colegios públicos y privados. Esto quiere decir que las técnicas de enseñanza, el tamaño de los cursos y todos aquellos insumos que discrecionalmente puede manejar el plantel educativo, están ayudando a tener estudiantes con rendimientos más homogéneos en los colegios privados<sup>13</sup>.

Los cálculos de los indicadores básicos de desigualdad en la prueba SABER 11 evidencian un incremento en la desigualdad para las tres áreas. En particular, los resultados de matemáticas muestran un cambio mayor y que no va en la misma línea de las otras dos asignaturas académicas. Incluso, este resultado justifica la necesidad de incluir en el análisis un componente a nivel regional para determinar si ha existido algún nivel de convergencia dentro del país. Dado que el comportamiento de la desigualdad no es el mismo para las diferentes áreas en las dos pruebas consideradas, se procedió a descomponer la desigualdad de acuerdo con el marco de análisis mencionado previamente, pero teniendo una definición que incluyó hasta tres circunstancias a la vez.

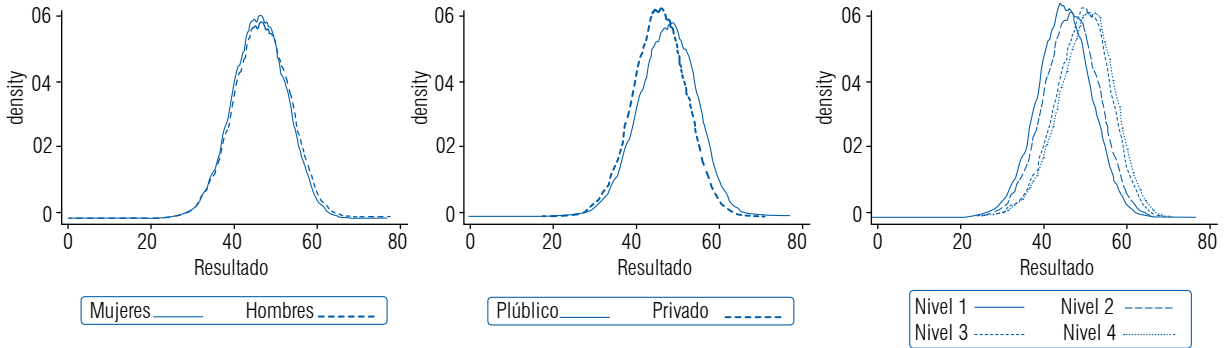
Antes de analizar los resultados de la medición de la desigualdad injusta, se obtuvieron las densidades de los grupos poblacionales utilizados como 'tipos' y se encuentra que las diferencias más notorias están en el caso de la escolaridad de los padres y en el tipo de colegio al cual asisten los niños (véanse figuras 1.5 y 1.6). Estos resultados son comunes en los dos periodos.

---

<sup>13</sup> El coeficiente de correlación entre áreas es inferior para todas las asignaturas en los colegios públicos que en los privados.

Figura 1.5 Densidades por grupos poblacionales. SABER 11 2000

**a. Comprensión lectora**



**b. Matemáticas**

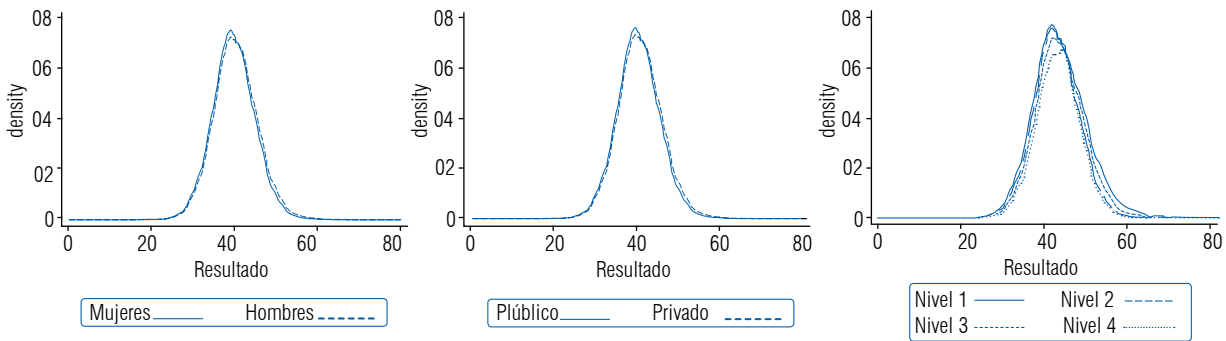
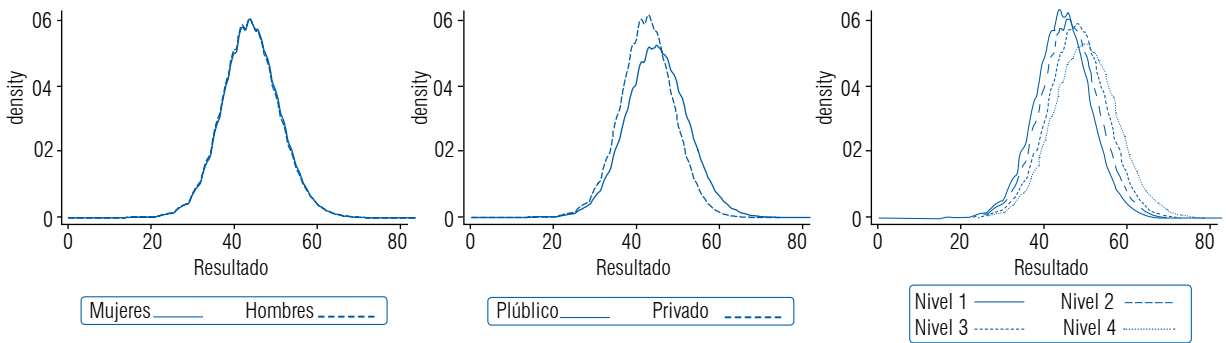
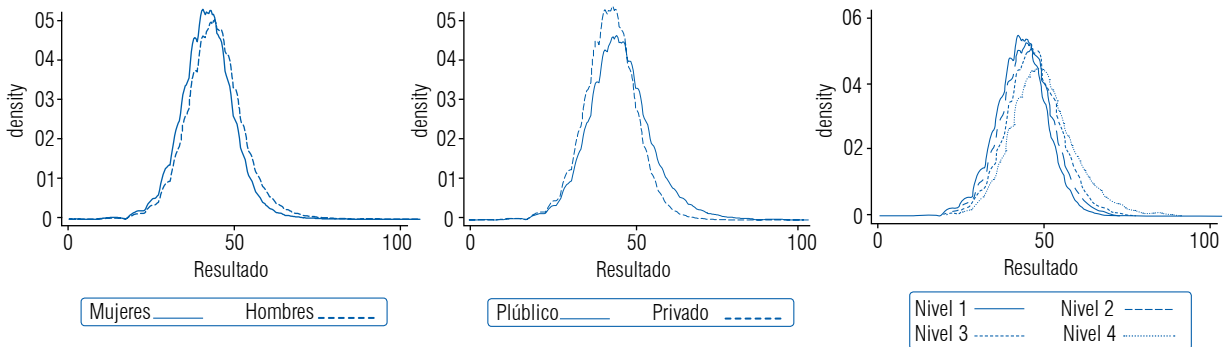


Figura 1.6 Densidades por grupos poblacionales. SABER 11 2008

**a. Comprensión lectora**



**b. Matemáticas**



Teniendo en cuenta estas características poblacionales, se estimó la desigualdad de oportunidades. Se encuentra que de las tres circunstancias consideradas en la construcción de los 'tipos', el nivel educativo de los padres y el tipo de colegio están asociados a mayores niveles de inequidad que el mismo género tal como se había observado en el examen de PISA. Una de las razones que pueden explicar este resultado es la selección de colegios efectuada por parte de los padres, quienes tienden a enviar a sus hijos, -cuando tienen opción de escoger-, a colegios de sus condiciones socioeconómicas. En el campo internacional existe un debate teórico continuo sobre la existencia de diferenciación vertical en el mercado de colegios, pero la evidencia empírica no soporta estos resultados (Vandenbergue y Robin, 2004). En Colombia, las diferencias entre colegios parecen indicar que existen tres tipos de colegios: privados de alto nivel, privados de nivel medio y públicos. En su mayoría, los colegios del primer tipo son de calendario B en las principales ciudades.

No se encuentra una tendencia marcada en la evolución de la importancia de la desigualdad injusta, ya que mientras en algunas áreas se da una reducción, en otras el resultado es contrario. La metodología no permite inferir nada acerca de estas diferencias intra-área. Estos resultados pueden surgir como consecuencia de la implementación de otras políticas parciales, como la dotación de computadores o libros que incrementaría la eficiencia de los recursos empleados en el aprendizaje de los estudiantes. Al mismo tiempo, es importante mencionar que las iniciativas orientadas a reducir la deserción y a incrementar la permanencia en el sistema educativo tienen un efecto claro sobre la composición de la población que presenta el examen SABER 11.

Al considerar por separado el tipo de colegio, se registra una reducción de la desigualdad injusta en el tiempo para las tres áreas. El tema de género mantiene una importancia modesta, que se atenúa por la evolución de la oferta educativa de la última década. Las poblaciones de estudiantes que asisten a ambas modalidades de colegios han ido cambiando después de la crisis económica de 1999, y que hizo que muchos padres trasladaran a sus hijos de colegios. Pero, durante el mismo periodo de tiempo decreció el porcentaje de colegios 'single-sex' que mantenía a niños y niñas segregados en gran parte de los colegios privados, esencialmente orientados por órdenes religiosas.

En segundo lugar, el análisis por áreas sugiere que los niveles de desigualdad de oportunidades se hacen más notorios en ciencias mientras que en lenguaje y en matemáticas no existe una relación clara de ordenamiento durante el periodo. La ausencia de información sobre el nivel educativo de los padres para el periodo 2004-2007 impide un análisis de la tendencia entre el aporte de cada una de las circunstancias a las diferentes áreas. No obstante, cuando se tienen en cuenta conjuntamente género y tipo de colegio, se encuentra un resultado algo alentador y es que menos del 8% de la desigualdad proviene de diferencias en las oportunidades vividas por los estudiantes. Es alentador, si se compara con los niveles de concentración del ingreso que se tiene en Colombia, con un Gini aproximado a 0,56.

En aquellos años con información disponible sobre las tres circunstancias mencionadas, se observa un incremento en los niveles de desigualdad injusta, pero especialmente en ciencias donde supera el 10%, pero tiene una tendencia hacia la reducción, ya que mientras en el año 2000 era de 26% en el 2009 cae al 13,29% (véase tabla 1.5).

En tercer lugar, el análisis de los ‘*aportes o efectos marginales*’ permiten ver las diferencias en los niveles de inequidad generados por cada circunstancia (véanse las columnas (4/1) y subsiguientes de la tabla 1.5)<sup>14</sup>. Los mayores incrementos se dan cuando se comparan el nivel educativo de los padres y el tipo de colegio respecto al nivel educativo de los padres.

Tabla 1.5 Desigualdad de oportunidades. SABER 11 2000-2009 (%)

		% de desigualdad de oportunidades							Incremento					
		Total	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	4/1	5/1	6/3	7/4	7/5
Matemáticas	2000	0,0133	3,33	0,18	5,66	4,35	15,41	5,21	13,26	1,31	4,63	0,92	3,05	0,86
	2001	0,0080	3,56	0,68	1,29	3,73	4,09	1,99	4,18	1,05	1,15	1,54	1,12	1,02
	2002	0,0100	6,49	0,34	1,77	6,87	6,75	2,45	7,26	1,06	1,04	1,38	1,06	1,08
	2003	0,0076	2,90	0,61	1,09	3,86	3,97	1,62	3,56	1,33	1,37	1,48	0,92	0,90
	2008	0,0185	7,55	2,42	2,33	9,14	8,25	4,70	10,29	1,21	1,09	2,01	1,13	1,25
	2009	0,0283	8,15	1,59	2,76	10,26	10,55	4,14	12,66	1,26	1,30	1,50	1,23	1,20
Ciencias	2000	0,0086	8,63	1,13	6,72	9,97	26,34	7,97	26,10	1,16	3,05	1,19	2,62	0,99
	2001	0,0040	12,01	2,49	3,35	13,89	13,15	5,76	15,21	1,16	1,09	1,72	1,09	1,16
	2002	0,0046	11,67	1,20	3,93	12,60	12,96	5,13	14,06	1,08	1,11	1,30	1,12	1,08
	2003	0,0056	11,75	1,07	3,65	12,52	13,21	4,69	14,10	1,07	1,12	1,28	1,13	1,07
	2008	0,0068	9,67	0,83	3,28	10,39	11,31	4,06	11,99	1,07	1,17	1,24	1,15	1,06
	2009	0,0083	8,69	0,75	2,88	9,35	12,52	3,62	13,29	1,08	1,44	1,26	1,42	1,06
Lenguaje	2000	0,0149	8,51	0,18	3,86	8,47	19,53	3,95	16,16	1,00	2,30	1,02	1,91	0,83
	2001	0,0081	6,28	0,01	2,76	7,12	9,00	2,72	8,68	1,13	1,43	0,99	1,22	0,96
	2002	0,0094	9,27	0,05	1,98	8,66	9,95	2,23	9,68	0,93	1,07	1,13	1,12	0,97
	2003	0,0122	10,11	0,02	2,77	10,08	10,69	2,33	10,82	1,00	1,06	0,84	1,07	1,01
	2008	0,0133	6,35	0,47	1,80	7,09	9,09	2,27	9,98	1,12	1,43	1,26	1,41	1,10
	2009	0,0133	6,35	0,47	1,80	7,09	9,09	2,27	9,98	1,12	1,43	1,26	1,41	1,10

Notas: (1) N. educ. padres (2) Género (3) Tipo de colegio (4) N. ed. padres + Género (5) N. ed. padres + T. colegio (6) Género + T. colegio (7) N. ed. padres + Género + T. colegio.

14 En aquellos casos donde el porcentaje de desigualdad injusta se reduce luego de agregar una circunstancia adicional pareciera indicar algún tipo de ‘compensación’ entre ellas mismas hacia el estudiante.

A nivel regional (según definición del DANE) se hacen las mismas estimaciones para los años 2000 y 2008. Se encuentran pocos cambios cuando se incluye el género como circunstancia. No obstante, cuando aparece el nivel educativo de los padres, las diferencias entre regiones son más notorias y en varios casos muy por encima del promedio del resto del país (véase tabla 1.6). Los niveles de desigualdad injusta provenientes de la escolaridad de los padres fluctúan entre el 1 y el 11% entre 2000 y 2008. Regiones como Bogotá y Valle tienen los mayores niveles de inequidad. Pero estas dos regiones no siempre presentan los mayores niveles de rendimiento promedio, como resultado, en parte, de la mayor dispersión del rendimiento entre su población estudiantil<sup>15</sup>.

Tabla 1.6. Porcentaje de inequidad por región y rendimiento promedio.  
SABER 11 2000 y 2008

Región	2000				2008			
	I	II	I + II	Promedio	I	II	I + II	Promedio
Bogotá	9,06%	0,64%	9,39%	48,88	11,14%	0,11%	11,07%	47,40
Antioquia	8,61%	0,35%	9,50%	46,50	7,96%	0,04%	7,82%	46,08
Valle	4,56%	0,63%	5,87%	44,76	7,57%	0,20%	7,61%	47,83
Atlántica	6,57%	0,20%	7,49%	45,21	6,95%	0,15%	6,83%	44,39
Oriental Leng.	7,71%	0,25%	8,25%	47,11	6,21%	0,12%	6,02%	46,02
Central	6,04%	1,00%	5,50%	46,37	5,06%	0,02%	5,05%	45,66
Pacífica	5,30%	0,16%	5,81%	44,14	5,34%	0,02%	5,17%	46,08
Orinoquia	6,34%	1,29%	6,91%	45,20	2,30%	0,16%	3,24%	44,91
San Andrés	7,59%	0,89%	8,97%	45,50	4,01%	0,26%	5,87%	44,05
Bogotá	5,90%	0,50%	6,27%	43,36	9,66%	2,02%	12,09%	46,54
Antioquia	2,17%	0,28%	2,94%	42,69	6,58%	3,02%	8,85%	44,41
Valle	4,64%	0,06%	5,42%	44,41	8,91%	1,53%	10,94%	44,50
Atlántica	1,34%	0,00%	2,05%	42,34	6,57%	1,36%	7,71%	43,54
Oriental Mat.	1,73%	1,32%	3,09%	42,90	6,74%	2,05%	8,38%	45,46
Central	1,70%	0,72%	1,88%	42,54	6,02%	3,27%	8,37%	44,62
Pacífica	1,73%	0,02%	2,37%	44,17	6,99%	1,49%	8,17%	43,71
Orinoquia	1,05%	0,65%	1,90%	42,43	4,47%	3,42%	7,22%	44,38
San Andrés	2,64%	0,79%	2,68%	42,42	4,68%	2,97%	8,12%	43,23

Notas: I: Nivel educativo padres. II: Género.

15 Es importante advertir que no se corrige por movilidad debido a restricciones de información y que podrían dar mayor información sobre el papel de cada sistema educativo local.

La metodología solo permite el análisis de la fracción de la inequidad y no su tamaño, lo cual limita la lectura sobre el crecimiento neto de la inequidad, y, a la vez, porque cambios en la importancia de la inequidad no son fácilmente atribuibles a cambios en la desigualdad injusta o a la desigualdad bruta. Finalmente, como una aproximación al problema del tamaño muestral y las diferencias muestrales con respecto a PISA, se estimaron los niveles de desigualdad de oportunidades utilizando la definición más detallada de tipos (tres circunstancias a la vez) para tres muestras distintas: todos los estudiantes que presentaron la prueba, los estudiantes menores de 21 años y los que se encuentran entre los 17 y 19 años. Los resultados sugieren que la población en *extraedad* tiene una influencia notoria en la desigualdad de oportunidades que no va en el mismo sentido para las asignaturas académicas.

Tabla 1.7. Porcentaje de inequidad con tres circunstancias (diferentes muestras)

Matemáticas						
	2000			2008		
	Todos	<21	17-19	Todos	<21	17-19
Bogotá	6,22	6,16	8,97	13,32	13,31	16,95
Antioquia	3,40	3,49	3,34	11,05	10,28	10,85
Valle	5,47	5,28	5,62	12,21	12,15	16,68
Atlántico	2,11	1,82	1,16	8,86	9,30	7,45
Oriental	2,94	2,88	1,88	9,11	8,84	8,97
Central	2,37	2,43	1,28	9,41	9,46	7,97
Pacífico	3,39	3,00	1,40	9,62	9,56	7,08
Resto	1,84	2,21	2,12	7,55	7,05	7,45

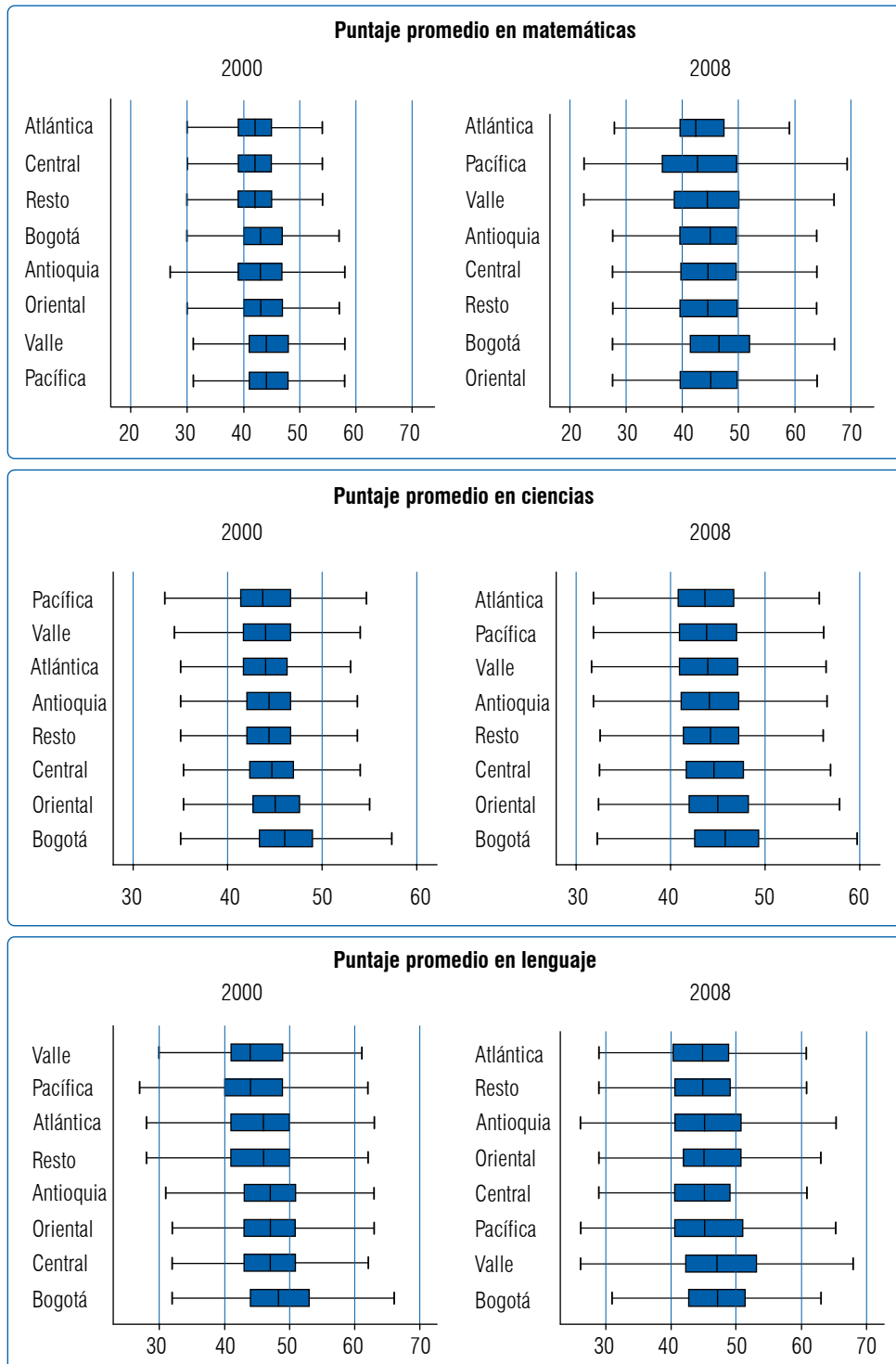
Lenguaje						
	2000			2008		
	Todos	<21	17-19	Todos	<21	17-19
Bogotá	9,90	9,64	10,81	12,26	12,18	16,30
Antioquia	11,06	9,67	9,14	8,57	7,82	9,79
Valle	6,86	6,16	6,47	9,29	8,56	10,81
Atlántico	9,02	9,36	4,05	8,99	8,71	6,91
Oriental	8,28	8,35	5,67	6,82	6,75	6,08
Central	6,79	7,18	4,59	6,41	6,15	5,09
Pacífico	6,55	6,53	3,74	6,88	6,34	4,26
Resto	7,57	7,79	4,69	3,53	3,37	2,51

**Nota:** se incluyeron simultáneamente el tipo de colegio, el género y el nivel educativo de los padres. En la región Resto se incluye San Andrés y Orinoquia por motivos estadísticos.

La tabla 1.7 recoge los resultados para matemáticas y lenguaje a nivel regional y deja ver que la importancia de la desigualdad injusta varía entre regiones de manera distinta de acuerdo con la muestra incluida. Este resultado también evidencia que entre regiones el porcentaje de la población en *extraedad* es muy disímil. Mientras en Bogotá el 83,3% (87.3%) de los estudiantes en 2000 (2008) que presenta la prueba está entre los 15 y 18 años de edad, en los territorios nacionales este valor es de 65% y 75%, respectivamente (véase el anexo 1.2).



Figura 1.7 Rendimiento promedio por región (2000 y 2008) en SABER 11



excludes outside values.  
Fuente: ICFES. Cálculos del Autor

Estas diferencias en la distribución poblacional regional explican en parte los niveles de rendimiento por área que se tienen en esos dos periodos en cada una de las regiones (véase figura 1.7). Luego, las diferencias en rendimiento y en niveles de equidad encontradas dejan abierta la discusión sobre si existe convergencia regional o si, por el contrario, están acentuándose las diferencias como resultado de los niveles de concentración del desarrollo económico en unas pocas regiones del país. La corta periodicidad de los datos impide un análisis robusto de convergencia y por tanto es necesario profundizar en la discusión a mediano plazo.

#### 1.4 Discusión final

Gran parte de las desigualdades surgen fuera del control de los individuos y algunas de ellas pueden perpetuarse por aspectos como el sistema educativo. Los resultados encontrados sitúan la inequidad en niveles inferiores al 25% de la desigualdad total con base en la selección de las circunstancias empleadas cuya elección siempre será discutible, y por ello se consideró acá como fundamentales aquellos que son socialmente heredados. La alternativa para reducir esta desigualdad consiste en buscar mecanismos para compensar a quienes están en situaciones desfavorables. Entre las alternativas, programas de acompañamiento o de capacitación de padres de familia pueden tener un efecto a mediano plazo sobre los resultados de los niños, así como también lo pueden tener alternativas más cuestionables socialmente como un establecimiento de sistemas de cuotas para el ingreso a la educación superior. Estas alternativas además de generar una reducción de la desigualdad y una mejora en los niveles de rendimiento promedio, permiten vincular a los padres como agentes activos en la función de producción educativa. De la misma manera, pueden incrementar las oportunidades para estudiantes con distintos conjuntos de oportunidades, pero también implica riesgos. Uno de ellos es de ‘mantener’ en el sistema a estudiantes sin niveles de esfuerzo mínimo cuando sus condiciones iniciales le han impedido alcanzar un conjunto mínimo de competencias. La tarea es identificar qué aspectos pueden usarse para disminuir el efecto de las fuentes generadoras de la desigualdad injusta.

Por otro lado, los altos niveles de inequidad resultantes de la modalidad de colegio en relación con las otras circunstancias analizadas llaman la atención porque son comunes en varios países. Si no es posible mejorar los estándares actuales de la educación pública, el camino por seguir debería incluir programas más agresivos para la reducción de las desigualdades. Algunas alternativas son el incremento en la oferta de ‘*Charter Schools*’, colegios en concesión o subsidios para la matrícula en instituciones privadas de reconocida capacidad, programas de estímulo sobre capacitación permanente y autoevaluación de los profesores, ampliación de la oferta de servicios en el colegio, como horas de tutoría y acompañamiento de tareas permanente. No hay evidencia previa sobre el efecto de alguna de estas alternativas sobre la inequidad para otros países y por tanto son alternativas que deberían evaluarse con cautela.

Los valores de las desigualdades ‘injustas’ hallados están lejos de acercarse a una situación de plena inequidad (desigualdad de oportunidades cercana al 100%). En particular, Colombia es uno de los países con menores niveles de inequidad o desigualdad injusta en relación con los demás países latinoamericanos y es una situación común en las asignaturas evaluadas en el examen de PISA. En el lado opuesto se encuentran países como Argentina y Brasil que tienen niveles de desigualdad injusta muy por encima del promedio latinoamericano y que se agravan cuando se incluye más de una circunstancia vivida por el estudiante en el análisis. A nivel regional, en los exámenes de PISA se observa que mientras la importancia de la desigualdad injusta aumenta en países como Uruguay y Colombia entre 2006 y 2009, en otros como Brasil, Chile y México se da el caso contrario.

La evolución de la desigualdad injusta en Colombia medida por los resultados de la prueba SABER 11 tiende a una reducción, es decir, una mejoría en términos de equidad. No obstante, hay que recalcar que las características de la distribución de los puntajes (media y varianza), la población incluida y el tamaño de la base son diferencias fundamentales para la lectura de los resultados en comparación con los hallazgos de PISA. A diferencia de PISA, en este caso se combinan las tres circunstancias y se encuentra que la desigualdad injusta puede llegar a tener un valor cercano al 27% (para el caso de ciencias). Sin embargo, la reducción en la inequidad tiene una particularidad: matemáticas pasó del 13 al 12%; ciencias del 26 al 13% y lenguaje de 16 a 10%. Esto sugiere que actualmente los aspectos que afectan el rendimiento de los alumnos y que están fuera de su alcance tienen efectos similares en las tres áreas, pero que los esfuerzos o procesos ocurridos durante la última década tuvieron velocidades distintas.

El enfoque utilizado presenta algunas limitaciones ya mencionadas. La sensibilidad a la distribución analizada y al tamaño de la muestra son quizás los más importantes. Se hicieron algunas simulaciones tipo ‘*bootstrapping*’ consistentes en extraer submuestras representativas del 95% de la muestra original en el caso de PISA y replicar la metodología de descomposición del índice (véase anexo 1.1). Los resultados muestran que las estimaciones son estables y es posible tener confiabilidad sobre los resultados. En SABER 11 no es necesario, porque se dispone del Censo de estudiantes de último año. La estructura de las pruebas (PISA y SABER 11) es distinta, por lo cual no se puede obtener un resultado similar, más aún cuando en una de ellas todas las preguntas son tipo test (SABER 11) y en la otra no (PISA). El puntaje en una prueba obligatoria como SABER 11 puede determinar, al menos en parte, las posibilidades futuras de acceso a la educación superior frente a otra que no lo es, puede inducir a comportamientos muy diferentes en el individuo a la hora de presentarlas. Estas características de las pruebas explican, al menos en parte, por qué los resultados obtenidos para Colombia son de diferente magnitud.

Los resultados obtenidos y las discusiones actuales sobre las políticas necesarias para mejorar la calidad de la educación llaman la atención sobre la necesidad de monitorear las

tendencias actuales del sistema educativo para reducir las desigualdades injustas. Si no todos los estudiantes pueden gozar de los beneficios del Estado en educación superior por condiciones a priori establecidas, las iniciativas actuales pueden tornarse regresivas; más aún, si se tiene presente que la metodología utilizada provee un límite inferior de la estimación de la inequidad. Solo teniendo acceso a un conjunto más amplio de circunstancias a nivel muestral podría lograrse una estimación más precisa del nivel real de inequidad. Esto permite ganar precisión estadística, pero también conduce a acercar el análisis a la situación límite, donde cada individuo es un tipo. El reto en adelante es lograr contrastar estos resultados con otras metodologías y con otras bases de datos para tener un punto de referencia más preciso para el diseño de los programas correctivos y o compensatorios de la desigualdad de oportunidades.

En particular, dada la existencia de varias pruebas tipo SABER llevadas a cabo a lo largo de todo el ciclo de educación básica y media, el siguiente interrogante que se plantea es: ¿la desigualdad injusta aumenta o disminuye a lo largo de la enseñanza media? Aunque la igualdad total no necesariamente tiene que ser deseable, sí debería ser un objetivo de política pública la eliminación o al menos la atenuación de la desigualdad injusta, para que las condiciones en las que los estudiantes enfrentan la educación superior sean lo más equitativas posibles. Estos resultados pueden ayudar a explicar si las desigualdades en el acceso se traducen también en desigualdades de resultados a nivel nacional. De encontrarse, por ejemplo que la desigualdad injusta se incrementa entre el grado 9o. y el último año de colegio, los esfuerzos de política deberían ser más activos en estos dos años.

Por ahora queda abierta la discusión en torno a la importancia del tamaño de la desigualdad encontrada y si ello justifica un diseño de planes y programas orientados a solucionarla, reconociendo que puede haber un *trade-off* con los resultados de calidad de los estudiantes. Dado que los niveles encontrados no están en el tope de los países latinoamericanos, quizá la primera tarea sería profundizar en el análisis regional.

## Bibliografía ■

- **Al Samarrai, S.** (2002). *Achieving education for all: How much does money matter?* Journal of International Development, 18(2): 179-206.
- **Becker, G.** (1993). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education.* Chicago: University of Chicago Press. 1st Edition published in 1964.
- **Bourguignon, F., Ferreira, F. and Menéndez, M.** (2007). *Inequality of opportunity in Brazil.* Review of Income and Wealth, 53, (34): 585-618.
- **Bourguignon, F., Ferreira, F. and Walton, M.** (2007a). *Equity, efficiency and inequality traps: a research agenda.* Journal of Economic Inequality, 5: 235-256.
- **Bourguignon F. J. y F. Ferreira** (2000). *Understanding inequality in Brazil: a conceptual overview.* Textos para discussão No 434. Department of Economics PUC-Rio (Brazil).
- **Card, D.** (1999). *The causal effect of education on earnings.* En O.Ashenfelter-D.Card (eds). Handbook of Labor Economics . Vol.3. New York : North Holland.
- **Cecchi D., y V. Peragine.** (2010). *Inequality of opportunity in Italy.* Journal of Economic Inequality, 8:429.450
- **Cecchi, D.** (2000). *Does educational achievement help to explain income inequality?.* Working Papers. Department of Economics University of Milan Italy
- **Dardanoni, V. G. Fields, J. Roemer y Sánchez P., M.** (2005). *How demanding should equality of opportunity be, and how much have we achieved?* In S.L. Morgan, D. Grusky and G. Fields (eds.). Mobility and inequality: Frontiers of research in Sociology and Economics. Stanford: Stanford University Press.
- **Ferreira, F. H. G. y Gignoux, J.** (2008). *The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America.* Policy Research Working Paper Series 4659, The World Bank.
- **Foster, J. E. y Shneyerov, A.** (2000). *Path independent inequality measures.* Journal of Economic Theory, 91: 199-222.

- **Fuchs, T., y Woessmann, L.** (2008). *What accounts for international differences in student performance?: A re-examination using PISA data.* In H.D. Physica-Verlag (ed.). *The economics and training of education* (pp. 209-240).
- **Gamboa, L. F. y F. Waltenberg** (2012). *Inequality of opportunity in educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006-2009.* *Economics of Education Review*, 31 (5) 694-708.
- **Gamboa, L.F., A. Casas, y L.J. Pineros** (2003). *La teoría del valor agregado: Una aproximación a la calidad de la educación en Colombia.* *Revista de Economía del Rosario* 6: 95-116.
- **Gaviria, A. y J. Barrientos** (2001). *Características del plantel y calidad de la educación en Bogotá.* *Coyuntura Social* ,25: 81-98.
- **Griliches, Z.** (1977). *Estimating the returns to schooling: Some econometric problems.* *Econometrica*, 45(1):1.22.
- **Hanushek, E.A.** (1998). *Conclusion and controversies about the effectiveness of school resources.* *Economic Policy Review*, 4(1): 11-28. Federal Reserve Bank of New York.
- **Hanushek, E.** (2002). *Publicly Provided Education.* In *Handbook of Public Economics.* . Elsevier: A. Auerbach and M. Feldstein. pp. 2045.2141
- **Hanushek, E. y L. Woessman** (2007). *The role of education quality in economic growth.* World Bank Policy Research Working Paper 4122.
- **Kalmanovitz, Salomón** (2011). *La desigualdad en la educación superior.* *El Espectador.* Noviembre 20 de 2011. Disponible en [www.elespectador.com](http://www.elespectador.com)
- **Lefranc, A., Pistolesi, N., and Trannoy, A.** (2008). *Inequality of opportunities vs. Inequality of outcomes: Are western societies all alike?* *Review of Income and Wealth*, 54:513-546.
- **Lefranc, A., Pistolesi, N., and Trannoy, A.** (2009). *Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France.* *Journal of Public Economics*, 93(11-12): 1189-1207.
- **Peragine, V.** (1999). *The distribution and redistribution of opportunity.* *Journal of Economic Surveys* 13:37-69.

- **Peragine, V.** (2002). *Opportunity egalitarianism and income inequality*. Mathematical Social Sciences, 44:45-64.
- **Peragine, V.** (2004a). *Ranking income distributions according to equality of opportunity*. Journal of Economic Inequality 2: 11-30.
- **Peragine, V.** (2004b). *Measuring and implementing equality of opportunity for income*. Social Choice and Welfare 22: 187-210.
- **Peragine, V. y Serlenga, L.** (2007). *Higher education and equality of opportunity in Italy*. IZA discussion Paper 3163.
- **Pistolesi, N.** (2009). *Inequality of opportunity in the land of opportunities, 1968*. 2001 Journal of Economic Inequality, 7( 4): 411-433
- **Pistolesi, N., A. Lefranc, y A. Trannoy** (2005). *Inequality of opportunity vs. inequality of outcomes: are Western societies all alike?* Mimeo.
- **Rawls J.** (1999). *A theory of Justice*. Oxford: Oxford University Press.
- **Roemer, J.E.** (1996). *Theories of distributive justice*. Cambridge, M.A.: Harvard University Press.
- **Roemer, J.E.** (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge, M.A.: Harvard University Press.
- **Roemer, J.E.** (2002). *Equality of opportunity: a progress report*. Social Choice and Welfare, 19:455-471.
- **Roemer, J. E., Aaberge, R., Colombino, U., Fritzell, J., Jenkins, S., Lefranc, A., Marx, I., Page, M., Pommer, E., Ruiz-Castillo, J.** (2003). *To what extent do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisition among citizens?* Journal of Public Economics, 87(3-4): 539-565. Elsevier.
- **Sen, Amartya** (2000). *Development as Freedom*. New York: Anchor Ed. Vandenbergue, V. y Robin, S. (2004). *Evaluating the effectiveness of private education across countries: a comparison of methods*. Labour Economics, 11:487-506.
- **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, 26(6): 709-723

## Anexo 1.



## Anexo 1.1 Porcentaje de desigualdad injusta en PISA

	2006						2009					
	ARG.	BRA.	CHI.	COL.	MEX.	URU.	ARG.	BRA.	CHI.	COL.	MEX.	URU.
<b>MATEMÁTICAS</b>												
<b>Esc. Padres</b>	9,50 (0,34)	11,25 (0,23)	19,74 (0,26)	8,17 (0,26)	13,16 (0,21)	13,62 (0,29)	11,23 (0,26)	7,83 (0,15)	13,52 (0,24)	11,15 (0,24)	10,26 (0,10)	17,04 (0,25)
<b>Género</b>	0,65 (0,11)	0,91 (0,08)	3,01 (0,14)	1,63 (0,11)	0,46 (0,04)	0,60 (0,06)	0,42 (0,04)	1,10 (0,07)	1,49 (0,09)	5,23 (0,17)	0,89 (0,04)	0,64 (0,05)
<b>Tipo Colegio</b>	16,51 (0,34)	19,05 (0,26)	7,96 (0,20)	5,75 (0,25)	4,70 (0,12)	9,83 (0,16)	13,27 (0,29)	19,57 (0,19)	6,60 (0,18)	11,02 (0,24)	3,51 (0,07)	13,93 (0,21)
<b>Esc Padres + Género</b>	10,05 (0,34)	12,26 (0,23)	21,97 (0,31)	9,87 (0,27)	13,63 (0,21)	14,24 (0,32)	11,86 (0,31)	8,70 (0,13)	15,21 (0,24)	15,93 (0,25)	10,95 (0,12)	17,66 (0,24)
<b>Esc. Padres + Tipo Col</b>	20,71 (0,35)	24,62 (0,31)	23,83 (0,29)	13,14 (0,41)	14,93 (0,27)	18,03 (0,33)	20,68 (0,31)	22,90 (0,21)	16,59 (0,22)	17,39 (0,23)	11,72 (0,11)	22,39 (0,22)
<b>Género + Tipo Colegio</b>	17,64 (0,39)	20,03 (0,23)	10,93 (0,23)	7,28 (0,29)	5,33 (0,16)	10,55 (0,18)	14,15 (0,29)	20,90 (0,21)	8,35 (0,17)	15,88 (0,23)	4,38 (0,08)	14,43 (0,19)
<b>CIENCIAS</b>												
<b>Esc. Padres</b>	10,68 (0,32)	9,07 (0,16)	17,31 (0,27)	6,90 (0,28)	12,03 (0,17)	11,70 (0,24)	11,26 (0,26)	8,05 (0,12)	10,31 (0,22)	8,94 (0,23)	11,41 (0,12)	17,55 (0,26)
<b>Género</b>	0,43 (0,07)	0,16 (0,03)	1,70 (0,11)	0,40 (0,04)	0,32 (0,03)	0,33 (0,05)	0,64 (0,08)	0,07 (0,01)	0,24 (0,03)	1,97 (0,12)	0,28 (0,02)	0,24 (0,03)
<b>Tipo Colegio</b>	17,44 (0,33)	17,99 (0,26)	8,05 (0,19)	5,25 (0,25)	4,65 (0,12)	10,11 (0,17)	16,41 (0,31)	18,42 (0,20)	6,37 (0,19)	11,53 (0,20)	4,03 (0,07)	13,74 (0,21)
<b>Esc Padres + Género</b>	11,28 (0,37)	9,20 (0,17)	18,64 (0,25)	7,50 (0,23)	12,29 (0,19)	12,27 (0,25)	12,06 (0,26)	8,27 (0,14)	10,81 (0,22)	10,79 (0,24)	11,61 (0,14)	18,05 (0,26)
<b>Esc. Padres + Tipo Col</b>	21,94 (0,44)	22,14 (0,23)	21,45 (0,21)	11,44 (0,30)	14,09 (0,21)	16,60 (0,24)	23,27 (0,35)	22,20 (0,21)	13,72 (0,23)	16,26 (0,34)	13,02 (0,12)	22,47 (0,24)
<b>Género + Tipo Colegio</b>	17,54 (0,30)	18,28 (0,27)	9,92 (0,20)	5,85 (0,25)	5,17 (0,13)	10,57 (0,19)	16,93 (0,31)	18,59 (0,21)	6,74 (0,18)	13,14 (0,24)	4,38 (0,08)	14,02 (0,22)

Notas: cálculos obtenidos usando submuestras del 95% con remplazamiento y replicando los resultados 300 veces.  
Error estándar en paréntesis.

## Anexo 1.2 Distribución porcentual por edad y Región en SABER 11 (2000 y 2008)

2000									
Edad	Bogotá	Antioquia	Valle	Atlántico	Oriental	Central	Pacífico	Resto	Total
14	0,64	0,33	0,50	0,71	0,69	0,75	0,31	0,37	0,60
15	11,92	8,10	10,79	10,18	12,21	13,02	6,35	6,50	10,71
16	32,87	34,67	30,94	26,20	31,47	30,07	24,20	22,14	30,22
17	25,15	23,08	24,05	23,21	23,23	22,27	23,70	21,87	23,53
18	13,40	12,17	13,44	14,63	13,09	12,59	15,50	15,34	13,51
19	6,06	6,42	6,99	8,82	6,80	6,86	10,19	10,16	7,32
20	2,62	3,33	3,71	5,49	3,60	3,89	6,13	5,92	4,02
21	1,37	1,80	1,59	2,99	1,93	2,03	3,55	3,73	2,14
22	1,00	1,23	0,99	1,66	1,27	1,36	2,15	2,07	1,35
23	0,75	0,91	0,82	1,05	0,84	0,98	1,43	1,68	0,94
24	0,57	0,76	0,64	0,70	0,61	0,71	0,96	1,25	0,69
25-30	1,69	2,86	2,30	1,86	1,89	2,50	2,72	4,16	2,17
>30	1,94	4,34	3,24	2,51	2,35	3,00	2,81	4,80	2,80
<b>Total</b>	<b>78.770</b>	<b>55.842</b>	<b>43.117</b>	<b>9.178</b>	<b>77.700</b>	<b>52.161</b>	<b>24.898</b>	<b>7.379</b>	<b>431.647</b>
2009									
14	0,19	0,12	0,46	0,37	0,25	0,31	0,42	0,29	0,28
15	5,46	2,81	7,61	6,99	5,89	6,52	4,83	4,07	5,74
16	37,44	36,32	42,30	34,37	38,73	38,78	30,15	28,93	36,87
17	31,31	32,48	27,07	27,55	28,79	27,99	29,22	26,55	29,24
18	13,13	13,54	12,26	15,16	12,80	12,74	15,49	15,48	13,60
19	4,57	5,56	4,74	7,23	5,33	5,57	8,51	9,04	5,85
20	1,68	2,19	1,55	3,14	2,27	2,18	4,24	4,05	2,41
21	0,77	1,14	0,78	1,47	1,14	1,08	2,11	2,35	1,18
22	0,57	0,74	0,39	0,75	0,69	0,64	1,07	1,53	0,70
23	0,48	0,58	0,23	0,50	0,52	0,56	0,73	1,14	0,52
24	0,37	0,45	0,22	0,31	0,45	0,42	0,55	0,91	0,40
25-30	1,54	1,60	0,84	1,00	1,32	1,49	1,34	2,46	1,34
>30	2,49	2,48	1,57	1,17	1,83	1,72	1,34	3,20	1,88
<b>Total</b>	<b>84.435</b>	<b>59.989</b>	<b>38.169</b>	<b>9.095</b>	<b>84.316</b>	<b>51.068</b>	<b>24.938</b>	<b>10.539</b>	<b>444.404</b>

Cálculos del autor usando PISA 2006-2009