

DESIGUALDAD EN LAS CAPACIDADES EDUCATIVAS. LOS CASOS DE URUGUAY Y CHILE¹

NADIA MÉNDEZ
nadia.kamend@gmail.com

MARIANA ZERPA
mzerpa@iecon.ccee.edu.uy
Instituto de Economía, Universidad de la República,

Mayo 2011

RESUMEN

En la prueba de desempeño escolar PISA 2006, Chile logró resultados similares en promedio pero menos desiguales que Uruguay a pesar de ser un país con una mayor desigualdad de ingresos. Este trabajo evalúa en qué medida los sistemas educativos de ambos países contribuyen a la equidad en la educación. Para ello se estima una función de producción educativa a partir de los resultados de la prueba de PISA de matemática, ciencias y lectura. Se estiman indicadores de la incidencia de los factores socio-económicos y los escolares en la desigualdad de los resultados. Se encuentra que en las tres disciplinas evaluadas, Uruguay presenta una mayor o igual desigualdad total en los resultados que Chile, y la parte de la misma que es explicada por factores de contexto es menor o igual. Para ambos países se identifican factores escolares que tienen un efecto regresivo en la distribución de los resultados.

Palabras clave: educación, desigualdad, Uruguay, Chile.

Clasificación JEL: I24, D63.

¹ Trabajo basado en la tesis de grado de la Licenciatura en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República. Agradecemos muy especialmente a nuestra tutora, Cecilia Llambí.

ABSTRACT

In the 2006 PISA assessment, Chile achieved results that were similar in average but less unequal than those of Uruguayan students, albeit having a higher income inequality. This paper evaluates to what extent the educational systems of both countries contribute to educational equality. We estimate an educational production function for the results of the PISA assessments in mathematics, science and reading. We then estimate indicators of the incidence of socio-economic context and school factors on the inequality of the outcomes. We find that Uruguay presents an equal or higher inequality than Chile in the outcomes of the three tests, and that the share of this inequality that can be attributed to context factors is equal or less. Finally, we identify for both countries school factors that have a regressive effect on the distribution of outcomes.

Keywords: education, inequality, Uruguay, Chile.

JEL Classification: I24, D63.

I. INTRODUCCIÓN

Las políticas educativas se encuentran actualmente en el centro de la discusión en Uruguay, debido a las altas tasas de deserción en secundaria, el bajo nivel de los resultados alcanzados por los estudiantes y la elevada dispersión de los mismos. Este trabajo pretende aportar a la comprensión de los principales desafíos en materia educativa, entendiendo la educación como una capacidad básica fundamental y en su potencial para reducir la brecha de desigualdades en el logro de determinados niveles de bienestar y de agencia de los individuos. El objetivo central del trabajo es evaluar, a partir de los resultados alcanzados por los estudiantes de 15 años en la prueba de PISA 2006, la desigualdad existente en las capacidades educativas en Uruguay y Chile, y comparar en qué medida esa desigualdad puede ser explicada por la desigualdad de contexto social y qué incidencia tienen los insumos escolares.

El desarrollo teórico del enfoque de las capacidades ha desplazado a las libertades de las personas para alcanzar estados o acciones valorados, es decir, las capacidades de los individuos, hacia el centro de la discusión sobre el bienestar y la equidad. De acuerdo con este enfoque, el bienestar de una persona refiere a la calidad de su vida, que puede entenderse a través del conjunto de funcionamientos (estados y acciones elegidos y alcanzados), siendo las capacidades las diversas combinaciones de funcionamientos que la persona puede alcanzar, y entre las cuales puede elegir. Éstas dependen de los recursos que posee y de su capacidad de conversión de medios en funcionamientos (dadas sus características personales y sociales). En este marco, la evaluación de la justicia social debería realizarse tomando como base de información a las capacidades de los individuos. La educación tiene un lugar central en este enfoque, ya que es reconocida como una de las capacidades fundamentales, por ser potenciadora de las libertades humanas, tanto desde el punto de vista del bienestar como de la agencia. Por tanto, es fundamental evaluar la desigualdad en el logro de cierto umbral de competencias educativas, y en qué medida las acciones del Estado en el ámbito educativo promueven la equidad.

Chile y Uruguay son dos países con similares niveles de desarrollo humano y resultados promedio en la prueba PISA. Si bien Chile ha sido considerado uno de los países más desiguales del continente debido a su desigual distribución del ingreso, que ha persistido a pesar de las políticas desarrolladas en las últimas dos décadas, es sin embargo un país que ha tenido importantes progresos en el campo de la educación, logrando au-

mentar las tasas de asistencia y el nivel educativo de la población. Siendo el contexto social uno de los determinantes más fuertes de las desigualdades en los desempeños educativos, es de interés para Uruguay comparar sus niveles de desigualdad en los resultados con los de Chile, y ver en qué medida la desigualdad de los mismos es explicada por la desigualdad social, o si por el contrario los resultados son más desiguales de lo que podría esperarse a partir de las desigualdades sociales existentes.

En los últimos años se ha producido un amplio desarrollo de estudios basados en el enfoque de igualdad de oportunidades de Roemer (1998). Ferreira y Gignoux (2007), en base a la metodología propuesta por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), estiman qué parte de la desigualdad observada en los resultados escolares se debe a factores heredados socialmente, como la raza, el género, el status socio-económico de los padres y el lugar de nacimiento, considerando al resto de la desigualdad de los resultados que no es explicada por estos factores como proveniente del esfuerzo individual o diferencias en el talento. A partir de éste se han desarrollado una gran cantidad de trabajos, como los de Waltenberg y Vandenberghe (2007) para Brasil, De Barros et al. (2009) para Latinoamérica, Larrañaga y Telias (2010) para Chile, y Llambí et al. (2009) para Uruguay. Este último tiene la particularidad de que incluye características del centro educativo como variables de contexto, a diferencia de los demás trabajos en los cuales sólo se incluyen indicadores del contexto familiar del estudiante. Esto supone considerar que la distribución de los recursos educativos puede tener un efecto regresivo sobre la distribución de los resultados. Sin embargo, Llambí et al., utilizando datos de PISA 2006, no encuentra un efecto significativo sobre la desigualdad de resultados de estos factores para Uruguay.

El principal objetivo de este trabajo es estimar qué proporción de la desigualdad estaría causada por el contexto social de los estudiantes, y aproximarnos a la proporción que estaría causada por la desigual distribución de los recursos educativos. Para ello en primer lugar se estiman indicadores de desigualdad de los resultados, encontrándose que Uruguay tiene una mayor desigualdad en los resultados en las tres disciplinas, aunque en el caso de ciencias la diferencia no es estadísticamente significativa. En segundo lugar se compara en qué medida esa desigualdad puede ser explicada por el contexto social, y qué incidencia tienen los insumos escolares.

Para ello se estima una función de producción de logros educativos para cada país en base a variables del estudiante y del centro educativo, corrigiendo por el sesgo de selección muestral que tiene la prueba. Este

sesgo de selección se produce debido a que PISA sólo evalúa a estudiantes de enseñanza media, y por tanto no es representativa de toda la población del grupo de edad de referencia. Este sesgo varía entre países debido a las diferentes tasas de asistencia que tienen al sistema educativo.

A partir de la función estimada, se construye un indicador de la incidencia de las variables de contexto en la desigualdad de los resultados. Este indicador se basa en el índice de Desigualdad de Oportunidades propuesto por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), aunque adecuándolo a nuestro marco de análisis. Este análisis es complementado con indicadores similares para la estimación de la incidencia conjunta de los factores educativos sobre la desigualdad, así como con la estimación de los efectos parciales de algunos factores educativos para evaluar los efectos potenciales que podría tener sobre la desigualdad una provisión más equitativa de estos insumos escolares.

En las tres disciplinas se encontró que en Uruguay una menor o igual proporción de su desigualdad se explica por el contexto que Chile. En este sentido, la mayor desigualdad de los resultados de Uruguay no estaría explicada por una mayor incidencia del contexto en la desigualdad, por lo que podría pensarse que habría otros factores que estarían generando la mayor desigualdad que tiene Uruguay respecto a Chile. En Uruguay, se identificaron tres factores que inciden positivamente en los resultados: el nivel de formación de los docentes, el tamaño de los grupos, y una variable que estaría indicando las expectativas de los docentes respecto al éxito educativo de los estudiantes. Si estas características fueran homogéneas en todos los centros educativos, se podría obtener una reducción de la desigualdad de entre un 8% y un 10% según la disciplina.

El trabajo se organiza como sigue. En la sección siguiente (2) se discute el vínculo entre la educación y la desigualdad. En la sección 3 se presentan los antecedentes sobre la equidad en la educación y los determinantes de los logros educativos. En la cuarta sección se presentan las fuentes de datos, y en la quinta sección capítulo la metodología utilizada. Finalmente, los resultados del trabajo empírico se presentan en la sección 6, y las conclusiones en sección 7.

II. VÍNCULOS TEÓRICOS ENTRE DESIGUALDAD Y EDUCACIÓN

Tradicionalmente, la Economía ha abordado el vínculo entre la educación y el bienestar y el desarrollo, por una parte a partir de su rol como potenciadora del crecimiento económico, y por otra, a partir de los efectos que los diferenciales salariales por calificación tienen sobre con la distribución de ingreso. Los antecedentes más directos suelen encontrarse en la década de 1960, con las obras de Gary Becker, Jacob Mincer y T.W. Schultz. En su versión más simple, la teoría del capital humano plantea la existencia de una relación entre los diferenciales salariales y las habilidades de los individuos, debido a que la educación aumentaría la productividad de las personas, lo que repercute sobre los salarios que reciben (Becker 1962). En este sentido, la existencia de una relación entre educación e ingresos puede llevar a entender la educación como un medio para mejorar la distribución del ingreso. Aquellos que tengan menores oportunidades para acceder a la educación y al conocimiento, tendrán menos oportunidades para generar ingresos en el futuro, por lo que la intervención puede estar justificada desde el punto de vista de la igualdad de oportunidades.

Más recientemente, Amartya Sen ha subrayado la relación entre educación, desarrollo humano y capacidades humanas. Para Sen, el desarrollo es la ampliación de la capacidad de la población para realizar actividades elegidas (libremente) y valoradas; en este sentido, los seres humanos no deben ser tomados solamente como “instrumentos” del desarrollo económico (Sen, 1992, 1993, 1999, 2000). Desde el punto de vista de la teoría del desarrollo humano y las capacidades, la educación es una herramienta para potenciar el desarrollo humano no sólo a través de la capacidad para trabajar y para generar ingresos sino también por su importancia en sí misma y a través de la ampliación de otras capacidades. Siendo la educación directa e indirectamente uno de los determinantes del bienestar de los individuos, es importante evaluar en qué medida las acciones del Estado logran cierto nivel de equidad en el acceso a esta capacidad fundamental.

Desigualdad en la educación y teorías de justicia

A partir del trabajo pionero de Coleman et al. (1966) sobre la equidad en escuelas de EEUU, se puso en discusión en qué medida el sistema educativo reproduce las desigualdades sociales. El informe concluía que las diferencias en los resultados escolares se explicaban casi totalmente por las diferencias de origen familiar (racial y socio-económico), mientras que las escuelas contribuían muy poco a la diferenciación de los resultados de

los estudiantes. Asimismo se halló que los recursos de las escuelas estaban altamente correlacionados con el estatus social de sus estudiantes.

El debate en torno la equidad educativa debería enmarcarse en una discusión más amplia sobre las teorías de justicia. En este sentido, las teorías más presentes en las nociones de equidad educativa son las basadas en las teorías de igualdad de oportunidades de Roemer y el enfoque de las capacidades de Sen, Nussbaum y otros. Cuando se discute sobre justicia distributiva, la cuestión fundamental consiste en distinguir cuáles son las bases de información que se utilizan para evaluar la igualdad en los distintos enfoques (Sen 1992).

Roemer (1998) plantea que existe igualdad de oportunidades cuando los resultados que logran las personas son independientes de sus circunstancias – esto es, las características del contexto sobre las cuales el individuo no es responsable-. En este marco, la igualdad de oportunidades educativas refiere a una situación en la cual los resultados educativos dependen sólo de las decisiones que toman las personas, y no de sus circunstancias. De esta manera se aplican dos principios: el de compensación, ya que se deben neutralizar los efectos de las circunstancias sobre los resultados; y el principio de recompensa, que implica que no se actúa sobre las diferencias causadas por las decisiones individuales.

Se han establecido varias objeciones a esta concepción de justicia, y en particular a su aplicación en la educación. La principal crítica que puede hacerse es la dificultad para distinguir entre esfuerzo y circunstancias, debido a que el primero está en gran parte determinado por las segundas. Si bien Roemer admite que el esfuerzo realizado por las personas puede ser determinado por las circunstancias y que esto también debería considerarse desigualdad de oportunidades, en las aplicaciones empíricas realizadas por el propio Roemer y por otros autores siguiendo su enfoque, se considera un conjunto básico de variables de circunstancias y toda la desigualdad en los resultados educativos que no es explicada por esas variables es considerada “justa” (Brunori y Luongo 2010). Una segunda crítica consiste en cuestionar en qué medida el principio de recompensa, que supone la responsabilización de los individuos por sus decisiones, es aplicable a la infancia. En este sentido, Howe (1989) cuestiona a los enfoques que plantean la responsabilidad del individuo en la educación, ya que no puede haber elección o responsabilidad cuando se trata de la infancia, y en particular respecto a la educación, que es la base para la toma de decisiones informada y reflexiva.

Amartya Sen (1979) propuso un enfoque para la evaluación del bienestar y la igualdad basado en lo que llamó capacidades, siendo éstas las libertades de las personas para realizar acciones o alcanzar estados que valoran – funcionamientos valorados (Sen, 1993). En su propuesta, la evaluación de la justicia social debe realizarse tomando como base de información a las capacidades, a diferencia de los enfoques que se basan en la utilidad personal, la opulencia, las libertades y derechos, o los medios, recursos y oportunidades. El bienestar de una persona refiere a la calidad de su vida, que puede entenderse a través del conjunto de funcionamientos (estados y acciones) alcanzados que constituyen su vida, como por ejemplo, el estar bien alimentado, gozar de buena salud, formar parte de la vida social de la comunidad, etc. (Sen 1992). El logro de un cierto funcionamiento surge del uso que una persona hace del conjunto de bienes que tiene a su alcance, y este logro depende de factores personales y sociales. Por tanto, la justicia debe ser evaluada en el espacio de las capacidades, es decir, el espacio de los funcionamientos alcanzables, que constituyen las libertades de las personas; no en el espacio de los recursos, ya que las personas tienen diferentes capacidades para transformar esos recursos en bienestar; ni tampoco en el espacio de los funcionamientos alcanzados, ya que las personas pueden elegir diferentes funcionamientos de acuerdo a lo que valoren.

Roemer reconoce las contribuciones de Sen y afirma que el enfoque de las capacidades de Sen es un tipo de enfoque de igualdad de oportunidades (Roemer 1994, citado en Beckley 2002). Sen, por su parte, contrasta su visión con las ideas existentes de igualdad de oportunidades, aunque refiere a las capacidades como la oportunidad real de una persona para conseguir los objetivos que valora (Beckley 2002, 108). En la visión de Sen, se requiere más por parte de la sociedad para cumplir su obligación de igualar las oportunidades, en cuanto a que las capacidades toman en cuenta las características personales de los agentes para determinar la igualdad de oportunidades. Sin embargo, conserva dos características relevantes de la igualdad de oportunidades, la libertad de las personas para elegir entre diferentes objetivos, y la responsabilidad por los resultados alcanzados, al distinguir la libertad para conseguir sus objetivos (capacidades), de su realización (funcionamientos) (Beckley 2002, 108-109).

La reproducción de la desigualdad social en la educación

La sociología de la educación ha analizado el rol de la educación en la reproducción de las desigualdades sociales. Los teóricos llamados “reproductivistas” afirmaban que la escuela se encarga de legitimar y re-

producir el capital cultural de las clases dominantes, por lo que aquellos estudiantes que provienen de otras clases sociales y tienen un menor contacto con ese capital cultural que es legitimado, se encuentran en desventaja (Giroux, 1985).

Durante las décadas del setenta y ochenta surgieron enfoques críticos que se alejaron del reproductivismo. Surge la sociología de la educación interpretativa, que presta atención al análisis del propio proceso educativo, la gestión y transmisión de conocimientos y de las relaciones de poder. Ponen el énfasis en las actitudes de los profesores y sus prácticas implícitas, que están permeadas por valoraciones de clase social. En este marco, las posibilidades de cambio dependen de que los profesores puedan darse cuenta y cambiar los valores implícitos en sus prácticas. En los años '80 cobra importancia la sociología del currículo, que centra la atención en identificar la base de legitimación del orden social en las pautas de discriminación, en los libros de texto, su distorsión de la realidad y omisiones. El eje de atención pasa entonces al currículo, la manera en que éste se define y los grupos de interés que intervienen (Bonafant 1998, 137-140).

A partir de los trabajos de Rutter et al. (1979), Edmonds (1982), Brookover (1979) y el nuevo reporte Coleman (1982), surge un nuevo enfoque que descubre y delimita cuál es el "efecto de la escuela". Surge a partir de la constatación de que niños pertenecientes a un mismo contexto poseen diferencias en los rendimientos que no pueden ser explicados totalmente por las variables de estratificación familiar, y la identificación de que estas diferencias se encontraban sistemáticamente relacionadas con características de la escuela. Dentro de éstas últimas se observan factores como el énfasis académico, las prácticas de enseñanza, la disponibilidad y tipos de incentivos, y el grado en que los alumnos asumían la responsabilidad por su propio aprendizaje. En la sociología de la educación pasó entonces a primar una visión más optimista sobre el papel de la escuela, centrándose el interés en "la efectividad de la escuela" y "el diseño de la organización escolar" como nivel de análisis. (Fernández Aguerre 1999, 1-2)

III. ANTECEDENTES

Si se hace un recorrido la literatura sobre los principales factores que determinan los resultados educativos, surge que los factores más determinantes son los asociados al contexto familiar de los estudiantes, seguidos

por los asociados a las características de los pares y finalmente los factores asociados a los insumos escolares.

Brunner y Elacqua (2003) muestra que diversos estudios han indicado que en los países desarrollados más del 80% de la varianza de los resultados observados entre los estudiantes está determinado por la familia y la comunidad, mientras que en los países subdesarrollados se constata un porcentaje de la varianza explicado por el contexto menor. Mizala y Romaguera (2002) muestran que los estudios que se han realizado para los países desarrollados concluyen que insumos escolares como el tamaño de los cursos, el número de libros por alumno, las características físicas de las escuelas, el gasto por alumno, las características de los profesores (experiencia y salario), no son significativas o son apenas significativas para explicar los resultados educativos. Sin embargo, para los países en desarrollo los insumos escolares tienen una mayor incidencia en los resultados. En los países desarrollados los resultados presentan menor varianza total, y en general esta varianza está más asociada a los factores de contexto debido a que los insumos escolares se distribuyen más equitativamente.

Estos hallazgos han determinado que una variedad de investigadores y responsables políticos hayan argumentado que las escuelas no tienen gran impacto en la actual distribución de los resultados educativos. Sin embargo, en Hanushek (2005) se sostiene el hecho de que en muchas de las discusiones sobre el tema se ha confundido la medición de los logros educativos actuales con el potencial impacto que pudieran tener las escuelas. Uno de los problemas que tienen estos trabajos, por ejemplo, es que se basan en medidas de insumos corrientes así como en la organización actual de las escuelas sin considerar el impacto que pudieran estar ejerciendo la influencia de los insumos pasados, por lo que pueden existir errores de medición a la hora de intentar determinar la influencia aislada de los factores escolares. También hay que tener en cuenta que dada la simplificación que significa estimar funciones de producción habitualmente no se miden las diferencias estructurales en la organización de los distintos sistemas escolares de los distintos países.

La metodología más utilizada recientemente para explicar qué parte de las desigualdades en los resultados es explicada por los factores de contexto es la propuesta en los trabajos de Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005) y el trabajo de Ferreira y Gignoux (2007). Estos trabajos descomponen la desigualdad total de los resultados en dos componentes, uno causado por las circunstancias fuera del control del individuo, y el otro es un

componente residual que captura las recompensas al esfuerzo y la suerte. Para ello utilizan dos metodologías, una no paramétrica y una paramétrica. La primera consiste en agrupar los individuos según un conjunto de circunstancias, y medir la varianza entre e intra grupos, siendo la primera la determinada por el contexto y la segunda la determinada por el esfuerzo. La implementación paramétrica consiste en estimar una regresión de los resultados a partir de las variables de circunstancias, y medir la desigualdad de oportunidades como la reducción en desigualdad que se obtendría si no existieran diferencias en las circunstancias de las personas. Los resultados a que llegan Ferreira y Gignoux (2007) indican que la desigualdad en las oportunidades educativas es mayor en América Latina que en la media de la OCDE; y que una parte significativa de las desigualdades en los logros de aprendizaje están asociados con las circunstancias. Sin embargo, encuentran que algunos países de Europa tendrían incluso mayor desigualdad de oportunidades educativas que algunos latinoamericanos.

Llambí, Perera y Messina (2009), aplican una medida sintética de desigualdad de oportunidades para medir la desigualdad de oportunidades en los logros educativos en Uruguay en base a los datos de PISA 2006, utilizando la metodología propuesta por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005) pero considerando como circunstancias también a un conjunto de variables que caracterizan a los centros educativos. En este sentido, señalan la importancia de considerar este tipo de factores ya que no son parte de las decisiones de los estudiantes. Los resultados a los que llegan son que el conjunto de variables de circunstancias consideradas explica entre el 38% y el 43% de la desigualdad observada en los resultados de la prueba PISA en las tres áreas evaluadas. Las variables escolares consideradas prácticamente no contribuyen a explicar la desigualdad de oportunidades. Sin embargo, con una especificación con efectos fijos por centro educativo, encuentran una mayor desigualdad de oportunidades, ya que se recoge la totalidad de circunstancias específicas al centro educativo. Con esta especificación, la incidencia de los factores escolares en la desigualdad de oportunidades es mucho mayor (desde un 38% en ciencias hasta cerca del 50% en lectura).

IV. MARCO DE ANÁLISIS

En este trabajo se considera a la educación como una capacidad básica, entendida como la adquisición de ciertas competencias que expanden las libertades ya que son necesarias para el logro de una gran cantidad de

funcionamientos en el presente y en el futuro de la vida de la persona. Llamaremos capacidades educativas a la combinación de habilidades que las personas desarrollan a través de procesos educativos y que les permiten ampliar el espectro de acciones o estados que valoran y pueden realizar o alcanzar (en este sentido constituyen capacidades para el bienestar), así como ampliar la capacidad de la persona de fijarse objetivos y llevarlos a cabo (capacidades de agencia).

Para representar el proceso que lleva a la obtención de los resultados educativos en un cierto momento del tiempo a partir de ciertos insumos, definimos una función de producción educativa (FPE), que en este marco representa la función de conversión de medios a capacidades educativas. Si bien en el marco teórico se plantea la existencia de una función de conversión a nivel de cada individuo, para poder operacionalizar este enfoque es necesario estimar una única función de conversión para todos los individuos, donde lo que varía entre ellos son los insumos, entre los cuales se incluyen los factores de conversión antes mencionados.

La literatura que utiliza como herramienta de análisis a la FPE examina la relación de productividad entre los insumos escolares y los resultados en pruebas de niños y jóvenes en edad escolar. Esta analogía con un proceso productivo brinda un marco conceptual que guía la elección de variables y permite una interpretación coherente de sus efectos (Todd y Wolpin, 2003). La FPE modeliza la función de conversión como una combinación lineal de los factores (insumos) que inciden en el proceso educativo.

Los insumos son en general un conjunto de variables extra-escolares, vinculadas al estudiante y su entorno socio-cultural, la interacción con sus pares en el centro educativo, los factores o insumos escolares (características de la escuela y su forma de organización y características de los docentes), así como la trayectoria escolar pasada del estudiante. En este sentido, los resultados obtenidos en un determinado momento del tiempo dependen no solamente de los insumos actuales, sino también de los insumos pasados que establecen la base para el aprendizaje presente (Hanushek, 2005). Actualmente existe un considerable consenso en torno a la idea de que los resultados de aprendizaje de los alumnos dependen de la incidencia de múltiples factores, y la adquisición de estas capacidades es un proceso acumulativo que se da en los distintos ámbitos de socialización de la persona (familia, barrio, escuela y liceo).

Los factores más relevantes que inciden en este proceso pueden resumirse como:

- Características innatas del alumno (no observables), y aquellas que son objeto de condicionamientos sociales debido a los patrones culturales de la sociedad en la cual se encuentra inserta la persona: género y etnia.
- El contexto familiar: el nivel educativo de los padres y el tipo de ocupación influyen en la socialización primaria del individuo, así como en lo que esperan que alcance y en los incentivos que le brindan durante su pasaje por el sistema educativo. Su riqueza o ingresos inciden en las posibilidades de adquirir bienes o servicios complementarios para la educación (bienes culturales y educativos, así como la posibilidad de brindarle al estudiante un ambiente adecuado para el aprendizaje).
- La comunidad: constituye otro de los ámbitos de socialización del estudiante, por ejemplo, el barrio en el que vive, el contexto de las personas con las que se relaciona. Las características de la comunidad pueden expresarse en la composición social del centro educativo a través del contexto de sus pares (compañeros de clase o de centro educativo), aunque esta composición también se ve influida por decisiones de los estudiantes y sus familias, políticas de selección de los centros educativos y por las políticas públicas educativas.
- Características del sistema educativo: La organización del sistema educativo (existencia de sector público, privado o mixto, diferencias entre ellos; grado de centralización/descentralización y grado de autonomía de los centros educativos en diferentes dimensiones); el tamaño del centro educativo y de las clases; la forma organizacional del centro educativo (estructura jerárquica y distribución de la toma de decisiones, involucramiento de los estudiantes y sus padres en algunas decisiones, etc.); los recursos materiales (infraestructura, materiales didácticos, recursos informáticos) y humanos (disponibilidad de docentes y de otros funcionarios) con los que cuenta el centro educativo; la calidad de los docentes (experiencia, formación, motivación, etc.); las prácticas pedagógicas de los docentes; la calidad del programa educativo.

En el modelo típico de FPE, existen insumos presentes e insumos pasados que determinan las competencias actuales:

$$Y_{i,t} = \alpha_t + \beta_t Xc_{i,t} + \phi_t Xe_{i,t} + \gamma_t Xp_{-i,t} + \underbrace{\sum_{\tau=1}^{t-1} \beta_{t-\tau} Xc_{i,t-\tau}}_{\text{insumos presentes}} + \underbrace{\sum_{\tau=1}^{t-1} \phi_{t-\tau} Xe_{i,t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{t-1} \gamma_{t-\tau} Xp_{-i,t-\tau} + \sum_{\tau=1}^t e_{i,t}}_{\text{insumos pasados acumulados}} \quad (1)$$

Donde $Y_{i,t}$ es la variable de resultado (capacidades educativas) del estudiante i en el momento t , Xc es un vector de variables que caracterizan al estudiante y su entorno socio-cultural, Xe es un vector de variables de insumos escolares, Xp es un vector de variables que caracterizan a los pares (todos los estudiantes de la misma clase o del mismo centro educativo excluyendo el estudiante i), α_t es una constante, y los parámetros β_t , ϕ_t , γ_t son los efectos marginales sobre el rendimiento escolar de los diferentes insumos de contexto, familiares y de pares, respectivamente, presentes y pasados. Finalmente, u_{it} es un término de error.

Frecuentemente no se cuenta con información sobre los insumos pasados. En este caso, sería conveniente contar con alguna variable que sirva como proxy de la trayectoria escolar previa del estudiante, o en su defecto de los insumos escolares pasados. En este caso se el modelo puede reducirse de la siguiente manera:

$$Y_{i,t} = \alpha_t + \beta_t Xc_{i,t} + \phi_t Xe_{i,t} + \psi_t T_{i,t-1} + \gamma_t Xp_{-i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

Donde T_{it} es un vector de variables que caracterizan la trayectoria de escolar del estudiante i hasta el momento $t-1$, y u_{it} es el término de error.

Dado que esta versión del modelo sólo contiene variables corrientes, se pueden eliminar los subíndices t , por lo que el modelo puede expresarse como:

$$Y_i = \alpha + \beta Xc_i + \phi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + \psi T_i + u_i \quad (3)$$

Cabe aclarar que el impacto de los insumos es diferente según la edad del estudiante (Todd y Wolpin, 2003). En nuestro modelo omitimos este aspecto ya que se trabaja con un universo de adolescentes de la misma edad.

V. DATOS

Para aproximarnos a las capacidades educativas utilizamos como indicador los resultados de la prueba PISA 2006 en las tres competencias evaluadas: lectora, científica y matemática. PISA es una prueba basada en competencias; esto implica que intenta ver en qué medida los estudiantes de 15 años, con las competencias que han adquirido son capaces de interactuar y desarrollarse en nuestras actuales sociedades globalizadas. En el informe de Uruguay en PISA 2006, se afirma que *“la fortaleza del marco de evaluación de PISA es que prioriza el uso del conocimiento para situaciones cotidianas (más que la repetición de conocimientos o la práctica de ejercicios exclusivamente escolares) enmarcadas en un concepto de competencias para la vida”* (ANEP 2007).

Una limitación fundamental es que PISA no releva a toda la población de 15 años de un país, sino sólo a quienes asisten al sistema educativo y han concluido la educación primaria (6 años de educación), lo que implica un sesgo de selección. Este sesgo es importante ya que existen niveles de deserción significativos en la enseñanza media en Chile y en mayor medida en Uruguay. En Uruguay, en el 2006 asistía al sistema educativo un 82% de los adolescentes de 15 años de edad, 80% asistían a la enseñanza media y 2% asistían a la enseñanza primaria (datos ECH 2006). En Chile en cambio, una mayor parte de la población accede a la educación media. En 2006 asistía al sistema educativo un 97% de los adolescentes de 15 años de edad, y 95% habían culminado al menos 6 años de educación (datos CASEN 2006). En este trabajo tendremos en cuenta esta limitación e intentaremos mitigar sus efectos sobre nuestras estimaciones de la incidencia de los factores escolares en la desigualdad de resultados educativos. Para ello se utiliza información de las encuestas continuas de hogares de ambos países en el año 2006.

Por otra parte, los resultados de PISA son obtenidos a partir de la metodología de Teoría de Respuesta al Ítem. Una primera consecuencia de esto es que su media y unidad de medida son indeterminadas, por lo que para poder fijar la métrica, PISA normaliza los resultados de las pruebas de tal manera que la media para la población del conjunto de países de la OCDE sea 500 y el desvío estándar 100. Por otra parte, la complejidad del diseño muestral de PISA lleva a que no se disponga de las distribuciones muestrales, por lo que la varianza muestral debe ser estimada por métodos de replicación (ver anexo metodológico). (OCDE 2004)

VI. METODOLOGÍA

La metodología se plantea dos objetivos. En primer lugar, nos interesa comparar la desigualdad en la distribución de las capacidades educativas en Chile y Uruguay. Para ello estimaremos indicadores de desigualdad de los resultados de PISA 2006 en ambos países. Como segundo objetivo estimaremos indicadores paramétricos del efecto del contexto social del estudiante, la composición de los centros educativos, y los insumos educativos, alternativamente, sobre la desigualdad de los resultados.

a) Desigualdad en las capacidades educativas

Las características de la fuente de datos restringen el tipo de índices que puede utilizarse así como los procedimientos que es necesario realizar. No hay ninguna medida de desigualdad que sea invariante ante un cambio de escala y un traslado de la media; si bien la mayor parte de las medidas de desigualdad relativas son invariantes ante un cambio de escala, no lo son ante un traslado. Por lo tanto, el valor de un índice de desigualdad aplicado sobre el resultado transformado no tendrá significado. Ello implica que una determinada medida de desigualdad definida sobre los puntajes estandarizados no será igual a la misma medida definida sobre la distribución original. No obstante, el índice de entropía es invariante ante un cambio de escala, y el índice BFM al ser un ratio del índice de entropía del resultado simulado sobre el índice del resultado observado, es invariante también ante el traslado de la media ya que este efecto se elimina al hacer el ratio (Ferreira y Gignoux, 2007). Por lo tanto utilizamos el índice de desigualdad entropía (2).

b) Incidencia del contexto y de los factores escolares en la desigualdad de capacidades educativas

Para identificar los factores que inciden en los resultados se estima una función de producción de logros educativos. Para la estimación insesgada de los parámetros se realiza además una corrección del sesgo de selección. Los resultados obtenidos son posteriormente utilizados para la estimación de los indicadores de incidencia del contexto y de los factores escolares en la desigualdad. Para estimar la FPE de Chile y Uruguay se aplica un modelo de regresión lineal utilizando los datos de PISA 2006 para cada país, para cada una de las tres competencias, a través de mínimos cuadrados ordinarios. Para incorporar la corrección del sesgo de selección se utiliza el método de dos etapas propuesto por Heckman (1977).

Modelo a estimar: función de producción de capacidades educativas

La función a estimar está dada por la ecuación (3) presentada en la sección anterior:

$$Y_i = \alpha + \beta Xc_i + \phi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + \psi T_i + u_i \quad (3)$$

Donde Y_i es la variable de resultado (capacidades educativas) del estudiante i , X_c es un vector de variables que caracterizan al estudiante y su entorno socio-cultural (*factores de contexto del estudiante*), X_e es un vector de variables que caracterizan al centro educativo al que asiste el estudiante (*factores escolares*), X_p es un vector de variables que caracterizan a los pares, es decir a todos los estudiantes de la misma clase o del mismo centro educativo excluyendo el estudiante i (*efecto pares*), α es una constante, y los parámetros β , ϕ , γ son los efectos marginales sobre el rendimiento escolar de los diferentes factores de contexto, escolares y de pares, respectivamente. Finalmente, T_i es un vector de variables que caracterizan la trayectoria del estudiante i hasta el momento $t-1$, y u_i es el término de error.

Una de las limitaciones para la estimación de este modelo es que la variable dependiente, que refleja las capacidades con que cuentan los estudiantes de 15 años, es una función acumulativa, y no se cuenta con información sobre la trayectoria o los insumos pasados. Por lo tanto, la ecuación que se estima es la siguiente:

$$Y_i = \alpha + \beta Xc_i + \phi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + u_i \quad (4)$$

Algunos de los insumos, en particular la mayor parte de los insumos familiares que suelen incorporarse, varían poco o nada a lo largo del tiempo, por lo que pueden asumirse como constantes (por ejemplo, el sexo del estudiante, el nivel educativo o el tipo de ocupación de los padres). Sin embargo, los insumos escolares están sujetos a mayor variación, y los insumos presentes pueden diferir en gran medida respecto a los insumos pasados. Este problema es muy frecuente en los antecedentes relevados ya que generalmente no se cuenta con información sobre el pasado.

La FPE para la población objetivo en su conjunto es la siguiente (relación estructural latente):

$$Y_i^* = \alpha + \beta Xc_i + \phi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + u_i \quad (4')$$

Donde $E[u_i | Xc_i, Xe_i, Xp_{-i}] = 0$, siendo Y_i^* la variable de capacidades educativas para la población en su conjunto.

Sin embargo, la muestra que se dispone no es representativa de esta población, sino que sólo pueden ser seleccionados aquellos que se encuentran asistiendo al sistema educativo formal post-primaria. Por lo tanto, existe una regla de selección que determina la observabilidad de Y_i^* , que puede describirse como:

$$S_i = 1 [Z_i \omega + v_i > 0] \quad (5)$$

Donde S_i es una variable que vale 1 cuando el individuo asiste al sistema educativo post-primaria, y 0 en otro caso, Z es un vector de variables que determinan la asistencia, y v es un término de error.

Por lo tanto el modelo completo corresponde a las ecuaciones (4') y (5).

La probabilidad de que la variable binaria S_i tome el valor 1 (es decir, la probabilidad de la persona i de estar en el sistema educativo post-primaria) es:

$$P(S_i = 1) = \Phi(Z_i \omega) \quad (6)$$

El sesgo de selección es:

$$E[u_i | S_i = 1, Z_i] = \rho \lambda(Z_i \omega) \quad (7)$$

Donde $\lambda(Z_i \omega) = \frac{\phi(Z_i \omega)}{\Phi(Z_i \omega)}$ es el inverso del *ratio de Mills*.

Por lo tanto, la ecuación de regresión válida para las observaciones muestrales es la siguiente:

$$Y_i = \alpha + \beta Xc_i + \varphi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + \rho \lambda(Z_i \omega) + u_i \quad (8)$$

El método de corrección del sesgo propuesto por Heckman consiste en estimar ω para poder estimar luego los parámetros de la ecuación estructural. En un primer paso se estima ω a través de un Probit cuya variable dependiente binaria es S_i , utilizando los regresores Z (ecuación de selección (2)) para una muestra representativa de toda la población. Luego se estima

el ratio $\rho\lambda(Z_i\hat{\omega}) = \frac{\Phi(Z_i\hat{\omega})}{\Phi(Z_i\hat{\omega})}$ para los individuos presentes en la muestra en

la cual se observa la variable Y_i . Finalmente se estiman $\alpha \beta \varphi \gamma \rho$ a través de MCO en la regresión:

$$Y_i = \alpha + \beta Xc_i + \varphi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + \rho\lambda(Z_i\hat{\omega}) + u_i \quad (8')$$

La variable dependiente S_i de la ecuación de selección es la asistencia al sistema educativo formal post-primaria. Para estimar la ecuación de selección de cada país es necesario contar con la variable S_i y los regresores Z para una muestra representativa de toda la población de adolescentes de 15 años de edad. Esta información está disponible en la encuesta de hogares de cada uno de los países: en el caso de Uruguay, en la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada 2006, y en el caso de Chile, la Encuesta CASEN 2006. Las variables explicativas Z que se incorporan en la ecuación de selección deben estar presentes también en los cuestionarios de PISA de ambos países, debido a que para estimar la ecuación (8') es necesario replicar el valor de $\lambda(Z_i\hat{\omega})$ para los adolescentes presentes en la muestra de PISA.

En función de estas consideraciones se seleccionaron las siguientes variables explicativas: sexo, repetición en primaria (Uruguay) o rezago escolar (Chile), riqueza familiar (índice construido a partir de la posesión de un conjunto de bienes durables), nivel educativo de la madre, tipo ocupación de los padres y área de residencia (capital, urbana y rural). La repetición o rezago escolar es la variable de exclusión del modelo.

La segunda etapa consiste en la estimación de la FPE, incorporando como una de las variables independientes al inverso del ratio de Mills estimado para cada individuo con los parámetros estimados en la etapa anterior y las variables correspondientes a partir de la base de datos de PISA de cada país. Los factores que considerados como determinantes de los logros educativos son un conjunto de características de la persona, medios y logros de la familia y el entorno social, y recursos y arreglos institucionales del centro educativo. A estos factores los clasificamos en dos grupos: los factores que provienen de la persona y su contexto familiar y social, por una parte, y los factores que provienen del sistema educativo, por otro.

Para estudiar la influencia que los pares ejercen sobre los logros educativos emplearemos el *Índice de status socio-económico y cultural de los pares (SESpares)*. Este índice se construyó a partir del promedio para los

estudiantes del mismo centro educativo del *Índice de status socio-económico y cultural* construido por PISA. Debido a la dificultad de estimar el efecto pares debido a que la asignación de estudiantes no es aleatoria sino que existe un proceso de autoselección y de selección de los propios centros educativos, se introduce el tipo de centro educativo como variable de control (Schneeweis y Winter-Ebmer, 2007). El entorno social incide también a través del tipo de comunidad de que se trate, según el *tamaño de la localidad*.

En cuanto a los factores escolares, las variables incluidas en el análisis pueden clasificarse según refieran a recursos e infraestructura, por una parte, o a características organizativas e institucionales del centro educativo. Debido a que PISA releva información sólo a nivel de cada estudiante y del centro educativo, no se cuenta con información específica sobre las características específicas del grupo, como sus docentes y las prácticas de enseñanza que se implementan. Las variables de recursos del centro educativo que se incorporaron al modelo son el tamaño de la escuela, el tamaño promedio de clase, la calidad de la infraestructura física y de los recursos educativos, la formación de los docentes, y la disponibilidad de personal de apoyo. Asimismo, se construyeron indicadores de escasez de docentes en cada disciplina. En cuanto a las características organizativas e institucionales del centro educativo, se tuvo en cuenta el tipo de administración de los centros educativos (público o privado), así como índices sobre la autonomía del centro educativo en el uso de los recursos y en la determinación de los contenidos educativos (construidos por PISA), las prácticas de evaluación y monitoreo del centro y el grado de involucramiento de los padres en las decisiones. Se utilizó también un indicador de la agrupación de los estudiantes según sus capacidades en diferentes clases o dentro de su clase. Se construyó además un indicador proxy de las expectativas del centro educativo sobre los estudiantes, utilizando la respuesta del director sobre el grado en que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos que los ayudarán en sus estudios post-secundarios.

Las características del centro educativo que se relevan están fundamentalmente centradas en cuestiones de organización institucional, y no incorporan algunas cuestiones relevantes, como por ejemplo, el nivel de ausentismo de los docentes, o el nivel de motivación de los mismos. En el conjunto de variables que PISA recoge se observa una mayor variabilidad entre centros en Chile que en Uruguay. Esto puede vincularse a las características particulares de cada sistema educativo, ya que el sistema educativo uruguayo es más centralizado por lo que algunas de estas variables no tienen variaciones entre centros educativos (como por ejemplo la autonomía curricular o las prácticas de evaluación).

Identificación de factores que explican la desigualdad de capacidades educativas

Para identificar el impacto del contexto sobre la desigualdad de los resultados, se entiende apropiado utilizar el indicador propuesto por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005). Estos autores se proponen estimar la proporción de la desigualdad observada en los ingresos que puede ser atribuida a *desigualdad de oportunidades*, siguiendo la definición de Roemer (1998). En este sentido, asocian las oportunidades con el impacto que tienen sobre los ingresos las variables de circunstancias, es decir aquellas que son independientes del *esfuerzo individual*. El indicador que construyen permite estimar la reducción en desigualdad de ingresos que se obtendría si no existieran diferencias en las circunstancias de las personas. Interpretan esta reducción como una medida de la contribución de la *desigualdad de oportunidades* a la desigualdad de ingresos observada (Bourguignon et al., 2005). Si bien aquí no se adopta el mismo enfoque teórico, este indicador nos permite aproximarnos a qué factores explican la desigualdad en las capacidades educativas.

El Indicador propuesto por Bourguignon, Ferreira y Menéndez, adaptándolo a nuestro modelo, es el siguiente:

$$\Theta_{BFM} = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y})}{I(Y)},$$

$$\text{siendo } \tilde{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}\overline{Xc} + \hat{\phi}Xe_i + \hat{\gamma}\overline{Xp}_{-i} + \hat{\rho}\overline{\lambda}(Z \hat{\omega}) + \hat{u}_i \quad (9)$$

Donde $I(Y)$ es un indicador de desigualdad en las competencias educativas, y \tilde{Y}_i es el resultado de competencias educativas de la persona i simulado a partir de la función de producción de capacidades educativas suponiendo que los factores de contexto fueran homogéneos entre todos los individuos (sólo se dejan variar las variables escolares y el residuo). \overline{Xc} , \overline{Xp}_{-i} y $\overline{\lambda}(Z \hat{\omega})$ representan las medias de las variables factores de contexto del estudiante, de contexto del centro educativo y de la corrección del sesgo de selección (inverso del ratio de Mills), respectivamente. Más adelante se discute por qué además del contexto individual se promedian también el contexto del centro y el sesgo de selección, y se presentan algunas especificaciones alternativas del indicador.

El índice de desigualdad del resultado simulado $I(\tilde{Y})$ puede interpretarse como la desigualdad que existiría en las capacidades educativas si el contexto socio-económico y cultural de los estudiantes fuera homogéneo (es decir, si las únicas fuentes de variación de los resultados fueran las variables endógenas al sistema educativo y el término de error), por lo que la diferencia entre la desigualdad observada y la desigualdad en este resultado simulado puede interpretarse como la proporción de desigualdad explicada por el contexto. Cuanto mayor es la parte de la desigualdad generada por el contexto, menor es la incidencia de los demás factores sobre la desigualdad, entre ellos las características del sistema educativo.

En este sentido, el índice propuesto tomará un valor cercano a uno cuando la desigualdad de resultados esté completamente explicada por las diferencias en el contexto. Cuando el indicador toma valores más bajos, quiere decir que es más baja la proporción de la desigualdad explicada por el contexto.

Cuando se compara este índice entre dos países con niveles de desigualdad similares, en aquel país en que el valor del índice es mayor, una mayor proporción de su desigualdad está explicada por el contexto (dada por Θ_{BFM}), y por lo tanto es menor la incidencia de los demás factores. Si suponemos que los factores innatos y de esfuerzo residuales se distribuyen de manera similar, el resto de la desigualdad podría estar explicada por factores endógenos al sistema educativo, además de la información recogida por el término de error de la regresión.

No es evidente qué factores deberían considerados como de contexto, es decir exógenos al individuo y al sistema educativo, y por lo tanto ser sustituidos por su media en la estimación del \tilde{Y} . Es claro que las características individuales y familiares del estudiante son introducidas como contexto, pero es menos claro cómo debería incorporarse el contexto del centro educativo (que determina el llamado *efecto pares*), ya que la composición y segmentación de los centros educativos no es totalmente exógena al sistema educativo. Dado que difícilmente puede atribuirse completamente estas diferencias al sistema educativo, ya que en gran medida están determinadas por la autoselección y por la segmentación residencial que incide en la distribución de los estudiantes entre centros educativos, introducimos esta variable como parte del “contexto” en una primera versión del índice. Sin embargo, para ver en qué medida este factor está influyendo en la desigualdad, también se estima una segunda versión del índice Θ_{BFM} para identificar la incidencia específica de esta variable, en la cual el resultado simulado está dado por:

$$\Theta'_{BFM} = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y}')}{I(Y)},$$

$$\text{siendo } \tilde{Y}'_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}Xc_i + \hat{\phi}Xe_i + \hat{\gamma}\overline{Xp_{-i}} + \hat{\rho}\lambda(Z\hat{\omega}) + \hat{u}_i \quad (10)$$

En cuanto al sesgo de selección, se incluye su media en la estimación del \tilde{Y} para descontar de la incidencia del sistema educativo sobre la desigualdad aquella parte de la misma que está causada por la heterogeneidad que provoca la existencia del sesgo de selección.

Adicionalmente, se estima un indicador de la incidencia conjunta de las variables escolares identificadas en la FPE sobre la desigualdad de las capacidades educativas:

$$\Theta^{escolar}_{BFM} = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y}')} {I(Y)},$$

$$\text{siendo } \tilde{Y}'_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}Xc_i + \hat{\phi}\overline{Xe_i} + \hat{\gamma}\overline{Xp_{-i}} + \hat{\rho}\lambda(Z\hat{\omega}) + \hat{u}_i \quad (11)$$

Este indicador es una aproximación a la incidencia del sistema educativo sobre la desigualdad, pero no es concluyente debido a que no es posible a través de estas variables capturar todas las características del sistema educativo que inciden sobre la desigualdad. Esto se debe no sólo a los problemas de variables omitidas ya reseñados, sino también a limitaciones de la metodología de estimación de una función de producción. En este sentido, sólo son identificadas como significativas en la FPE aquellas variables que tienen una variabilidad relevante y que están correlacionadas con los resultados, pero pueden existir características del sistema educativo que no tienen variabilidad entre centros pero que incidan en la mayor o menor desigualdad en los aprendizajes (por ejemplo, características del currículo y de las prácticas de enseñanza). Por lo tanto, este indicador nos permite identificar los efectos de algunas características del sistema educativo sobre la desigualdad, pero no se puede afirmar que esta sea la incidencia total del sistema educativo sobre la desigualdad.

Por último, se estiman efectos parciales de cada uno de los insumos educativos sobre la desigualdad en los resultados de Uruguay, a través del indicador:

$$\Theta^j_{BFM} = \frac{I(Y) - I(Y | X e_i^j = \overline{X e^j}, \forall i)} {I(Y)} = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y}^j)} {I(Y)} \quad (12)$$

El indicador Θ_{BFM} representa la disminución en la desigualdad de los resultados que se produce cuando se simula una igualación del insumo escolar Xe^j , de manera tal que todos los estudiantes tienen un valor igual de dicho insumo equivalente a su media. Este indicador permite estimar por tanto el impacto potencial que se podría lograr sobre la desigualdad a través de una equiparación de cada uno de los insumos escolares relevantes identificados en la FPE.

VII. RESULTADOS

a. Estimación de la FPE

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de una función de producción de capacidades educativas para Uruguay y para Chile. Para la estimación insesgada de los parámetros de la FPE se incorpora una corrección del sesgo a través del método de dos etapas de Heckman (anexo 2, cuadros 1 y 2).

En el cuadro 3 (anexo 3) se presentan los resultados de la estimación de las FPE para Uruguay y Chile. La variable de contexto socio-económico y cultural del estudiante (*escs*) tiene un coeficiente positivo y significativo en todas las disciplinas en ambos países. Este resultado es coherente con todos los antecedentes reseñados, existiendo un consenso en la literatura en cuanto a la relación positiva entre el contexto socio-económico del estudiante y su desempeño escolar. Las diferencias entre este coeficiente en Uruguay en Chile no son estadísticamente significativas, por lo que no se descarta para ninguna de las tres disciplinas la hipótesis de que sean iguales en ambos países. Esto indicaría que la asociación entre los resultados y el nivel socio-económico es similar en ambos países, luego de controlar por las demás variables de contexto y los insumos escolares.

En cuanto a la región, en Chile no se observa un impacto significativo de la región, mientras que en Uruguay los coeficientes estimados señalan que los resultados de las pruebas son peores para quienes residen en las ciudades más grandes (el área metropolitana y las capitales departamentales) que para quienes residen en las pequeñas localidades y las áreas rurales. Entre estas, las áreas rurales presentan resultados significativamente mayores en ciencias y lectura. Si bien los resultados son en promedio más altos en las ciudades, esto estaría explicado por otros de los determinantes

de los resultados incluidos en la regresión (como el contexto socio-económico y cultural, o las características de los centros educativos) y no por las características de la comunidad vinculadas al tamaño de población de la localidad.

Por otra parte, a nivel de las características del individuo la variable sexo también tiene efectos significativos sobre las capacidades educativas, aunque de diferente signo dependiendo de la disciplina de la que se trate. Ser mujer tiene un efecto negativo sobre los resultados de matemática en ambos países, al tiempo que tiene un efecto positivo sobre los resultados de lectura. Al mismo tiempo, ser mujer tiene un impacto negativo significativo sobre los resultados de ciencias en Chile, mientras que en Uruguay este efecto no es significativo.

Otra variable que presenta el mismo comportamiento para ambos países y para todas las pruebas consideradas, es el contexto socio-cultural de los pares del estudiante representado mediante la variable *SESpares*. Esto representa la influencia que ejerce el desempeño de los demás estudiantes que asisten al mismo centro educativo sobre los resultados del individuo. El efecto de esta variable es significativamente mayor que el efecto del contexto del propio estudiante en todos los casos. Asimismo, las estimaciones puntuales de este parámetro son mayores en Uruguay que en Chile en las tres disciplinas pero las diferencias no son estadísticamente significativas, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de igualdad de los parámetros de ambos países. Este tema resulta de suma importancia en la medida de que si existe mayor segmentación a nivel de establecimientos, esto estaría determinando problemas de equidad en la distribución de los resultados entre centros educativos y reduce las posibilidades de que los estudiantes que asisten a los centros de contexto más desfavorable logren reducir la brecha de resultados con los que están en una situación más privilegiada.

En cuanto a la corrección del sesgo de selección, este parámetro resulta significativo al 1% de significación en ambos países en todas las disciplinas, y tiene signo negativo. Lo anterior estaría indicando que al considerar a los jóvenes que están fuera del sistema educativo de secundaria los resultados ajustan a la baja, dado el hecho - que resulta intuitivo- de que dichos jóvenes tendrían en promedio peores resultados que los que asisten actualmente a la educación media. Asimismo, el valor absoluto del parámetro ρ estimado es mayor en Chile que en Uruguay en las FPE de matemática y ciencias, al 10% y 5% de significación respectivamente, lo que indicaría que el sesgo de selección tiene un efecto de mayor magnitud en Chile que

en Uruguay. Este resultado es el esperado, puesto que en Chile la proporción de adolescentes que no asisten a la enseñanza media es menor que en Uruguay, por lo que es esperable que sus resultados educativos estén más condicionados por las variables que determinan la deserción que en el caso de Uruguay.

En cuanto a los insumos escolares, para Uruguay los que resultaron tener un efecto significativo sobre los resultados son: la proporción de docentes con título habilitante para la docencia (*propcert*); el grado en que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos que los ayudarán en sus estudios post-secundarios (*expectativas*); el tamaño promedio de clase (*clsize* y *clsize2*) y el sector institucional (*privado*).

La proporción de docentes con título habilitante para la docencia tiene un efecto positivo y significativo al 1% de significación en las tres disciplinas, siendo el insumo escolar con un efecto más importante y robusto en los resultados en Uruguay.

En cuanto a *expectativas*, esta variable de construcción propia que refiere al grado en el que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos que los ayudarán en sus estudios post-secundarios, resulta tener un efecto positivo y significativo sobre los resultados de matemática y ciencias. Este resultado puede estar reflejando el efecto de las expectativas de los docentes respecto a los resultados que pueden alcanzar los estudiantes sobre los resultados efectivamente alcanzados. Sin embargo, cabe aclarar que esta variable puede tener problemas de endogeneidad, en cuanto a que los docentes podrían verse más motivados a desarrollar este tipo de actividades en aquellos centros en los cuales observan que pueden influir positivamente en los resultados de los estudiantes.

El tamaño de la clase promedio (*clsize* y *clsize2*) tiene un efecto no lineal; un mayor tamaño de clase tiene un efecto positivo hasta cierto punto, a partir del cual los incrementos en el tamaño de clase pasan a tener efectos negativos sobre los resultados.

Por último, el sector institucional tiene un efecto significativo en matemática y ciencias, aunque contrario al que podría esperarse; el signo del coeficiente correspondiente a la variable *privado* es negativo. Esto no significa que los resultados en los privados sean peores que en los públicos, sino que este es el impacto del privado luego de controlar por las demás

variables de contexto e institucionales (en particular, luego de controlar por el entorno socio-económico del centro educativo). En general es frecuente en los antecedentes encontrar que los efectos positivos de las dependencias privadas se reducen cuando se controla por el nivel socio-económico promedio de los estudiantes del centro educativo.

En el caso de Chile los insumos escolares que resultaron tener un efecto significativo sobre los resultados son: el grado en que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos que los ayudarán en sus estudios post-secundarios (*expectativas*); la separación de los estudiantes según sus habilidades (*división*); la escasez de docentes de matemática calificados (*escz_prof_math*), la escasez de personal de apoyo (*escz_apoyo*); el involucramiento de los grupos de padres en las decisiones del centro educativo (*inpadres*); el grado de autonomía presupuestal del centro (*respres*); y la matriculación total del centro (*schsize* y *schsize2*).

Las variables que en Chile tienen efectos de mayor magnitud y más robustos según la disciplina considerada son *escz_prof_math* y *respres*. En cuanto a la primera, esta variable indica la percepción del director sobre la medida en que la enseñanza se vio obstaculizada por la falta de profesores de matemática calificados, y tiene un efecto negativo sobre los resultados de las tres disciplinas, al 1% de significación en la FPE de matemática y al 5% en ciencias y lectura.

En cuanto a la autonomía del centro educativo sobre a la determinación y asignación del presupuesto, esta variable tiene un efecto positivo y significativo sobre los resultados de las tres disciplinas, indicando que una mayor autonomía del centro educativo se asocia a mejores resultados. Esta variable tiene más relevancia en un sistema educativo como el chileno, en el cual existe una importante cantidad de centros educativos privados pagos y subvencionados, y donde el sistema de educación público tiene un mayor grado de descentralización que el uruguayo. En Uruguay esta variable no tiene efectos significativos, pero además tiene una variabilidad mucho menor entre centros que en Chile.

En tercer lugar, otra variable que tiene efectos significativos es el involucramiento de los grupos de padres en las decisiones del centro educativo. El efecto de esta variable es positivo y significativo sobre los resultados de matemática y ciencias, es decir que un mayor involucramiento de los padres en el centro educativo de sus hijos impacta positivamente en los resultados. Por otra parte, la variable *expectativas* tiene un efecto positivo y significativo en el modelo de ciencias y en matemática.

La separación de los estudiantes según sus habilidades (*división*), tiene un efecto positivo y significativo en matemática al 5% de significación. Esto podría indicar que en algunos centros educativos chilenos existe una política de atención diferenciada a los estudiantes según sus habilidades que logra mejorar los resultados de los estudiantes.

El tamaño del centro educativo (*schsize* y *schsize2*) tiene un efecto significativo en las tres disciplinas. El efecto del tamaño del centro en este caso es positivo, pero cuando lo elevamos al cuadrado el efecto es negativo, lo que significa que a mayor tamaño del centro mayores resultados en promedio pero la relación no es lineal ya que llega un momento en que la relación empieza a ser la inversa. Por último, la dependencia institucional no tiene efectos significativos.

Algunas ideas pueden extraerse de los resultados de Chile en comparación con Uruguay, aunque es necesario ser cuidadoso al comparar los resultados de ambos países, especialmente cuando se comparan dos sistemas educativos con una organización institucional tan diferente. Una de las conclusiones que surgen de los resultados de Chile es que los centros con mayores niveles de autonomía y con un mayor involucramiento de los padres en las decisiones parecen tener mejores resultados luego de controlar por las demás variables. En el caso del involucramiento de los padres, es destacable que para Uruguay esta variable no presenta prácticamente ninguna variabilidad entre los centros educativos, ya que en la mayoría de ellos los directores manifestaron que no existe una participación de los grupos de padres en las decisiones consideradas (asignación de personal, elaboración de presupuestos, determinación del contenido educativo y las prácticas de evaluación).

b. Desigualdad de capacidades educativas

Desigualdad total de los resultados educativos

En el cuadro 4 se presenta la media y la desigualdad de los resultados de cada país en Uruguay y Chile, ésta última calculada en base al índice de entropía con $\alpha=2$. En matemática, competencia en la cual los resultados de Uruguay son en promedio mayores a los de Chile, también son más desiguales, para todos los indicadores de desigualdad estimados. En el caso de Lectura, en la cual Chile supera a Uruguay en el promedio, los resultados de Uruguay también son más desiguales, con un nivel de significación menor. Por último, en ciencias, competencia en la cual no hay diferencias

significativas en los resultados promedio, aunque la estimación puntual de la desigualdad es mayor para Uruguay, la diferencia no es significativa por lo que no se descarta que ambos países tengan una desigualdad similar. Cabe recordar que Uruguay tiene un mayor porcentaje de adolescentes de 15 años que no asisten al sistema educativo que Chile, y que por tanto no están representados en la prueba.

Incidencia del contexto y de los factores escolares en la desigualdad de capacidades educativas

En el cuadro 5 se presentan las estimaciones del índice Θ_{BFM} de la incidencia del contexto en la desigualdad, para Uruguay y Chile en las tres disciplinas, con sus respectivos intervalos al 95% confianza. Los resultados son robustos ante cambios en el índice de desigualdad que se utilice para el cálculo del indicador. Para las competencias matemática y científica, el índice Θ_{BFM} es significativamente menor en Uruguay que en Chile, indicando que en Uruguay existe una menor proporción de la desigualdad en las capacidades explicada por el contexto socio-económico y cultural, mientras que en el caso de lectura el índice no es significativamente diferente entre ambos países.

Para poder interpretar el significado de estos indicadores es conveniente combinar estos resultados con los encontrados respecto a la desigualdad total observada en las capacidades educativas en cada uno de los países. Comenzando por matemática, la desigualdad observada en los resultados de PISA es significativamente mayor en Uruguay que en Chile. Adicionalmente, a partir de las estimaciones del índice Θ_{BFM} se puede observar que de esta mayor desigualdad que presenta Uruguay, hay a su vez una menor parte de esta desigualdad que es explicada por el contexto, por lo que la mayor desigualdad que presenta Uruguay no es atribuible solamente al contexto de los estudiantes. En el caso de ciencias, no es posible rechazar la hipótesis de que los resultados son similarmente desiguales en Uruguay y en Chile, al tiempo que el índice Θ_{BFM} estimado para ciencias es significativamente menor en Uruguay que en Chile, por lo que puede afirmarse que en Uruguay hay una menor proporción de la desigualdad explicada por la desigualdad de contexto. Respecto a lectura, los resultados son más desiguales en Uruguay que en Chile, al tiempo que la incidencia del contexto en la desigualdad sería similar en ambos casos.

En Uruguay entre un 30% y un 32% de la desigualdad es explicada por el contexto socio-económico y cultural de los estudiantes, sus familias y

sus compañeros. En el caso de Chile, la proporción estimada de la desigualdad que es explicada por el contexto es en general mayor, variando entre un 38% y un 48% según la disciplina de la que se trate.

Estos resultados pueden leerse también como una posibilidad de intervención de las políticas públicas para mejorar la equidad del sistema educativo, ya que existe en Uruguay una mayor proporción de la desigualdad que no se deriva directamente del contexto de los estudiantes. Más adelante se discutirán los efectos sobre la desigualdad que podrían tener algunos cambios en la distribución de los insumos escolares que fueron identificados como relevantes en la estimación de la FPE para Uruguay.

En las estimaciones presentadas sobre la incidencia del contexto en la desigualdad de capacidades, se incluyó al contexto del centro educativo o contexto de los pares como una de las variables de contexto. Sin embargo, esta variable no es completamente exógena para el sistema educativo, ya que en ella inciden el contexto social y la fragmentación social y residencial, pero también inciden las políticas que el sistema educativo tiene para la asignación de los estudiantes a los centros educativos. Es relevante preguntarse por lo tanto en qué medida incide la desigualdad existente entre los contextos de los centros educativos (es decir, el contexto promedio de los estudiantes de cada centro) en la desigualdad total que se observa en los resultados. Para estimar esta incidencia se estimó un indicador de la incidencia de esta variable (Θ_{BFM}). En Uruguay la heterogeneidad en el contexto de los centros educativos explica entre un 21% y un 24% de la desigualdad, dependiendo de la disciplina, y en Chile explica entre un 31% y un 37% (cuadro 6). Puede observarse que gran parte de la desigualdad que en los resultados anteriores se mostraba que podía atribuirse al contexto, es explicada a partir de las diferencias de contexto entre los centros educativos.

La diferencia en el índice entre ambos países es significativa al 5% de significación sólo en matemática, siendo mayor la proporción de la desigualdad explicada por el nivel socio-económico de los pares en Chile que en Uruguay. Este resultado podría estar explicado por un mayor nivel de segmentación en la distribución de los estudiantes entre centros educativos según su nivel socio-económico en Chile. En este sentido, la correlación entre el nivel socio-económico del estudiante (*escs*) y el de sus pares (*SES-pares*) es bastante mayor en Chile (0.72) que en Uruguay (0.57). En cambio, en ciencias y lectura si bien las estimaciones puntuales son bastante mayores en Chile que en Uruguay, estas diferencias no son estadísticamente significativas.

Efectos de los insumos educativos sobre la desigualdad

En primer lugar, se presenta el efecto conjunto de todos los insumos educativos incorporados en la función de producción sobre la desigualdad (cuadro 7). No se incluye como insumo escolar a la variable de sector institucional (privado o público), por una parte porque no es un insumo escolar identificado sino una dummy que recoge el efecto de variables no observadas, y por otra parte porque es probable que esta dummy esté recogiendo no sólo características no observadas que diferencian a los centros educativos sino que también pueden estar recogiendo características de los alumnos que asisten a cada tipo de centros y sus familias. De acuerdo a estas estimaciones, en ambos países se produciría reducción de la desigualdad de los resultados si los insumos escolares se distribuyeran homogéneamente entre todos los estudiantes. La reducción de la desigualdad de los resultados estimada oscila entre un 8% y un 10% de la desigualdad total en Uruguay, según la disciplina de la que se trate, y alrededor de 18% en Chile. La reducción en la desigualdad es mayor en Chile que en Uruguay al 10% de significación en matemática y ciencias.

Cabe resaltar que esta metodología tiene la limitación de que pueden haber variables omitidas cuyos efectos no se están midiendo. En particular, la mayor incidencia de los factores escolares sobre la desigualdad en Chile, está asociada a un mayor poder explicativo del modelo de FPE estimado para Chile que para Uruguay, lo cual se puede verificar por el mayor R^2 de la estimación (cuadro 3).

Es de interés identificar qué potencial tiene cada una de las variables escolares analizadas para reducir la desigualdad en los resultados en Uruguay. Para estimar este potencial se estiman los efectos parciales que puede tener una igualación de cada una de estas variables entre los estudiantes. Estos efectos se estimaron para cada una de las variables que resultaron tener efectos significativos y positivos sobre los resultados en Uruguay, que fueron el tamaño promedio de la clase, el grado en que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos que los ayudarán en sus estudios post-secundarios, y la proporción de docentes con título habilitante para la docencia.

Si se distribuyera homogéneamente cada uno de estos insumos, en los tres casos se obtendría una reducción significativa de la desigualdad (cuadro 8). La reducción de la desigualdad de acuerdo con este indicador si se igualara el tamaño de la clase a la media sería de un 3,4% de la des-

igualdad de los resultados de matemática, 6% en lectura y 4% en ciencias. Si se igualara el grado en que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos que los ayudarán en sus estudios post-secundarios, la reducción de la desigualdad estimada es de un 4,6% en matemática, 5,7% en lectura y 5,3% en ciencias. Por último, si se igualara la proporción de docentes titulados en todos los centros educativos, podría obtenerse una reducción de la desigualdad de 6,4% en matemática, 7,5% en lectura y 6,4% en ciencias.

Estos impactos se estimaron bajo el supuesto de que el efecto de cada una de estas variables es constante a lo largo de la distribución (es decir, que los coeficientes de la regresión son constantes). Sin embargo, es posible que algunas de estas variables tengan un efecto diferenciado según los rendimientos o el contexto social de los estudiantes. En ese caso, los efectos sobre la desigualdad de mejorar la calidad de estas características de los centros educativos para aquellos estudiantes que tienen rendimientos más bajos podrían ser mayores a los aquí estimados.

VIII. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo fue evaluar en qué medida los sistemas educativos de ambos países contribuyen a la equidad en la educación, a través del análisis de la desigualdad de los resultados de las pruebas de PISA 2006 y sus determinantes. Para ello se estimó una función de producción educativa para cada disciplina y país, y se estiman indicadores de la incidencia de los factores socio-económicos y los escolares en la desigualdad de los resultados. Para evaluar la desigualdad en las capacidades educativas en ambos países, se estimaron indicadores de desigualdad de los resultados en las tres pruebas (matemática, ciencias y lectura) en cada país.

Los resultados obtenidos indican que Uruguay presenta una mayor desigualdad en los resultados de matemática y lectura que Chile, al tiempo que en ciencias no se pudo rechazar la hipótesis de que la desigualdad es igual en ambos países. Dado que Uruguay tiene un mayor porcentaje de adolescentes que no están representados en la prueba debido a su mayor tasa de deserción en secundaria, es probable que la desigualdad de Uruguay se ampliara en mayor medida que la de Chile si la prueba se aplicara a todos.

En la estimación de los determinantes de los resultados, se encontró en ambos países un efecto significativo y similar del contexto socio-económico del estudiante. Esto indicaría niveles similares de reproducción de la desigualdad social en la educación en ambos países. A su vez, el contexto socio-económico de los compañeros tiene un efecto aún mayor. Esto indica que la reproducción de la desigualdad no se produce sólo a través del capital social del estudiante, sino que también influye el contexto del centro educativo, ya sea a través del efecto de los compañeros sobre el estudiante o sobre el clima escolar.

En las tres disciplinas se encontró que en Uruguay una menor o igual proporción de su desigualdad se explica por el contexto que Chile. En este sentido, la mayor desigualdad de los resultados de Uruguay no estaría explicada por una mayor incidencia del contexto en la desigualdad, por lo que podría pensarse que habría otros factores que estarían generando la mayor desigualdad que tiene Uruguay respecto a Chile.

Para indagar en qué rol cumplen los factores educativos en la distribución de los resultados, se estimaron indicadores de la incidencia de los mismos en la desigualdad, medida a través del cambio en la desigualdad que se obtendría si todos los estudiantes tuvieran el mismo valor en todos los insumos educativos identificados en la función de producción educativa (es decir, se les asigna a todos el valor promedio). Para ambos países se concluye que los factores escolares identificados tienen un efecto regresivo en la distribución de los resultados, ya que se obtendría una reducción de la desigualdad total de los resultados si los mismos se distribuyeran homogéneamente en lugar de su distribución real.

En Uruguay, se identificaron tres factores que inciden positivamente en los resultados: la proporción de docentes con título habilitante; el grado en que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos para sus estudios post-secundarios; y el tamaño de clase (un mayor tamaño de clase tiene un efecto positivo hasta cierto punto, a partir del cual un aumento del número de estudiantes tiene efectos negativos sobre los resultados). Si estas características fueran homogéneas en todos los centros educativos, se podría obtener una reducción de la desigualdad de entre un 8% y un 10% según la disciplina. Estos resultados indican que la distribución actual de estas variables entre centros es parte de lo que explica la desigualdad de los resultados. Estas estimaciones suponen una distribución homogénea, pero podría esperarse una reducción mayor de la desigualdad si compensara en mayor medida a los centros con peores desempeños.

En Chile los factores que tienen mayor efecto sobre los resultados son: la escasez de profesores de matemática (efecto negativo) y la autonomía del centro educativo para el uso de los recursos. En matemáticas, también se observa un efecto positivo de la división de los estudiantes en grupos según sus habilidades.

Este indicador no nos da una medida de la incidencia total de las características de los centros educativos sobre la desigualdad, debido a que pueden existir variables omitidas, especialmente las vinculadas a los insumos educativos pasados y otras características no relevadas de los centros educativos, los profesores y las prácticas institucionales y pedagógicas. En este sentido, el modelo tuvo un mayor poder explicativo para Chile que para Uruguay, obteniéndose una mayor varianza explicada.

En síntesis, se encontró una mayor desigualdad en los resultados en Uruguay que en Chile, y se mostró que ésta no estaría explicada por la incidencia del contexto familiar de los estudiantes y sus compañeros, ya que luego de controlar por estos factores queda en Uruguay una mayor proporción de la desigualdad sin explicar. Aquí se identificaron algunos factores escolares que podrían cambiarse para mejorar la equidad en la enseñanza media en Uruguay: el nivel de formación de los docentes, el tamaño de los grupos, y las una variable que estaría indicando las expectativas de los docentes respecto al éxito educativo de los estudiantes. A partir de los resultados encontrados, se plantea como aspecto a profundizar en futuras investigaciones la identificación de otras variables que puedan explicar la desigualdad de los resultados observada en Uruguay. En particular, hay dos tipos de variables que no pueden ser captadas con la metodología y la fuente de datos utilizadas en este trabajo; por un lado, los aspectos que caracterizan al sistema educativo en su conjunto (por ejemplo, la organización y gestión del sistema educativo o los programas); y por otro aquellos aspectos vinculados a las prácticas docentes y el rol de las expectativas y actitudes, o más en general el *clima escolar*.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANEP (2004). “Primer informe nacional, PISA 2003 Uruguay”. Programa internacional de evaluación de estudiantes, PISA-OCDE.

ANEP (2007). “Uruguay en PISA 2006”. Dirección Sectorial de Planificación Educativa. División de investigación, evaluación y estadística, Programa ANEP-PISA, Montevideo, diciembre de 2007.

Atkinson, Anthony Barnes; Bourguignon, François (2000). “Income Distribution and Economics”, Handbook of Income Distribution, Elsevier, V; 1-58.

Banco Mundial (2008). “Measuring Inequality of Opportunity in Latin America and the Caribbean, Volume 1: Main Report”, Regional Study.

Becker, Gary (1962). “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis”. The Journal of Political Economy, 70 (S5), University of Chicago Press.

Bonal, Xavier (1998). “Sociología de la educación. Una aproximación crítica a las corrientes contemporáneas”. 1ª edición, editorial Paidós.

Bourguignon, François; Ferreira, Francisco y Menéndez, Marta (2005). “Inequality of Opportunity in Brazil”. Instituto Ibero-Americano de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo n° 133, Goettingen.

Brunner, José Joaquín y Elacqua, Gregory (2003). “Factores que inciden en una educación efectiva. Evidencia Internacional”, en R. Hevia (ed.): La educación en Chile hoy, Santiago de Chile, Ediciones Universidad Diego Portales.

Brunori, Paolo y Luongo, Patrizia (2010). “Fairness in Skill Acquisition”. Documento de trabajo, Dipartimento di Economia Pubblica e Territoriale – Università di Pavia.

Bucheli, Marisa; Casacuberta, Carlos (2000). “Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay”. Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay.

Cariola, Leonor; Bellei, Cristián y Núñez Prieto, Iván (2003). “Veinte años de políticas de educación media en Chile”. Instituto Internacional de Planeamiento de la Educación, UNESCO, IIEP/WD/133062/R1.

Coleman, James Samuel et al (1966). “Equality of Educational Opportunity”. US Department of Health, Education and Welfare, Office of Education, Washington DC.

Coleman, James Samuel; Hoffer, Thomas y Kilgore, Sally (1982). “High school achievement: Public, Catholic, and Private schools compared”. Basic Books, New York.

De Barros, Ricardo Paes; Ferreira, Francisco; Vega, José y Chanduvi, Jaime Saavedra (2009). “Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean”. Palgrave Macmillan.

Dumay, Xavier y Dupriez, Vincent (2007). “Does school composition matter? Some methodological and Conceptual Considerations”. Université Catholique de Louvain, n° 60.

Duru-Bellat, Marie (2004). “Social inequality at school and educational policies”. International Institute for Educational Planning, UNESCO.

Duru-Bellat, Marie; Suchaut, Bruno (2005). “Organisation and context, efficiency and equity of educational systems: what PISA tells us”. European Educational Research Journal, Vol. 4, N° 3, 2005. University of Bourgogne.

Edmonds, Ronald (1982). “Characteristics of effective schools”, en *The School Achievement of Minority Children*, Neisser, U. (editor).

Fernández Aguerre, Tabaré (1999). “Análisis Organizacional en Educación”. Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, DT N° 46, Montevideo.

Fernández Aguerre, Tabaré (2004). “De las ‘Escuelas Eficaces’ a las Reformas Educativas”, en *Estudios Sociológicos de El Colegio de México*, Vol. XXII, N° 65, mayo-agosto 2004.

Ferreira, Francisco y Gignoux, Jeremie (2007). *The measurement of inequality of opportunity: theory and application to Latin America*. Policy Research Working Paper Series 4659, Banco Mundial.

Giroux, Henry (1985). “Teorías de la reproducción y la resistencia en la nueva sociología de la educación: un análisis crítico”, Cuadernos Políticos pp 36-65, México, Era.

Hanushek, Eric A (2005). “Some U.S. Evidence on How the Distribution of Educational Outcomes Can Be Changed”, document preparado para Schooling and human capital formation in the global economy: revisiting the equity-efficiency quandary. Munich, Alemania. 3-4 Setiembre, 2004.

Howe, Kenneth R (1989). “In Defense of Outcomes-Based Conceptions of Equal Educational Opportunity”. *Educational Theory* 39, n° 4: 317–36.

Larrañaga, Osvaldo y Telias, Amanda (2010). “Inequality of Opportunities in the Educational Attainment of Chilean Students”. SDT 310, Departamento de Economía de la Universidad de Chile.

Llambí, Cecilia, Perera, Marcelo (2008). “La Función de Producción Educativa: el posible sesgo en la estimación de efectos “institucionales” con los datos PISA. El caso de las escuelas de Tiempo Completo”. Trabajo realizado para el Fondo Concursable Carlos Filgueira del Programa Infancia, Adolescencia y Familia del Ministerio de desarrollo Social, edición 2008, CINVE.

Llambí, Cecilia, Perera, Marcelo y Messina, Pablo (2009). “Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos”. Trabajo realizado para el Fondo “Carlos Filgueira”, del Programa Infancia, Adolescencia y Familia del Ministerio de Desarrollo Social.

McEwan, Patrick. J (2001). “Peer effects on student achievement: evidence from Chile”. *Economics of Education Review*, 22(2); 131–141.

MIDEPLAN (2005). “Adolescentes y jóvenes que abandonan sus estudios antes de finalizar la enseñanza media: principales tendencias”.

MINEDUC (2007). “PISA 2006: Rendimientos de estudiantes de 15 años en Ciencias, Lectura y Matemática”. Unidad de Curriculum y Evaluación, Chile.

Mizala, Alejandra, Romaguera, Pilar (2002). “Equity and educational performance”. *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*. 2(2).

OCDE (2004). “Marcos teóricos de PISA 2003: Conocimientos y destrezas en Matemáticas, Lectura, Ciencias y Solución de Problemas”. OCDE e INECSE, Madrid.

OCDE (2006). “PISA 2003 Manual de análisis de datos. Usuarios de SPSS”. OCDE e INECSE, Madrid.

OCDE (2007). “PISA 2006 Science Competencies for Tomorrow’s World. Volume 1 – Analysis”. PISA/OCDE.

OCDE (2009). “PISA 2006 Technical report”. PISA/OCDE.

Roemer, John E. (1998). “Equality of Opportunity”. Harvard University Press, Cambridge, 1998.

Schneeweis, Nicole y Winter-Ebmer, Rudolf (2007). “Peer effects in Austrian Schools”. *Empirical Economics*, 32 (2-3); 387-409.

Sen, Amartya K. (1979). “Equality of What?” The Tanner Lecture on Human Values, Stanford University.

Sen, Amartya K. (1992). “Nuevo examen de la desigualdad”. Ciencias Sociales, Alianza Editorial, Madrid.

Sen, Amartya K. (1993). “Capability and Well-being”. En *The Quality of Life*, Nussbaum y Sen (eds.), Oxford, Clarendon Press; 30-53.

Sen, Amartya K. (1999). “Commodities and capabilities”. Oxford University Press, Oxford India Paperbacks, Nueva Delhi.

Sen, Amartya K. (2000). “Social justice and the distribution of income”. En *Handbook of Income Distribution*, Elsevier; 60-81.

Todd, Petra E., Wolpin, Kenneth. I. (2003). “On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement”, *The Economic Journal*, 113 (485); F3-F33.

Walker, Melanie y Unterhalter, Elaine (2007). “The Capability Approach: its potential for work in education”. En *Amartya Sen’s capability approach and social justice in education*, M. Walker y E. Unterhalter (eds.), Palgrave Macmillan, Basingstoke.

Waltenberg, Fábio. D y Vandenberghe, Vincent (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.

Wilkinson, Ian et al. (2000). “Influence of Peer Effects on Learning Outcomes: A Review of the Literature”. University of Auckland.

Willms, Jon Douglas y Sommers, Marie-Andree (2001). “Family, Classroom, and School Effects on Children’s Educational Outcomes in Latin America”. *School Effectiveness and School Improvement*, 12 (4); 409-445.

ANEXO 1.

CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS SOBRE EL USO DE LA BASE DE DATOS DE PISA

1) Trabajo con valores plausibles y varianza de imputación

Las pruebas internacionales de rendimientos como PISA en general expresa el rendimiento de los estudiantes relevados mediante valores plausibles en lugar de estimar un puntaje individual. Los valores plausibles son utilizados cuando el interés del estudio está centrado en los valores poblacionales y no en los resultados para cada individuo. Su uso permite la estimación insesgada de parámetros poblacionales y parámetros de relaciones entre variables.

“La manera más simple de describir los valores plausibles es decir que los valores plausibles son una representación del rango de habilidades que un estudiante razonablemente podría tener. (...) En lugar de estimar directamente la habilidad θ de un estudiante, se estima una distribución de probabilidad para el θ de un estudiante. Esto es, en lugar de obtener una estimación puntual para θ , (...) se estima un rango de posibles valores de θ para el estudiante con una probabilidad asociada para cada uno de esos valores. Los valores plausibles son extracciones aleatorias de esta distribución para la habilidad θ del estudiante.” (Wu y Adams 2002 citado en OCDE 2006, traducción propia).

PISA presenta los resultados de cada estudiante en 5 valores plausibles. Los análisis estadísticos deben realizarse independientemente para cada uno de los valores plausibles, y luego se deben promediar los 5 estadísticos estimados para el parámetro de interés. El uso de los valores plausibles permite además estimar errores estándar más adecuados, ya que permite considerar el margen de error que introduce la estimación de habilidades a través de pruebas con un número limitado de preguntas. A la varianza que introduce esta imperfección de las pruebas se le llama *varianza de imputación* y es igual a la varianza de las cinco estimaciones del parámetro o estadístico de interés. La varianza total de la estimación es igual a la suma de la varianza muestral y la varianza de imputación.

2) Método de muestreo y varianza muestral

El muestreo realizado para la prueba PISA no es un muestreo aleatorio simple, sino que por el contrario es un muestreo estratificado complejo. La selección de la muestra de estudiantes se realiza en dos etapas: en primer lugar se seleccionan los centros, y en segundo lugar se seleccionan estudiantes de cada centro. Los centros son seleccionados con probabilidades proporcionales a su tamaño y utilizando un procedimiento sistemático. Luego de seleccionados los centros se toma una muestra aleatoria de 35 estudiantes del centro, o en el caso de que el centro tenga menos de 35 alumnos de 15 años participan todos en la muestra. (OCDE 2006)

Debido a este procedimiento de muestreo, no pueden utilizarse las estimaciones de varianza que se aplican al muestreo aleatorio simple, ya que se estaría subestimando la varianza muestral. Por ello se aplican métodos de replicación para la estimación de las varianzas, que consisten en generar submuestras replicadas a partir de la muestra completa. La base de datos de PISA tiene 80 pesos replicados para cada estudiante, generados a partir del método BRR (*balanced repeated replication*).

Para estimar el error típico de un estadístico de interés, debe estimarse el estadístico utilizando cada uno de los 80 pesos replicados y luego comparar la estimación de la muestra completa con cada una de estas replicaciones. La varianza muestral es la suma de las diferencias al cuadrado multiplicada por 0,05.

ANEXO 2.

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE SELECCIÓN

Cuadro 1. Resultados de la estimación del modelo probit para la asistencia a enseñanza media en Uruguay. Adolescentes de 15 años, datos de la ENHA 2006 primer trimestre.

Probit regression	Number of obs	=	54038
	LR chi2(12)	=	11797.06
	Prob > chi2	=	0.0000
	Pseudo R2	=	0.2317
Log likelihood = -19562.741			

asiste	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
mujer	.2758841	.0147816	18.66	0.000	.2469127 .3048555
rprimaria	-.4198715	.0150389	-27.92	0.000	-.4493471 -.3903958
riqueza	.1346373	.0032578	41.33	0.000	.1282521 .1410225
nc_edmax_pri	.313155	.0230038	13.61	0.000	.2680684 .3582416
nc_edmax_cb	.6408126	.0260175	24.63	0.000	.5898193 .6918059
nc_edmax_bch	.8489307	.0335661	25.29	0.000	.7831424 .914719
oc_bl_calif	.9033947	.0367254	24.60	0.000	.8314143 .9753751
oc_bl_noca~f	.1832786	.0191374	9.58	0.000	.14577 .2207872
oc_az_calif	.2256505	.0181781	12.41	0.000	.190022 .2612789
areometro	.0532081	.0202394	2.63	0.009	.0135396 .0928767
capdpto	.1145154	.0215658	5.31	0.000	.0722471 .1567836
rural	-.3997672	.0311335	-12.84	0.000	-.4607879 -.3387466
_cons	.3849235	.0286019	13.46	0.000	.3288648 .4409823

Cuadro 2. Resultados de la estimación del modelo probit para la asistencia a enseñanza media en Chile. Adolescentes de 15 y 16 años, datos de la encuesta CASEN 2006.

Probit regression	Number of obs	=	645245
	LR chi2(10)	=	112752.94
	Prob > chi2	=	0.0000
	Pseudo R2	=	0.3052
Log likelihood = -128342.1			

asiste	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
mujer	.0366347	.0055505	6.60	0.000	.025756 .0475135
rezago	-1.45845	.0057431	-253.95	0.000	-1.469706 -1.447194
riqueza	.1039232	.0014383	72.25	0.000	.1011041 .1067423
nc_edmax_6a8	.0765107	.0079622	9.61	0.000	.0609051 .0921163
nc_edmax_~11	.1359789	.0090173	15.08	0.000	.1183054 .1536524
nc_edmax_12	.2337897	.0090437	25.85	0.000	.2160643 .251515
oc_bl_calif	.2014969	.0126065	15.98	0.000	.1767886 .2262051
oc_bl_noca~f	-.1163806	.0084254	-13.81	0.000	-.132894 -.0998671
oc_az_calif	.0111133	.0067797	1.64	0.101	-.0021747 .0244013
zonarural	.0260105	.0075593	3.44	0.001	.0111945 .0408266
_cons	1.880254	.0084099	223.58	0.000	1.863771 1.896737

ANEXO 3.

**ESTIMACIÓN DE LAS FPE, INDICADORES DE
DESIGUALDAD Y DE INCIDENCIA SOBRE
LA DESIGUALDAD.**

**Cuadro 3. Resultados de la FPE (modelo 2) para matemáticas,
ciencias y lectura en Uruguay y Chile**

Variable	Uruguay			Chile		
	Matemática	Ciencias	Lectura	Matemática	Ciencias	Lectura
areametro	-15.65*	-18.42***	-21.87**	--	--	--
capdpto	-20.74**	-22.08***	-24.82**	--	--	--
clsiz	3.71**	3.36***	3.18*	0.09	0.64	-4.07
clsiz2	-0.04**	-0.04***	-0.04	-0.007	-0.02	0.05
division	-8.75	-1.39	2.01	12.15**	2.74	7.38
escs	7.64***	10.43***	5.14*	6.95***	7.32***	6.61***
escz_apoyo	-3.89	-1.22	-2.51	6.94	11.82**	9.77
escz_prof_math	1.91	6.69	2.52	-18.37***	-15.63**	-14.74**
expectativas	12.99**	10.16**	3.21	12.04*	16.82**	16.81
inpadres	-10.86	-10.45	5.19	18.28**	19.78**	12.19
inv mills	-75.45***	-51.59***	-80.51***	-102.85***	-95.98***	-100.81***
mujer	-20.88***	-4.81	34.79***	-21.61***	-15.79***	21.55***
privado	-32.17***	-21.01**	-3.41	--	--	--
propcert	35.30***	41.55***	48.07***	5.59	5.66	4.61
respres	3.87	4.84	2.25	6.40**	9.81***	9.54**
rural	18.99	29.37***	35.23**	6.62	6.26	9.01
Schprivdep	--	--	--	1.24	4.84	5.17
Schprivind	--	--	--	-15.99	-17.30	-25.82
schsiz	0.00	0.03	0.07	0.03*	0.04**	0.04*
schsiz2	0.00	0.00	0.00	-0.00001	-0.00001**	-0.00001*
SESpares	49.53***	46.44***	49.90***	35.85***	33.81***	35.44***
Cons	418.60***	398.62***	354.57***	454.36***	465.85***	533.02***
R2 ajustado	0.3276	0.3126	0.2912	0.4446	0.3828	0.3142

Nota: * (**) [***] Significativo al 90% (95%) [99%].

Cuadro 4. Media y desigualdad (entropía 2) de los resultados para las tres competencias de la prueba PISA 2006 en Uruguay y Chile.

Competencia	URUGUAY		CHILE	
	Media	Desigualdad	Media	Desigualdad
Matemática	426,8 (2,607)	0,027 (0,001)	411,4 (4,582)	0,0226 (0,0012)
Ciencias	428,1 (2,77)	0,0243 (0,001)	438,2 (4,32)	0,0219 (0,0008)
Lectura	412,5 (3,434)	0,0432 (0,0018)	442,1 (4,99)	0,0273 (0,0014)

Nota: errores estándar entre paréntesis.

Cuadro 5. Índice Θ_{BFM}^U de incidencia del contexto en la desigualdad, calculado a partir del índice de entropía 2.

Para las tres competencias de la prueba PISA en Uruguay y Chile.

Competencia	URUGUAY			CHILE		
	Θ_{BFM}^U	[Intervalo al 95% de confianza]		Θ_{BFM}^U	[Intervalo al 95% de confianza]	
Matemática	0.3164	0.2700	0.3627	0.4784	0.4250	0.5319
Ciencias	0.3108	0.2710	0.3506	0.4045	0.3568	0.4523
Lectura	0.2998	0.2559	0.3437	0.3754	0.3085	0.4423

Cuadro 6. Índice Θ_{BFM}^U de incidencia del contexto de los pares en la desigualdad, calculado a partir del índice de entropía 2. Para las tres competencias de la prueba PISA en Uruguay y Chile.

Competencia	URUGUAY			CHILE		
	Θ_{BFM}^U	[Intervalo al 95% de confianza]		Θ_{BFM}^U	[Intervalo al 95% de confianza]	
Matemática	0.2361	0.1987	0.2734	0.3628	0.3104	0.4151
Lectura	0.2142	0.1698	0.2586	0.3036	0.2394	0.3679
Ciencias	0.2420	0.2033	0.2808	0.3066	0.2649	0.3482

Cuadro 7. Índice de la incidencia del conjunto de insumos educativos en la desigualdad, calculado a partir del índice de entropía 2. Para las tres competencias de la prueba PISA en Uruguay y Chile.

Competencia	URUGUAY			CHILE		
	$\Theta_{BFM}^{escolar}$	[[Intervalo al 95% de confianza]		$\Theta_{BFM}^{escolar}$	[[Intervalo al 95% de confianza]	
Matemática	0.0800	0.0432	0.1168	0.1873	0.1132	0.2614
Lectura	0.1001	0.0727	0.1275	0.1862	0.1086	0.2638
Ciencias	0.0901	0.0588	0.1214	0.1756	0.1161	0.2352

Cuadro 8. Índice de la incidencia parcial de cada insumo educativo (clsize, expectativas y propcert) en la desigualdad, a partir del índice de entropía 2. Para las tres competencias de la prueba PISA Uruguay.

Competencia	Θ_{BFM}^{clsize}	$\Theta_{BFM}^{expectativas}$	$\Theta_{BFM}^{propcert}$
Matemática	0.0344**	0.0463***	0.0480***
Lectura	0.0596***	0.0567***	0.0754***
Ciencias	0.0419***	0.0529***	0.0636***