

Desigualdad en las capacidades educativas en Uruguay y Chile

Trabajo de Investigación Monográfico presentado ante la Facultad de
Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República
para la obtención del título de Licenciado en Economía

Montevideo, Noviembre 2009

Nadia Méndez 4.634.755-9
Mariana Zerpa 3.460.091-9

Orientadora: Ec. Cecilia Llambí

Agradecimientos

Queremos agradecer a nuestras familias por el apoyo que nos han brindado y el esfuerzo que han realizado durante todos estos años junto a nosotras. A nuestros compañeros, que han vivido con nosotras todo este trayecto y nos apoyado en todo momento.

Agradecemos muy especialmente a nuestra orientadora Cecilia por su ayuda desde el primer día que la consultamos hasta el último, por su paciencia y por haber estado siempre disponible con voluntad y alegría. También queremos agradecerles por su ayuda a Lucía Pittaluga, Mariela Solari, Alina Machado y Andrea Vigorito.

Abstract

Siendo Chile un país con un mayor nivel de desigualdad en la distribución de los ingresos, alcanza en la prueba de desempeño escolar de PISA 2006 resultados similares en promedio pero menos desiguales que Uruguay. Este trabajo pretende evaluar en qué medida los sistemas educativos de ambos países contribuyen a la equidad en la educación, una de las dimensiones fundamentales de las capacidades humanas. Para ello se construye una función de producción de capacidades educativas a partir de los resultados alcanzados por los estudiantes de 15 años en la prueba de PISA 2006, corrigiendo el sesgo de selección de debido a que ese estudio no considera dentro de su universo a quienes desertaron del sistema educativo o aún se encuentran en primaria. Se estiman indicadores de la desigualdad de las capacidades educativas y se estima en qué magnitud inciden los factores socio-económicos y los escolares en dicha desigualdad.

Índice

| | |
|---|-----|
| Índice..... | 4 |
| Introducción..... | 5 |
| Marco Teórico | 8 |
| 1) Enfoques sobre justicia social: ¿igualdad de qué?..... | 8 |
| 2) Educación e igualdad | 18 |
| 3) Modelo de análisis | 29 |
| Antecedentes..... | 35 |
| 1) Factores que inciden en los resultados educativos | 35 |
| Incidencia del contexto y de las variables escolares en los resultados | 35 |
| 2) Antecedentes sobre Chile | 44 |
| 3) Antecedentes sobre Uruguay..... | 50 |
| Hipótesis..... | 58 |
| Metodología..... | 60 |
| 1) Indicadores utilizados para medir las capacidades educativas | 60 |
| 2) Métodos utilizados para la medición de la desigualdad en las capacidades educativas | 62 |
| 3) Estimación de una función de producción de capacidades educativas | 66 |
| 4) Identificación de factores que explican la desigualdad de capacidades educativas | 80 |
| 5) Resumen de las pruebas de hipótesis a realizar | 84 |
| Resultados | 86 |
| 1) Desigualdad en las capacidades educativas | 86 |
| 2) Estimación de una función de producción de capacidades educativas | 93 |
| 3) Incidencia del contexto y de los factores escolares en la desigualdad de capacidades educativas | 101 |
| Conclusiones..... | 110 |
| Anexo I. Funciones de densidad de los resultados de PISA en Uruguay y Chile | 118 |
| Anexo II. Estimación de la ecuación de selección | 122 |
| Anexo III. Función de Producción de Capacidades Educativas | 129 |
| Anexo IV. Programas creados en stata para la estimación de las regresiones y la construcción de los indicadores utilizados..... | 143 |
| Anexo V. Consideraciones metodológicas sobre el uso de la base de datos de PISA..... | 150 |
| Bibliografía..... | 152 |

Introducción

Las políticas educativas se encuentran actualmente en el centro de la discusión en Uruguay, debido a las altas tasas de deserción en secundaria, y el bajo nivel de los resultados alcanzados por los estudiantes en comparación con los países desarrollados, y la elevada varianza de los mismos. Este trabajo pretende aportar un marco de análisis para identificar los principales desafíos en materia educativa, basado en el rol de 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, e intentar identificar qué incidencias tienen los insumos escolares. A partir de ello se pretende estudiar la potencialidad y desafíos de los sistemas educativos uruguayo y chileno para lograr ciertos umbrales de igualdad en una de las dimensiones fundamentales de las capacidades humanas.

Tradicionalmente, la medida más frecuentemente utilizada para medir los logros educativos han sido las tasas de aprobación, o la cantidad de años de educación alcanzados, pero este tipo de información no permite dar cuenta adecuadamente de la calidad de la educación. Existe un importante número de pruebas estandarizadas que permiten comparar los conocimientos adquiridos por los estudiantes, pero la mayor parte de las mismas no permiten medir los logros educativos en cuanto *capacidades*. La prueba PISA¹ en cambio, evalúa el nivel de conocimientos y destrezas necesarios para participar plenamente en la sociedad (PISA, 2006), por lo que permite una mejor aproximación a los logros en términos de *capacidades para la vida*.

El desarrollo teórico del enfoque de las capacidades ha desplazado hacia el centro de la discusión sobre el bien-estar y la equidad a las *libertades de las personas para alcanzar estados o acciones valorados*, es decir, las *capacidades* de los individuos. 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. En este marco, la evaluación de la justicia social debería realizarse tomando como base de información a las capacidades de los individuos. Si bien no existe acuerdo dentro del enfoque respecto a si debe definirse el conjunto de capacidades en base a las cuales evaluar el bien-estar, la educación tiene un lugar central, ya que aparece en la mayoría de las propuestas de listas de capacidades, y quienes no suscriben a un listado único también la reconocen como una capacidad fundamental.

¹ El Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes (PISA por sus siglas en inglés) es el más amplio programa internacional de estudios comparativos de los sistemas educativos, que se desarrolla cada tres años desde el año 2000 y que en 2006 (segunda oportunidad en que se realizó en Uruguay) alcanzó a más de 70 países.

La educación, más allá de que puede ser considerada un funcionamiento en sí mismo, constituye una capacidad básica, que posee un valor intrínseco, en tanto la ausencia o pérdida de la oportunidad de ser educado podría dañar y poner en desventaja al individuo de manera persistente, y posee un valor instrumental, ya que juega un rol sustancial en la expansión de otras capacidades (Flores-Crespo y Mendoza, 2008). En este sentido, la educación es potenciadora de las libertades humanas, tanto desde el punto de vista del bienestar como de la agencia. Por tanto, es fundamental evaluar en qué medida existen inequidades en el logro de cierto umbral de competencias educativas, y en qué medida las acciones del Estado en el ámbito educativo promueven la equidad.

Este trabajo se propone evaluar la equidad de los sistemas educativos de ambos países. Para ello tomaremos el concepto de función de conversión de Amartya Sen; a través del cual se representa la libertad que una persona posee en términos de su elección de funcionamientos, dada su capacidad de conversión de características en funcionamientos y dada su disponibilidad de bienes. Resultando que, las diferencias en la conversión de los recursos y los bienes primarios en libertades, y por tanto la obtención de determinados funcionamientos valorados por el individuo, dependen de factores tanto personales como sociales. Para operacionalizar este enfoque se construye una función de producción de capacidades educativas a partir de los resultados alcanzados por los estudiantes de 15 años en la prueba de PISA 2006, y se estima en qué magnitud inciden los factores escolares y los socio-económicos en la desigualdad en las competencias de los adolescentes uruguayos y chilenos.

Chile y Uruguay son dos países cercanos, con similares niveles de desarrollo humano y similares resultados promedio en la prueba de 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 fuertes progresos en el campo de la educación, logrando aumentar fuertemente 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 resultados 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.

El primer objetivo de este trabajo es evaluar la desigualdad existente en las capacidades educativas en Uruguay y Chile, para lo que se propone comparar la desigualdad existente en las competencias alcanzadas por las personas a los 15 años de edad en ambos países. En consecuencia, la primera hipótesis del trabajo es que en Uruguay existe una mayor desigualdad en las capacidades educativas alcanzadas por los estudiantes a los 15 años que en Chile. Para probar esta hipótesis compararemos diferentes indicadores de desigualdad de los resultados obtenidos en la prueba PISA 2006 en matemática, ciencias y lectura por los adolescentes de ambos países. Esta información es complementada con datos sobre la desigualdad de acceso a la educación media.

Un segundo objetivo es comparar en qué medida esa desigualdad puede ser explicada por la desigualdad de contexto social, e intentar identificar qué incidencia tienen los insumos escolares. En función de esto se plantea como segunda hipótesis que en Uruguay una menor parte de la desigualdad en las capacidades educativas puede ser explicada por el contexto social que en Chile. Esta hipótesis sugiere que la mayor desigualdad que

presentaría Uruguay en los resultados (planteada en la hipótesis 1) no puede explicarse por una mayor desigualdad de contexto. Para probar esta hipótesis analizaremos en qué medida los resultados educativos están asociados al contexto social del estudiante y del centro educativo, a partir de la estimación de una función de producción de logros educativos, que representa la función de conversión de medios en capacidades. Asimismo, estimaremos un indicador de la incidencia de estas variables de contexto en la desigualdad de los resultados en cada país. Este indicador se basa en el índice de Desigualdad de Oportunidades propuesto por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), aunque adecuándolo al marco de análisis basado en el enfoque de las capacidades. Por otra parte, este análisis es complementado con 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.

Para la estimación insesgada de los parámetros se realizará una corrección del sesgo de selección muestral que tiene la prueba. El sesgo de selección se produce debido a que la muestra de PISA sólo representa a los estudiantes de enseñanza media, y por tanto no es representativa de toda la población del grupo de edad de referencia, y este sesgo varía entre países debido a las diferentes tasas de asistencia que tienen al sistema educativo. Debido a que la tasa de asistencia a la enseñanza media es mayor en Chile que en Uruguay, planteamos como hipótesis complementaria a la hipótesis 1, que la existencia de un sesgo de selección en la prueba PISA tiene una incidencia mayor sobre la desigualdad de los resultados en Chile que en Uruguay. Para probar esta hipótesis se elaborará un indicador para comparar cuál sería la desigualdad en cada país si no existieran diferencias en la probabilidad de asistir al sistema educativo en ambas muestras, siendo nuestra hipótesis que luego de esta corrección la desigualdad se reduce más en Chile que en Uruguay.

El trabajo se organiza como sigue. En el primer capítulo se presenta el marco teórico, en el cual se discute el concepto de igualdad según diferentes corrientes teóricas, se presenta el enfoque de las capacidades y se discute el vínculo entre la educación y la equidad. En el capítulo 2 se presentan los antecedentes, presentando en primer lugar los antecedentes internacionales sobre la equidad en la educación y los determinantes de los logros educativos, y luego dos secciones dedicadas específicamente a la presentación del contexto de la enseñanza media y los principales antecedentes en Chile y en Uruguay. En el tercer capítulo se presentan las hipótesis, y en el cuarto capítulo la metodología utilizada. Finalmente, los resultados del trabajo empírico se presentan en el capítulo 5, y las conclusiones en el capítulo 6. Se incluyen anexos con cuadros y gráficos adicionales, información metodológica y un ejemplo de los programas elaborados para las estimaciones realizadas en STATA.

CAPITULO 1

Marco Teórico

A partir de este trabajo se pretende estudiar la potencialidad y desafíos de los sistemas educativos uruguayo y chileno para lograr ciertos umbrales de igualdad en la provisión de competencias educativas. El enfoque de las capacidades nos permite ver el rol que juega la educación en la contribución a la reducción de las desigualdades en las libertades de los individuos para alcanzar los estados valorados. En este sentido intentaremos, en primer lugar, acercarnos al concepto de igualdad de capacidades, recorriendo para ello previamente los distintos enfoques teóricos más importantes que en la ciencia económica se han desarrollado sobre la cuestión de la igualdad y el bienestar de los individuos. Luego estudiaremos la relación entre educación e igualdad, en qué medida la misma contribuye a reducir las inequidades, diferenciando el enfoque de las capacidades del enfoque del capital humano; así como también, intentando identificar qué tipo de educación puede ser considerada expansora de las capacidades.

1) Enfoques sobre justicia social: ¿igualdad de qué?

“Toda teoría normativa del orden social que haya resistido, con más o menos fortuna, el paso del tiempo, parece haber exigido la igualdad de algo, algo que, con respecto a esta teoría, se considera especialmente importante” (Sen 1992, 25).

Según este planteo de Sen, aún en enfoques teóricos que distan mucho de ser considerados “igualitarios”, puede encontrarse una exigencia de igualdad. Los seres humanos somos de por sí diferentes, no sólo en cuanto a los factores externos que nos condicionan, sino también en cuanto a nuestras características personales. Esta diversidad lleva a que la igualdad en una cierta variable puede verse acompañada por desigualdad en otras variables, lo cual obliga a elegir un “ámbito evaluativo”, es decir, una variable o un conjunto de variables relevantes para el análisis de la desigualdad. (Sen 1992, 33). Esto implica que una vez que desde una cierta perspectiva teórica se ha elegido un ámbito para la evaluación de la desigualdad, deberá aceptarse, implícita o explícitamente, la desigualdad en otros ámbitos de evaluación. Sen presenta el siguiente ejemplo: si se ha optado por una perspectiva como la de Nozick, en la cual se elige la igualdad de derechos libertarios, esto implica aceptar la desigualdad en otros niveles (como los ingresos, utilidades o bienestar) que la aplicación de dicha igualdad de derechos puede traer como consecuencia.

Por lo tanto, 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. Asimismo, estas bases de información pueden analizarse a partir de dos criterios: por una parte, qué características personales resultan relevantes para la evaluación -por ejemplo, utilidades, libertades, bienes primarios, recursos, derechos-; y por otra parte, en qué forma se combinan esas características para poder realizar la evaluación – por ejemplo, maximización de la suma, prioridades lexicográficas, igualdad- (Sen 1992, 89-90). En función de estos criterios, Pereira (2007) ordena diferentes marcos analíticos en tres grupos, de acuerdo a qué tomen como base para evaluar la justicia: el bienestar personal, los medios, o las capacidades. A continuación se presenta un análisis de los

principales enfoques distributivos de la Economía, a partir de dicho criterio de clasificación. Se presenta en primer lugar los enfoques basados en la igualdad de bienestar, de los cuales el enfoque más relevante es el utilitarismo; luego se presenta una serie de enfoques basados en la igualdad de libertades, medios u oportunidades; y por último se presenta el enfoque de igualdad de capacidades.

1.1) Igualdad de bienestar (o igualdad de resultados)

Las teorías del bienestar utilizan como base de información el bienestar personal, la satisfacción de preferencias personales, utilizando como parámetro la utilidad individual. Es un criterio de igualdad que toma como base de información los resultados, los fines, y no los medios; debido a que lo relevante es el bienestar, los recursos son valorados en tanto permiten alcanzar bienestar.

El utilitarismo es la principal corriente dentro de las teorías del bienestar, iniciado por Jeremy Bentham (1789), y seguido por Mill (1861), Sidgwick (1874), Edgeworth (1881), Marshall (1890), y Pigou (1920). Toma como criterio de combinación de estas características personales a la suma, por lo que el criterio de optimización social es la maximización de la suma total de utilidades. Otras teorías basadas en el bienestar pueden tomar otros criterios de combinación, como por ejemplo el maximin basado en la utilidad, el maximin lexicográfico, o la suma de transformaciones de las utilidades (Sen 1992, 90).

Cuando se analiza el problema de distribución en una sociedad, el objetivo utilitarista es maximizar la suma total de utilidades, siendo la utilidad de cada persona una función creciente a tasa decreciente solamente de su consumo personal. Para realizar esta maximización se debe igualar las utilidades marginales de todos los individuos. Cuando el tamaño total de lo que se está distribuyendo no es independiente de su distribución, la maximización de la utilidad total requiere que la ganancia de utilidad marginal de los ganadores se iguale a la pérdida de utilidad marginal de los perdedores. (Sen 1979)

Puede observarse, entonces, que en el planteo utilitarista las utilidades de todas las personas tienen la misma ponderación, ya que se maximiza la suma de todas las utilidades personales, y se igualan las utilidades marginales de todos los individuos. Sin embargo, es un planteo en el cual lo relevante no es la distribución interpersonal, el nivel de utilidad alcanzado por cada persona, sino el total de utilidad alcanzado por el conjunto de la sociedad.

La crítica tradicional que se le ha hecho al enfoque utilitarista es que a partir de este planteo distributivo basado en la suma total de utilidades, cualquier vulneración de derechos fundamentales podría justificarse si permite alcanzar una mayor utilidad total. Aún en el caso en que la protección de derechos individuales estuviera justificada, en la medida en que incrementara la utilidad total, esto se realizaría con un criterio solamente instrumental y no porque la protección de un mínimo de bienestar individual tenga valor por sí misma (Pereira 2007, 24). Un ejemplo de esto último es la versión utilitarista original del problema de distribución (Pigou 1912, Dalton 1929) en la cual, suponiendo individuos idénticos en todos los aspectos y que tienen la misma función de utilidad (con utilidad creciente a tasa decreciente), la maximización de la suma de utilidades lleva a una solución óptima con distribución igualitaria. Sin embargo, para que esto se cumpla es necesario que todos los individuos posean funciones de utilidad similares, con utilidad marginal decreciente. En este caso la igualdad de utilidades marginales coincidiría con

igualdad en las utilidades totales, pero este supuesto es criticado debido a la diversidad que existe entre las personas (Sen 1979, 202).

Otras teorías del bienestar distintas al utilitarismo, utilizan diferentes criterios de evaluación, teniendo en cuenta la distribución personal. Uno de estos criterios es la igualdad de la utilidad total individual (Sen 1979, 205). Una ventaja de este enfoque frente al utilitarista, es que la utilidad total puede ser, si así se define, una variable observable, a diferencia de la utilidad marginal que es por definición una variable contrafáctica. Para comparar, desde este enfoque, dos situaciones diferentes de distribución desigual de utilidades, es necesario ordenar las utilidades personales, tomar un criterio de agregación. Una forma es evaluarlo según el nivel de utilidad de la persona que se encuentra en peor situación en ese estado (Sen 1979, 207). Si bien este enfoque bienestarista *leximin* supera la crítica sobre la importancia de la distribución que se les realiza a los utilitaristas, se les critica por otra parte que no tienen en cuenta *cuánto* pierde uno a cambio de lo que gana otro, ni *cuántas personas* pierden y ganan.

Pero ambos enfoques comparten como única base de información a la utilidad personal, que es el principal centro de atención de las críticas. Una observación que se le hace a las teorías bienestaristas en general es que reducen las decisiones y los valores de las personas a la satisfacción de preferencias individuales. Estas preferencias no son cuestionadas, no importa qué tipo de necesidades o deseos representen, ni existe una evaluación sobre su calidad. Por ejemplo, sería igualmente valiosa una utilidad basada en la violación de las libertades de otras personas, como cualquier otra fuente de utilidad. Esta crítica, realizada por Rawls al utilitarismo y al bienestarismo en general y retomada Sen, se basa en la cuestión resaltada por John Stuart Mill de la no “paridad” entre diferentes fuentes de utilidad (Sen 1979, 211). La crítica central se basa en la importancia de información no relacionada con la utilidad para la realización de valoraciones morales. La utilidad es un concepto subjetivo; tomando esta base de información, podrían darse situaciones en las cuales dos personas con muy diferentes niveles de consumo obtuvieran un mismo nivel de bienestar, lo cual viola las intuiciones más básicas sobre justicia (Pereira 2007, 24).

Uno de los aspectos resaltados por Sen es el problema de las preferencias adaptativas. Cuando una persona se encuentra en una situación durante un tiempo prolongado, probablemente adapte sus preferencias a lo que tiene a su alcance, en lugar de desear cosas que sabe que no podrá conseguir. Tim Scanlon argumenta que los criterios de bienestar que en general se utilizan para realizar juicios morales son objetivos, y el nivel de bienestar de una persona se evalúa independientemente de sus gustos e intereses (Scanlon 1975, 658-659; citado en Sen 1979, 212). Si bien esta última visión es extrema en cuanto a que desestima totalmente la relevancia de las preferencias, resulta útil para resaltar la importancia de tomar en consideración al menos algunos factores objetivos.

En la práctica, sin embargo, el problema conceptual de la utilidad no se traslada totalmente a la economía del bienestar aplicada, debido a que raramente se estiman las utilidades tal como lo plantea la teoría. Generalmente se asume que toda persona obtiene la misma utilidad a partir de una misma canasta de bienes y, por extensión, del mismo nivel de ingresos (Sen 2000, 67). Para evaluar el bienestar en la práctica, desde los enfoques basados en la utilidad, generalmente se utilizan los datos sobre las compras realizadas en el mercado o los ingresos. De acuerdo con Sen (1999, 26-27), esto tiene dos problemas. El primer problema consiste en que, aún si los bienes adquiridos fueran la base de la utilidad personal ($u_i = u_i(x_i)$), el valor de la utilidad también depende de la relación funcional u_i . El

segundo problema se refiere a que pueden existir otros argumentos de la función de utilidad que no puedan ser observados a través de la información del mercado (por ejemplo, la seguridad). Sen argumenta que si bien de esta manera se elude el problema del trato que realiza la teoría utilitarista a las situaciones de privación (preferencias adaptativas), se ignora otros factores causales de la falta de bienestar además del ingreso como, por ejemplo, la salud o la educación.

Algunas ampliaciones de la teoría bienestarista, como las de Kolm (1969), Atkinson (1970) y Thurow (1971), incorporan la función de utilidad como representativa de la forma en que la sociedad en su conjunto, y no cada individuo, valora los ingresos individuales. Asimismo, incorporan como argumento en la función de utilidad, además del ingreso total, alguna medida de desigualdad (Atkinson y Bourguignon, 2000).

A pesar de estas extensiones, persisten las críticas sobre las bases informacionales del bienestar. Más aún, criterios morales de justicia y de no discriminación que han sido defendidos históricamente por diferentes movimientos sociales de importancia (por ejemplo, la no explotación de los trabajadores, o el reclamo de igual paga por igual trabajo a mujeres y hombres), no pueden ser incorporados en las funciones de utilidad, ya que no se basan en incorporar estos criterios como parámetros adicionales en la especificación del bienestar, sino que aún manteniendo la misma definición de bienestar agregan nuevos criterios a cumplir. La razón para incorporar la necesidad de cumplir estos criterios morales no es defendida por dichos movimientos sociales debido a que su no cumplimiento menoscaba el bienestar individual, sino por su valor moral intrínseco (Sen 1979, 213).

1.2) Libertades, igualdad de medios y de oportunidades

En los años 1970s, a partir de las obras de John Rawls y Robert Nozick, las teorías políticas y filosóficas sobre la evaluación de la justicia y la igualdad de un arreglo social redirigieron su atención, desde la igualdad en los resultados, hacia la igualdad en los procesos y los medios que disponen las personas para llegar a esos resultados finales (Ferreira y Gignoux, 2008). En ambos casos, está presente una “prioridad de la libertad”, aunque de muy diferentes características (Sen 2000, 68). Estas teorías amplían el ámbito de evaluación; mientras que en el caso del utilitarismo, la utilidad se derivaba fundamentalmente del consumo, estas teorías incorporan otros elementos, como los derechos, las libertades, o “bienes primarios” que no son solamente el ingreso en el caso de Rawls.

Si bien las teorías liberales existen desde larga data, teniendo particular relevancia durante el siglo XIX (en particular, John Stuart Mill, 1859), sus argumentos fueron retomados y reformulados en los años 1970's por Robert Nozick (1973, 1974). En el planteo de Nozick, la base informacional relevante son exclusivamente los derechos y libertades individuales. Un arreglo social “justo” es aquel en el cual existe la más amplia libertad de los individuos, por lo que la justicia se evaluará según el cumplimiento o no de cada uno de los derechos y libertades especificados. No hay trade-offs entre diferentes derechos o libertades, sino que se debería cumplir con el conjunto de los mismos; la mejoría en un aspecto no justifica el no cumplimiento de una libertad o derecho. Todos los derechos especificados tienen igual peso, incluidos los derechos económicos, como la propiedad privada o el intercambio. Estos derechos constituyen restricciones para la política pública, en el sentido en que su cumplimiento es condición previa para el desarrollo de cualquier política. En este sentido, no es relevante el resultado que se produce a partir del uso de esas libertades, incluso las

consecuencias sociales más terribles no justifican la limitación de una libertad. (Sen 2000, 68-69)

Rawls, en cambio, caracterizó la igualdad en términos de sus dos *principios de justicia*: “...*primero, cada persona que participa en una práctica, o que se ve afectada por ella, tiene igual derecho a la más amplia libertad compatible con una similar libertad para todos; y segundo, las desigualdades son arbitrarias, a no ser que pueda razonablemente esperarse que redundarán en provecho de todos, y siempre que las posiciones y cargos a los que estén adscritas, o desde los que pueden conseguirse, sean accesibles a todos. Estos principios expresan la justicia como un complejo de tres ideas: libertad, igualdad y recompensa por servicios que contribuyan al bien común*” (Rawls, 2000).

El primer principio de justicia (*principio de libertad*) enfatiza la libertad, aunque en un sentido más estrecho que el de las teorías liberales (Sen 2000, 70). Estas libertades y derechos se limitan a las libertades personales y políticas básicas, por lo que constituyen restricciones que acotan menos el campo de acción, lo que permite que el segundo principio de justicia cobre relevancia.

En referencia al segundo principio, para asegurar la condición de libres e iguales de las personas, Rawls introduce el concepto de *bienes sociales primarios*; una persona podrá ejercer sus capacidades y en consecuencia ser un ciudadano, a partir de que pueda contar con un conjunto de bienes primarios. En consecuencia, los bienes primarios son cosas que “se presume que toda persona racional querrá”, e incluyen “derechos, libertades y oportunidades, ingresos y riqueza, y las bases sociales del respeto propio” (citado en Sen 1979, 214). La noción de igualdad presente en el segundo principio es caracterizada a partir de los bienes primarios, postulando que los bienes primarios deben estar disponibles para todos los miembros de la sociedad. La mayor o menor justicia de una sociedad será juzgada en términos de la distribución de un índice de bienes primarios.

Asimismo, en el segundo principio se incluye la noción de bien común, al expresar que ciertas desigualdades pueden aceptarse en tanto contribuyan al provecho de *todas las partes*. En este sentido, Rawls destaca la importancia de que todas las partes deban salir ganando con esa desigualdad, acentuando la diferencia de este principio con el Utilitarismo, ya que “*excluye, pues, justificar desigualdades sobre la base de que las desventajas de los que se encuentran en una posición se compensan con las mayores ventajas de los que se encuentran en otra*”. Rawls destaca también en este segundo principio que los cargos y posiciones que conllevan beneficios o cargas especiales deben estar disponibles para todos, y debe desarrollarse una “competencia leal” en base a méritos para acceder a ellos. (Rawls, 2000)

Por lo tanto, la base de información para la evaluación de la justicia es, en la teoría Rawlsiana, más compleja. Estos principios llevan a un criterio de evaluación que prioriza los intereses de aquellos que se encuentran en peor situación, pero definido no en función de utilidades individuales sino en función del índice de bienes primarios. Pero además, a través del primer principio, no se aceptan intercambios entre libertades básicas y ganancias sociales y económicas (Sen 1979, 214).

El principal aporte que se le reconoce a Rawls es la ampliación del contexto de evaluación, no solo por la incorporación de las libertades y los derechos, sino también por la conceptualización del ingreso como sólo uno de los medios que las personas necesitan para

perseguir sus objetivos (Sen 2000, 73). Adicionalmente, el enfoque rawlsiano levanta algunas de las críticas realizadas a las teorías bienestaristas, como la necesidad de criterios objetivos de evaluación, así como la críticas al utilitarismo respecto a darle igual importancia a utilidades derivadas de fuentes de diferente importancia y a darle mayor ingreso a personas más difíciles de complacer.

De acuerdo a Pereira (2007, 31-32), la primer crítica que se le realiza al enfoque rawlsiano tiene que ver con que la determinación de cuál es el grupo menos aventajado y más aventajado en la sociedad se realiza en términos de ingresos, lo que lleva a que el criterio para realizar las comparaciones interpersonales no tenga en cuenta otras circunstancias que afectan a las personas y son relevantes para la justicia (por ejemplo, género, tradiciones, fortaleza física, talentos, etc.). Esto significa que lo relevante para la justicia son básicamente los *bienes primarios sociales*, y no los *bienes primarios naturales*, lo que hace que se pase por alto cuestiones fundamentales para la justicia, relacionadas con la dotación natural de las personas. En este sentido han ido las críticas de Arrow, Cohen y Arneson, Dworkin y Sen.

Una segunda crítica se dirige hacia los límites a la desigualdad permitida por el principio de diferencia, ya que con el criterio de que contribuyan a mejorar la posición de los menos aventajados se considerarían igualmente aceptables desigualdades mínimas o enormes.

Sin embargo, la principal crítica realizada por Sen al enfoque de Rawls refiere a que no se le otorga importancia a la menor capacidad para transformar recursos en bienestar de algunos individuos (Sen 1979, 214). En este sentido, Sen afirma que los bienes primarios son sólo algunos de los medios, pero éstos medios deben ser convertidos en libertad de elección, y la capacidad para hacer esta conversión varía entre diferentes personas. Este tema será abordado en mayor profundidad más adelante, cuando se presente la propuesta de Sen.

Siguiendo a Rawls, Dworkin (1981, citado por Roemer 2005) planteó la discusión entre igualdad de bienestar (resultados) e igualdad de recursos. En este sentido, argumentó que no es deseable igualar el bienestar, porque falla en hacer a los individuos responsables por sus preferencias (Roemer 2005, 1). Sin embargo, su concepto de recursos es amplio, incluyendo no sólo bienes transferibles y riqueza, sino también recursos no transferibles, como los talentos. Por lo tanto, el desafío de la distribución de bienes *transferibles* es para Dworkin el igualar la distribución final del conjunto de recursos, lo que implica compensar a aquellos individuos que cuentan con menos recursos *no transferibles*.

Cohen (1989) y Arneson (1989) criticaron la propuesta de Dworkin de igualdad de recursos, proponiendo en su lugar, la *igualdad de oportunidades para el bienestar*. Según Arneson, existe igualdad de oportunidades para el bienestar en un cierto grupo de personas cuando todas las personas tendrían el mismo nivel esperado de bienestar en el curso de sus vidas, si todas se comportaran tan prudentemente como sería razonable esperar (Arneson, 1999). En esta propuesta de igualdad de oportunidades, se enfatiza la distinción entre el *contexto* de las personas y su *esfuerzo* personal. La propuesta de igualdad se basa en la igualación de las condiciones de partida, del terreno de juego, de forma tal que las diferencias en los resultados que los individuos obtengan en cuanto a bienestar se vincule únicamente con las decisiones y esfuerzos personales que hayan realizado, y no con condiciones de su contexto.

Siguiendo a Dworkin, Arneson y Cohen, Roemer (1998) intenta operativizar el concepto de una *política de igualdad de oportunidades* integrando las ideas de elección y responsabilidad en el pensamiento igualitarista. Roemer distingue su concepto de igualdad de oportunidades como “*nivelar el terreno de juego*”, en contraposición al concepto más estrecho de *no discriminación*. El principio de no discriminación consiste en que “*en la competencia por un puesto de trabajo deben considerarse por igual todos los aspirantes que poseen las características adecuadas (...) y, a la vez, que su elección se decida atendiendo solamente a estas características*”, mientras desde el enfoque de “*nivelar el terreno*”, se sostiene que “*la sociedad debería hacer lo posible por “nivelar el terreno de juego” entre los individuos que compiten por un puesto, o nivelarlo previamente durante su período de educación y formación...*” (Roemer 2000, 151).

Para evaluar la igualdad de oportunidades, propone separar las condiciones que llevan a un individuo a lograr cierto resultado – siendo este resultado el aspecto que se quiere igualar - en dos grupos: por una parte, las circunstancias, es decir características del contexto del individuo sobre las cuales no tiene responsabilidad; y por otra parte, el esfuerzo, que constituye la variable de elección por la cual el individuo sí debería ser responsabilizado. Existirá igualdad de oportunidades, de acuerdo a la definición de Roemer, si la distribución de resultados es independiente de las circunstancias. En el conjunto de circunstancias externas al individuo, Roemer incluye elementos como los recursos, el trato social (discriminación) y las diferencias en los talentos y motivaciones innatos (Banco Mundial 2008, 12). Una *política de igualdad de oportunidades*, sería aquella intervención pública, por ejemplo sobre la distribución de recursos, que permite que todas las personas que realizan el mismo nivel de esfuerzo obtengan el mismo resultado para un cierto objetivo, sin importar las circunstancias de esas personas (Roemer 2005, 3).

Para realizar la evaluación, se divide la población en grupos diferenciados de acuerdo a las condiciones de contexto que resultan determinantes en el logro del resultado de interés. Una política pública igualitaria sería aquella que distribuye los recursos de tal modo que los resultados obtenidos por las personas en ese campo dependan solamente de qué tanto esfuerzo realizan en comparación con los demás integrantes de su grupo de circunstancias, y no dependa de a qué grupo pertenezca la persona (Risse 2002, 727). De este modo no sólo se exige que se elimine el efecto directo de las circunstancias sobre los resultados que obtienen los individuos, sino que también requiere que se elimine el efecto que estas circunstancias pueden tener sobre las decisiones (esfuerzos) que realizan los individuos, que incide indirectamente en los resultados alcanzables.

1.3) Igualdad de capacidades

Amartya Sen (1979) propuso un enfoque para la evaluación del bienestar y la igualdad basado en lo que llamó *capacidades*², 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 presentados anteriormente, que se basan en la utilidad personal, la opulencia, las libertades y derechos, o los medios, recursos y oportunidades.

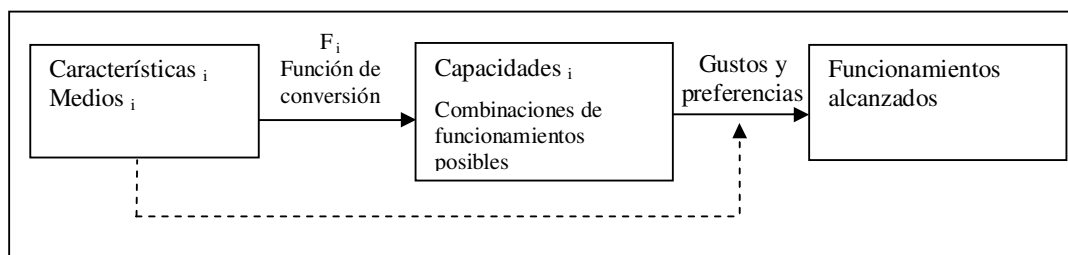
² El término original en inglés es *capability*; no hay un consenso respecto a su traducción al castellano, por lo que algunos autores utilizan la palabra en inglés, otros la castellanizan a través del término *capabilidad*, y otros utilizan la palabra *capacidad*.

Para Sen, 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. El bienestar de una persona depende fundamentalmente, entonces, de los *funcionamientos alcanzados* (Sen, 1992), como por ejemplo, el estar bien alimentado, gozar de buena salud, formar parte de la vida social de la comunidad, etc. Algunos funcionamientos son básicos, como estar bien alimentado o saber leer, y otros son funcionamientos sociales más complejos, como ‘aparecer en público sin sentir vergüenza’. 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.

Las diversas combinaciones de funcionamientos que la persona puede alcanzar, y entre las cuales puede elegir, es lo que Sen llama *capacidades*. Sen define una *capacidad* como la potencialidad que tiene una persona para realizar acciones valoradas o de alcanzar estados valorados (Walker y Unterhalter, 2007). La capacidad de una persona para alcanzar distintos vectores alternativos de funcionamientos representa, por lo tanto, la libertad de una persona para lograr diferentes formas de vivir, de estar y de ser.

Cuadro 1.1.

Esquema del vínculo entre medios, capacidades y funcionamientos en el enfoque de las capacidades



Fuente: elaboración propia

En el Cuadro 1.1 se presenta de manera muy simplificada la relación entre medios, capacidades y funcionamientos. Estas relaciones se pueden escribir formalmente definiendo al conjunto de capacidades con que cuenta una persona de la siguiente manera (Kucklys y Robeyns, 2004):

$$Q_i(X_i) = b_i \mid b_i = f_i(c(x_i), z_i, z_s, z_e) \quad \forall f_i \in F_i, x_i \in X_i$$

Donde:

- x_i es un vector de bienes elegido por el individuo,
- c es una función que expresa a dichos bienes a partir de sus características,
- b_i es un vector de funcionamientos
- f_i es una función de conversión que transforma las características de los bienes en funcionamientos,
- z_i, z_s, z_e son factores de conversión individuales (*i*), sociales (*s*) y del entorno (*e*).
- Q_i es el vector de capacidades que comprende todos los posibles funcionamientos que el individuo puede potencialmente alcanzar.
- X_i es la restricción de recursos, es decir el conjunto de todos los vectores de bienes que puede tener la persona.

El vector Q_i puede concebirse como las capacidades de la persona i dados los parámetros y refleja el conjunto de funcionamientos que i puede lograr. El conjunto Q_i de todas las opciones de las que dispone la persona i para satisfacer sus funcionamientos representa la libertad que una persona posee en términos de su elección de funcionamientos, dada su capacidad de conversión de características en funcionamientos y dada su disponibilidad de bienes X_i .

En el vector de bienes x_i Sen explícitamente incluye bienes y servicios que no se transan en el mercado, como la infraestructura o el acceso al agua potable (Kuklys y Robeyns, 2004). Este es uno de los principales motivos por los cuales el ingreso monetario puede no ser un buen indicador de los recursos de los que disponen las personas.

La importancia del concepto de capacidad como libertad es subrayada por Sen tanto por razones instrumentales como por su importancia en sí misma. Según este enfoque normativo, desde un punto de vista instrumental puede considerarse las capacidades, es decir las *libertades* para alcanzar el bienestar, para valorar qué tan *bueno*, o alternativamente, qué tan *justo* es un estado social (Sen, 1992). Por otra parte, la libertad es considerada por este enfoque intrínsecamente valiosa, siendo el *poder elegir* uno de los aspectos constitutivos del bienestar.

El bienestar debe ser evaluado 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 o los bienes (*commodities*), 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.

Para Sen (1992) el concepto de *conversión* es esencial para hacer que el enfoque de las capacidades resulte sensible al impacto y a los efectos de los arreglos sociales y las relaciones sociales en la vida de los individuos. Sen argumenta que igualar recursos no necesariamente iguala las libertades sustantivas que disfrutaran las diferentes personas, ya que pueden ser significativas las diferencias en la conversión de los recursos y los bienes primarios en libertades (Walker y Unterhalter 2007, 10). Por lo tanto, el nivel de logro de cada funcionamiento depende de factores personales y sociales, los cuales aparecen incorporados en la función f .

El enfoque de Sen se contrapone al enfoque utilitarista, siguiendo las críticas planteadas por Rawls en cuanto a que la utilidad no permite distinguir entre diferentes fuentes de placer o dolor, y agrega además que hay otras dimensiones de la vida valoradas por las personas y que no son consideradas en los enfoques bienestaristas. De acuerdo con Sen su enfoque difiere de los bienestaristas ya que la naturaleza de su espacio evaluativo “*deja lugar para una variedad de actos y estados humanos como si fueran importantes en sí mismos y no sólo porque pueden producir utilidad*” (Sen 1993, 4-5). Asimismo, hace hincapié en la existencia de expectativas adaptativas a las circunstancias, por lo que evaluar la equidad en base a la utilidad personal conduce un análisis erróneo (Clark 2005, 3-4).

En contraste con los enfoques basados en la igualdad de ingresos, Sen afirma que la desigualdad no debe evaluarse únicamente en términos de ingresos, “*porque, lo que podemos o no podemos hacer, no depende únicamente de nuestro ingreso, sino también de*

la diversidad de características físicas y sociales que afectan nuestras vidas y nos convierten en lo que somos” (Sen 1992, 40). Los enfoques utilizados en economía para incorporar la desigualdad de ingreso en la evaluación del bienestar (por ejemplo, Atkinson 1970), presuponen la misma función de respuesta del bienestar personal respecto al ingreso para todos los individuos, lo cual implica evaluar simétricamente los ingresos de cada individuo, sin considerar las diferencias en las dificultades que tengan las distintas personas para convertir el ingreso en bienestar y libertades (Sen 1992, 41-42). Si bien los recursos como el ingreso real o la riqueza no constituyen el espacio evaluativo propuesto por Sen, pueden influir indirectamente en la evaluación a través de sus efectos sobre las variables incluidas en ese espacio (Sen 1993, 5).

Sen toma como punto de partida para su discusión sobre la igualdad a la propuesta de Rawls, resaltando especialmente sus aportes en cuanto a la consideración de las libertades y la importancia de otras dimensiones diferentes a la del ingreso. Sin embargo, se aleja de la propuesta rawlsiana al centrar la atención en las libertades efectivas para el logro del bien-estar, en lugar de en los medios para alcanzar esas libertades. De acuerdo con Sen, *“...la relación entre los bienes elementales (ingresos inclusive) por una parte y el bienestar por otra, puede variar debido a las diferencias personales con respecto a la posibilidad de convertir los bienes elementales (ingresos inclusive) en obtención de bienestar. (...) Igualmente, la relación entre bienes elementales y la libertad de perseguir los propios objetivos³ (bienestar, entre otros) puede también variar. Somos diferentes no sólo con respecto a nuestra riqueza heredada, sino también en nuestras características personales”*. (Sen 1992, 39)

Sen no define ni suscribe una lista fija de capacidades, sino que argumenta que la selección y ponderación de capacidades depende de juicios de valor personales, y de la naturaleza y propósito del ejercicio evaluativo. Si bien brinda ejemplos de capacidades intrínsecamente valiosas (como vivir una vida larga, estar bien alimentado, poder leer, escribir y comunicarse, etc.), no considera adecuado definir una lista única, “objetivamente correcta”, de capacidades. Algunos autores que suscriben al Enfoque de las Capacidades consideran que la propuesta de Sen no es operativa debido a su falta de definición de una lista de capacidades fundamentales – por ej., Williams 1987, Nussbaum 1988, Qizilbash 1998 (Clark 2005, 6).

Conjuntamente con las capacidades y funcionamientos que determinan el bienestar individual, opera lo que Sen llama la agencia humana (Sen, 1992). La agencia humana consiste en la capacidad individual de fijarse propósitos y metas y llevarlos a cabo. *“A riesgo de simplificar en exceso podría decirse que el aspecto de bienestar es importante para analizar las ventajas de una persona, mientras que el aspecto de agencia es importante para apreciar qué puede hacer una persona de acuerdo con su concepción del bien”* (Sen 1985, 206 – citado en Burdin et al 2009, 164). La agencia constituye por tanto la libertad de perseguir los propios objetivos (bienestar, entre otros).

Para Sen, las capacidades de *agencia* no son iguales a las capacidades de *bienestar*, y no necesariamente van siempre en el mismo sentido, sino que es posible que en algunos contextos la expansión de la agencia pueda ir de la mano de un menor nivel de bienestar o viceversa. Otros autores dentro del enfoque, en cambio, consideran que las mismas

³ La libertad para perseguir los objetivos propios constituye el concepto de *agencia*, que se retoma más adelante.

capacidades promueven al mismo tiempo la agencia y el bienestar (Burdin et al 2009, 165). Entre éstos, Nussbaum afirma que si bien la distinción entre agencia y bienestar es importante, puede ser comprendida dentro de la distinción entre capacidad y funcionamiento.

Diferencias entre la igualdad de capacidades y la igualdad de oportunidades

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)

2) Educación e igualdad

2.1) La educación y el capital humano

De acuerdo con Hanushek (2003a), el comienzo del desarrollo de la economía de la educación puede rastrearse en la obra precursora de Sir William Petty, en el siglo XVII, cuando escribió sobre la valoración de las vidas en términos de las habilidades productivas de los individuos, lo cual puede considerarse un antecedente de las teorías del capital humano.

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.

La teoría del capital humano parte de de la observación de una relación entre los diferenciales en los salarios y las habilidades de los individuos, siendo la forma más simple para identificar las diferencias de las habilidades entre individuos la comparación de sus niveles de calificación (Becker, 1962). Desde este punto de vista, los individuos con mayores habilidades tienen una mayor productividad, lo cual explica que las empresas estén dispuestas a pagar mayores salarios a los trabajadores con mayor nivel de calificación, o que estén dispuestas a invertir recursos en el entrenamiento de sus propios trabajadores.

Cuando se generaliza esta relación microeconómica entre habilidades y productividad al total de un sector, o más aun, de una economía, se esperaría que un aumento generalizado

del nivel de calificación de los trabajadores conduzca a un incremento en el producto. Por lo tanto, de acuerdo con este enfoque los cambios en la inversión en educación deberían tener un efecto de crecimiento en el producto, que se podría caracterizar como un efecto sobre la tasa de crecimiento en el corto plazo, pero solo un efecto de nivel en el largo plazo (Dowrick 2003).

A partir de los '80s el desarrollo de las teorías del crecimiento endógeno se reconceptualiza el papel de las habilidades y de la educación en el desarrollo (Paul Romer, 1986). Estos modelos del crecimiento endógeno se basan en algunas propiedades económicas como la complementariedad, retroalimentación dinámica y no rivalidad de la inversión (Dowrick 2003). El análisis de estos atributos de las ideas y del conocimiento ha llevado a pensar que la inversión en la generación de conocimiento puede ser motor del crecimiento. La inversión en la capacitación de la fuerza de trabajo permitiría una mayor capacidad para absorber, implementar y adaptar las nuevas ideas, generando efectos de largo plazo sobre la tasa de crecimiento, además de los efectos sobre el nivel del producto que predecían las teorías anteriores (Dowrick 2003).

A partir de este conjunto de teorías, puede plantearse la discusión sobre la necesidad de intervención estatal en la educación. La intervención generalmente se justifica en la teoría económica cuando existe algún tipo de falla de mercado o cuando se persiguen otros objetivos como la modificación de la distribución del ingreso (Hanushek y Luque, 2001). 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.

Por otra parte, la existencia de externalidades generadas por el nivel educativo de la sociedad ha llevado a la justificación de la intervención estatal. Las teorías de crecimiento endógeno en sus diferentes formas han sugerido que el nivel educativo de la sociedad afecta el crecimiento de la economía, y esta es una externalidad que no es tomada en cuenta en las decisiones individuales de las personas, por lo que si se deja la inversión en educación y capacitación librada solamente a lo que inviertan los individuos y las empresas, se tendrá un menor nivel de crecimiento, y por lo tanto de bienestar.

2.2) La educación en el enfoque de las capacidades

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. “Si el objetivo fuera propagar la libertad de las personas para vivir una existencia digna, entonces el papel del crecimiento económico consistiría en proporcionar mayores oportunidades en esta dirección y debería integrarse en una comprensión más básica del proceso de desarrollo”. 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.

La educación como una capacidad básica

La educación es central en el enfoque de las capacidades. Sen y Nussbaum consideran que la educación es una *capacidad básica* que afecta el desarrollo, la expansión de otras capacidades y la expansión de la libertad. Alkire (2002, citado por Terzi 2007) presenta una manera de entender las *capacidades básicas* en relación a la idea de las *necesidades humanas*; identificando por un lado a nivel general, a las capacidades básicas como aquellas fundamentales para lograr el bienestar humano, en el sentido de que la carencia de estas capacidades básicas afectan la obtención de determinadas necesidades humanas básicas (como por ej. una buena nutrición o estar bien educado); y por otro, manteniendo en el concepto los elementos fundamentales constitutivos del concepto de capacidad, es decir, las libertades de las personas para elegir.

Unterhalter por una parte, la educación puede ser vista como una forma de *funcionamientos* o logros de bienestar (por ej. alcanzar 4 años de educación); pero por otra parte, la educación también puede ser pensada como *capacidad*, esto es, usar la reflexión, información, comprensión y el reconocimiento del derecho de ejercer estas capacidades en orden de formular los valores de ser o estar (Flores-Crespo, 2007, 49). Más allá de esta doble definición, en esta sección nos interesa ver el papel que juega la educación como *capacidad* en la evaluación de la igualdad, en dónde tenemos que, desde el enfoque de Sen lo que debemos igualar son las capacidades humanas y no los funcionamientos. Por lo tanto, la educación como capacidad constituye una de las dimensiones fundamentales en las cuales se debe evaluar la igualdad de acuerdo a este enfoque.

Walker y Unterhalter (2007) consideran el enfoque de las capacidades como un método para evaluar las reales ventajas de la educación, así como para identificar las desventajas, marginación y exclusión; atendiendo a lo expuesto por Sen (1999) sobre el *rol instrumental* que juega la educación en la sociedad al constituirse como formadora de *capacidades humanas*. Pero también como factor de *empoderamiento, distribución y redistribución* al promover efectos *interpersonales*, brindándoles a las personas la capacidad de contribuir en la generación de “los bienes sociales” y “la libertad democrática”. En el enfoque de las capacidades, la educación es asumida y sobre ella se tienen expectativas de que la misma sea empoderadora y transformadora (Unterhalter 2003a, citado por Walker y Unterhalter 2007). A su vez, nuestra experiencia positiva o negativa en la educación formal influye en nuestras decisiones y libertades a futuro.

En resumen, podríamos decir que, la educación es una capacidad básica fundamental, que posee un *valor intrínseco* y un *valor instrumental*, ambos potenciadores de las libertades humanas, tanto desde el punto de vista del bienestar de los individuos, como del punto de vista de la agencia.

¿Qué tipo de educación puede considerarse como una capacidad básica?

Walker (2005) sostiene que, generalmente, una pobre calidad de la educación puede convertirse en una seria desventaja, la cual puede persistir a través de la vida del individuo, lo que demuestra que las capacidades pueden disminuirse así como mejorarse. Y considera que este enfoque resulta atractivo para la educación ya que muestra interés en las

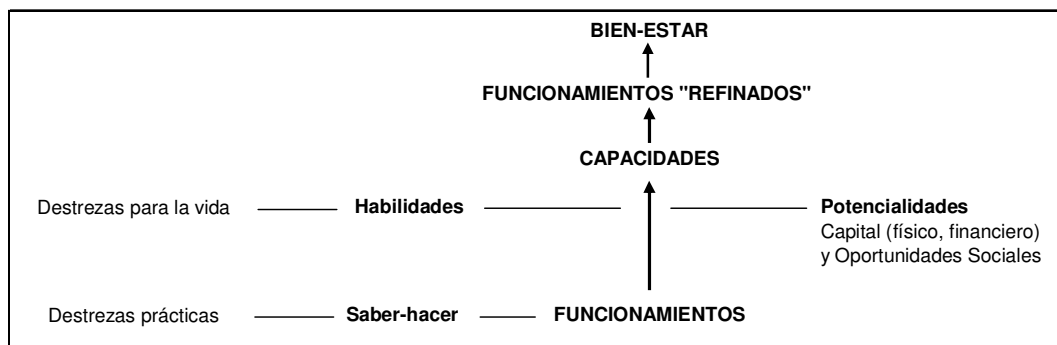
oportunidades, los procesos y resultados del aprendizaje, y en cómo a través de la educación se puede contribuir a una mayor justicia social. Por este motivo es necesario distinguir qué tipo de educación se constituye realmente como expansiva de las libertades humanas, la agencia y el empoderamiento. (Walker, Unterhalter, 2007).

Radja, Hoffmann y Bakhshi (2003) estudian cuáles deberían ser los elementos constitutivos para que la educación incremente las libertades y el desarrollo de los individuos. En términos generales consideran que la educación no sólo debe generar habilidades que permitan a los individuos superar la pobreza de ingresos, sino también reducir la vulnerabilidad de los individuos en el largo plazo.

Se sostiene la necesidad de proveer a los individuos una nuevo set de habilidades: las habilidades psicosociales o *destrezas para la vida*, las que influyendo sobre las características personales y las habilidades individuales se las puede considerar como un puente entre los *funcionamientos básicos* y las *capacidades*. Entendiendo por *funcionamientos básicos* las habilidades prácticas de los individuos, tal como se ve en el esquema. Por tanto, por *destrezas para la vida* se hace referencia a aquellos factores que amplían o reducen las posibilidades de convertir funcionamientos en capacidades, fortalecen la agencia y la función del capital social en la construcción de potencialidades, promueven sentimientos de responsabilidad y brindan la habilidad de resolver problemas y tomar decisiones que no comprometan las elecciones de las generaciones futuras (Radja, Hoffmann y Bakhshi 2003, 6).

Cuadro 1.2.

Esquema de la incidencia de la educación en el desarrollo de funcionamientos básicos y capacidades (Radja, Hoffmann y Bakhshi 2003).



Fuente: Radja, Hoffmann y Bakhshi 2003, 6 (Traducción propia).

Radja, Hoffmann y Bakhshi retoman el enfoque propuesto en el Informe elaborado por la Comisión Internacional sobre Educación para el Siglo Veintiuno para UNESCO (UNESCO, 1996). De acuerdo con los autores, dicho informe ofrece un marco conceptual apropiado para un enfoque de la educación basado en las destrezas para la vida, ya que resalta la importancia de la combinación de habilidades psicosociales con habilidades prácticas y psicomotoras (Radja, Hoffmann y Bakhshi 2003, 7).

En el Informe se presentan cuatro pilares de la educación, que se corresponden con la lista de capacidades humanas fundamentales identificadas por Nussbaum, estos pilares son: *aprender a conocer, aprender a hacer, aprender a vivir juntos, y aprender a ser*. A continuación se reproduce de forma resumida la descripción que hacen los autores de los cuatro pilares:

Aprender a conocer: Este pilar refiere a la capacidad definida por Nussbaum como “razón práctica”. La misma refiere a las habilidades cognitivas, tales como el razonamiento crítico, resolución de problemas y capacidad de decisión. Aprender a conocer refiere tanto a la adquisición de conocimiento como al uso del mismo.

Aprender a ser: Este pilar refiere a la capacidad de “sentidos, imaginación y pensamiento”, así como también al “juego”. Refieren a las habilidades de manejo para la vida, relativas a la conciencia de uno mismo, la autoestima y la confianza en uno mismo, y a habilidades para enfrentar situaciones (gestión de los sentimientos y el estrés). Estos elementos están relacionados con los conceptos de “poder” y “agencia” desarrollado por Sen como las habilidades de las personas “para formar los objetivos, compromisos, valores, etc.” (Sen 1987, citado en Radja, Hoffmann y Bakhshi 2003, 8).

Aprender a vivir juntos: Este pilar refiere a las capacidades de “afiliación”, “emociones” y “otras especies”. Refiere a las habilidades interpersonales y sociales tales como las habilidades de comunicación, de negociación, de negación y seguridad para decir lo que se piensa, habilidades interpersonales, de cooperación y de empatía. Estas habilidades son esenciales para definir al ser humano como un ser social, al implicar sentimientos de preocupación por el bienestar de otros y sentir un vínculo de afiliación a un grupo, una categoría, una sociedad y una cultura.

Aprender a hacer: Este pilar refiere en una primera instancia a las capacidades de “vida” y “salud física”, vinculadas a la supervivencia y el funcionamiento del día a día. Está relacionada con las acciones que una persona toma y con las destrezas prácticas. Cuando se aborda este pilar en el marco de un enfoque educativo que tiene en cuenta los cuatro pilares, éste representa logros vinculados a los funcionamientos “refinados”, que se relacionan con las capacidades de “Integridad física” y “control sobre el ambiente”.

Por su parte Terzi (2007) sostiene que para que podamos hablar de la educación como promotora de la agencia humana, el conocimiento y las habilidades personales, y al mismo tiempo, como proveedora de mayor autonomía a los individuos al brindarles la capacidad deliberativa a la hora de elegir entre medios y fines, es crucial identificar el sub-set de capacidades básicas fundamentales para los funcionamientos educativos. Dentro de estas capacidades básicas identifica:

- (i) *Saber leer y escribir*, usar el lenguaje y poseer razonamiento discursivo.
- (ii) *Conocimientos básicos de aritmética*: ser capaz de contar, medir, resolver problemas matemáticos y usar el razonamiento lógico.
- (iii) *Sociabilidad y participación*, esto es, ser capaz de establecer una relación positiva con los otros y participar en las actividades sociales sin vergüenza. Terzi sostiene que el aprendizaje es mejor y más sustantivo a través de los funcionamientos sociales tales como la cooperación, ser parte de un grupo, ser sustentado o estar sustentado por otros. Relativo a la sociabilidad, la participación es también crucial en la educación y aún más cuando consideramos el rol esencial que juega en el ejercicio de la agencia. En este sentido, la capacidad de participar positivamente en actividades educativas podría promover las capacidades.
- (iv) *Disposición para aprender*: ser capaz de concentrarse para perseguir los intereses, para llevar a cabo las tareas, para informarse.

- (v) *Actividad física*: ser capaz de participar en actividades deportivas.
- (vi) *Ciencia y tecnología*: ser capaz de entender los fenómenos naturales, siendo conocedores de la tecnología y capaces de utilizar herramientas tecnológicas.
- (vii) *Razonamiento práctico*: ser capaz de relacionar los medios y los fines y ser capaz de reflexionar críticamente sobre una y otras acciones.

Todos estos elementos cumplen con el principio de que en ausencia de los mismos el individuo poseerá una desventaja. Esto es una importante razón por la cual Terzi sostiene que este subgrupo de capacidades para los funcionamientos educativos constituye una forma de dar derechos y proveen cambios en el problema de la justicia.

2.3) ¿La educación contribuye a disminuir las inequidades?

En los años 1950's y 1960's se comenzó a prestar más atención a las desigualdades de oportunidades educativas. Hasta ese momento las teorías dominantes en la sociología de la educación eran las funcionalistas, viendo al sistema educativo como una institución que tiene una función en la sociedad de integración y de mantenimiento del orden social a través de la socialización de los individuos. Existía una visión positiva de la educación, que tenía de acuerdo con esta perspectiva cuatro funciones básicas (Allen y Torres, 1995⁴): *académica* -proveer a los individuos de los conocimientos universales básicos-, *distributiva* -preparar a los individuos para su rol en la división del trabajo, distribuyendo eficientemente los talentos a través de la selección derivada de la competencia-, *económica* -aumentar la productividad de la economía a partir de la calificación de la fuerza de trabajo- y la de *socialización política* -integración y control social. Esta visión es contemporánea con el desarrollo de la teoría del capital humano en la Economía, y ambas coinciden en la visión de la educación como el medio privilegiado para el incremento del bienestar tanto a nivel individual como a nivel de la sociedad en su conjunto.

En 1964 el Departamento de Salud, Educación y Bienestar de los Estados Unidos encomendó a James Coleman la realización de un estudio nacional para evaluar la disponibilidad de oportunidades educativas equitativas para los niños de diferente raza, religión y nacionalidad. Las conclusiones del informe constituyeron un disparador para la investigación sobre las desigualdades educativas, en cuanto derribaba la idea de que las escuelas podrían ser un agente igualador.

Enfoques críticos

A partir del trabajo pionero de Coleman et al "Estudio sobre la equidad en las oportunidades educativas", también conocido como el *Reporte Coleman* (1966), referido a un estudio de 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. Desde este punto de vista el énfasis en cuanto a los determinantes de los resultados estaba puesto en el contexto de los estudiantes, de lo que se deriva la necesidad de políticas que

⁴ R. A. Morrow y C. A. Torres (1995): *Social Theory and Education, a critique of theories of social and cultural reproduction*, State University of New York.

reduzcan la segregación, así como la necesidad de una mejor distribución de los recursos de las escuelas favoreciendo aquellas en contextos sociales más desfavorables.

En 1971 se publica *La Reproducción: elementos para una teoría del sistema de enseñanza* de Bourdieu y Passeron, que presenta una teoría del sistema de enseñanza como *violencia simbólica*. Los autores toman como punto de partida que toda sociedad se estructura como un sistema de relaciones de fuerza material entre grupos o clases. Sobre la base de la fuerza material y bajo su determinación se erige un sistema de relaciones de fuerza simbólica cuyo papel es reforzar las relaciones de la fuerza material (Saviani 1982, 16-17). Una de las formas a través de las cuales se manifiesta la violencia simbólica es el sistema escolar, ya que la acción pedagógica reproduce la cultura dominante, contribuyendo de ese modo a reproducir la estructura de las relaciones de fuerza (Saviani 1984, 16-17). De acuerdo con Bourdieu, el individuo hereda un capital cultural y lingüístico de acuerdo a la clase social a la que pertenece su familia. La escuela se encarga de legitimar y reproducir 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). Otras teorías también crítico-reproductivistas interpretaron a la escuela como aparato ideológico del Estado (Althusser), o como un sistema dualista, dividido en dos grandes redes que corresponden a la división de la sociedad en dos clases (Baudelot y Establet, 1971, citado en Saviani 1984). Todos estos enfoques comparten como característica común la carencia de una propuesta pedagógica (Saviani 1984, 19-22).

Nueva sociología de la educación

Durante las décadas del setenta y ochenta surgieron enfoques críticos que se alejaron del funcionalismo y del reproductivismo. Surge una nueva sociología de la educación, la *sociología de la educación interpretativa* (Berstein, Hargreaves 1967, Lacey 1970, Young 1971), que presta atención al análisis del propio proceso educativo, la gestión y transmisión de conocimientos y de las relaciones de poder. Uno de los estudios empíricos más importantes fue el estudio de Keddie (1971), que analiza la subjetividad de los criterios con los que los profesores evalúan y clasifican a los estudiantes, que contienen sesgos definidos por valoraciones de clase social, y que se manifiesta en las expectativas que los profesores tienen sobre el rendimiento de distintos alumnos y que influye en las expectativas de los propios alumnos, lo que fomenta el desinterés y el abandono. El énfasis está puesto, por lo tanto, sobre las actitudes de los profesores y sus prácticas implícitas, y las posibilidades de cambio dependen de que los profesores puedan darse cuenta y cambiar los valores implícitos en sus prácticas.

Una de las variantes de esta nueva sociología de la educación, que surge a fines de los setenta es *interaccionismo simbólico* (Woods, Hammersley, Hargreaves), que analiza las interacciones en el aula y la escuela desde una perspectiva según la cual existe una relación entre individuo y sociedad en la que las acciones del individuo son a la vez consecuencia de un aprendizaje social y al mismo tiempo contribuyen a definir la realidad social. Desde esta perspectiva pasa a tener mayor relevancia en el análisis las estrategias de adaptación que desarrollan los profesores en relación a las características institucionales y del alumnado, en las que son determinantes la cultura y el rol de los profesores construido socialmente. El foco de interés desde esta perspectiva se centra en cultura institucional, las ideologías y las prácticas de los profesores (Bonal 1998, 130-134).

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 (Bonal 1998, 137-140).

Desigualdad de género en la educación: teorías feministas

A pesar de la unificación de los programas de mujeres y varones en las décadas de 1970 y 1980, y de la demostración a partir de numerosos trabajos empíricos de que no existen diferencias biológicas en cuanto a la capacidad para el aprendizaje de ningún tipo sino que estas diferencias son culturales, las diferencias en la escolarización de varones y mujeres han persistido. Las teorías feministas han intentado explicar la forma en que la escuela reproduce la ideología de género, y para ello se han basado en los enfoques pre-existentes en la sociología de la educación.

Existen tres grandes enfoques dentro de la sociología feminista de la educación, vinculados a los enfoques más generales de la sociología de la educación: el liberal, el radical, y el marxista-socialista. El enfoque liberal argumenta que las desigualdades de género en la educación provienen de los roles masculinos y femeninos que son transmitidos a las personas en su socialización primaria y reafirmados en la escuela. De acuerdo a este enfoque, el estado debe garantizar iguales oportunidades de ser educadas a las mujeres que a los varones, lo que llevará a una igualdad de oportunidades en la sociedad. (Abbott et al, 1990).

El enfoque radical, en cambio, considera que existe una división sexual de roles *patriarcal*, que asigna a las mujeres el rol de madres y ubica a los varones en un lugar de superioridad. Desde esta perspectiva, la educación reproduce este sistema de valores, por lo que el centro de atención es puesto sobre los procesos que se dan dentro del centro educativo; los varones son presentados como superiores a las mujeres en lo que se vincula con el conocimiento y, se distinguen disciplinas que son más asociadas a lo *femenino* y otras que son asociadas a lo *masculino* (Stromquist, 1990). Por ejemplo, a pesar de que en muchos casos las mujeres tienen mejores resultados académicos, en el sistema educativo se genera la idea de que las niñas “no sirven” para matemáticas, ciencias y tecnología, y se las dirige hacia ciertos tipos de conocimientos “adecuados” para ellas.

Por último, las teorías feministas marxistas y socialistas entienden a las desigualdades de género dentro del contexto más general de la sociedad capitalista. Estas teorías se basan en las teorías de la reproducción y de las resistencias pero les agregan la dimensión de género. Las relaciones sociales de producción son reproducidas a través de la educación, incluyendo la división sexual del trabajo, por lo que se educa a las mujeres para ciertos tipos específicos de trabajos, como mano de obra secundaria, y para la reproducción y el trabajo doméstico. Asimismo, las desigualdades de clase se potencian con las de género, produciéndose por tanto diferentes expectativas para las mujeres de diferentes clases sociales. (Abbott et al, 1990)

Las escuelas eficaces

A partir de los trabajos de Rutter et al (1979), Edmonds (1979), Brookover (1979) y el *Nuevo reporte Coleman* (1982), surge un nuevo enfoque dentro de la sociología de la

educación, 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 el 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)

Dentro de las teorías de las *escuelas eficaces* pueden distinguirse tres enfoques diferenciados: una primera versión que surge a partir de los trabajos de Edmonds, Rutter y el Segundo Informe Coleman; una segunda perspectiva *neo-institucionalista* de carácter liberal; y una tercera perspectiva que analiza globalmente la incidencia de la organización y el currículum. (Fernández Aguerre, 2004)

La primera versión de las escuelas eficaces es originada en los trabajos de Edmonds (1979) y Rutter (1979). En esta perspectiva la *eficacia* es entendida como la capacidad de las escuelas para lograr buenos resultados en las áreas básicas del conocimiento a pesar del contexto social desfavorable de sus estudiantes. Estos estudios dieron origen a una teoría de la organización social de la escuela, que identifica una cierta configuración organizacional que caracteriza a las escuelas *eficaces*, en aspectos vinculados a la toma de decisiones, la estabilidad, el clima organizacional y el currículum, que se diferenciaba radicalmente del modelo burocrático clásico de organización.

Ronald Edmonds (1979) realizó una revisión de estudios de caso para llegar a una explicación para la eficacia de determinadas escuelas en barrios pobres. De esta manera identificó cinco factores fundamentales que las *escuelas efectivas* tenían en común, y que cuestionaban el modelo burocrático de las escuelas: el liderazgo pedagógico del director del centro; la obtención de consensos activos por parte de los actores de una escuela en torno a la enseñanza de competencias básicas, y en particular, la existencia de expectativas altas entre los profesores en cuanto al rendimiento de los estudiantes; la construcción de fuertes redes de cooperación y co-responsabilidad profesional entre los profesores; la existencia de un clima ordenado con reglas precisas, conocidas y estables; una apertura significativa de la escuela hacia las demandas y evaluaciones, un frecuente monitoreo del progreso de los estudiantes basado en los resultados en pruebas estandarizadas. (Edmonds 1982, Marzano 2000, citados en Fernández Aguerre 2004).

También en 1979, se presentó un estudio longitudinal sobre los estudiantes de secundaria en Londres, desarrollado por Rutter et al titulado “*Fifteen Thousand Hours: Secondary Schools and Their Effects on Children*”. Estudiaron la correlación entre los resultados de los estudiantes de cada escuela en pruebas estandarizadas y las características de esas escuelas, encontrando que aún después de controlar por las características de los estudiantes, las escuelas diferían significativamente en los resultados. Estas diferencias entre escuelas no se relacionaban con sus recursos materiales ni de infraestructura, sino que se vinculaban principalmente a factores de las escuelas como organizaciones y de proceso educativo, tales como: énfasis académico, las prácticas docentes, el uso de estímulos y recompensas a los estudiantes, el grado en que los estudiantes asumían responsabilidad, y

la organización del personal. Por último, hallaban que los resultados estaban asociados al balance en las características de los estudiantes en la escuela, encontrando mejores resultados cuando no existía una distribución de las habilidades de partida sesgada. (Marzano 2000, Fernández Aguerre 2004)

El Segundo enfoque dentro de las teorías de las escuelas eficaces surge como respuesta a los resultados del segundo informe Coleman: *High school achievement: Public, Catholic and Private Schools Compared*. En dicho informe se mostraba que en Estados Unidos los centros educativos privados obtenían mejores resultados que los públicos, y en particular las escuelas católicas eran las que obtenían los mejores resultados. A partir de este hallazgo se abre una línea de investigación que pone el énfasis en el ámbito institucional como factor explicativo de los resultados. Esta corriente, muy influida por el liberalismo económico, intenta explicar la mayor eficacia de las escuelas privadas en función del mecanismo de control de estas escuelas, el mecanismo de competencia. A partir de esto se derivan recomendaciones de política orientadas a traspasar las escuelas públicas al sector privado, o establecer mecanismos de incentivo de mercado para las públicas, y subsidiar acceso de estudiantes a las escuelas privadas, de forma que los mejores estudiantes de bajos recursos pudieran asistir becados a las “mejores escuelas privadas”. En el lugar en que estas recomendaciones se vieron plasmadas más cabalmente fue en la reforma educativa chilena de 1981. Estos mecanismos dan lugar a una mayor estratificación del alumnado (Fernández Aguerre, 2004).

En tercer lugar, surge una corriente que se concentra en estudiar las características organizacionales internas de las escuelas. En primer lugar, identifican el problema de la diferenciación curricular intra-escuela o *tracking* que se practicaba en Estados Unidos, y que ampliaba las desigualdades. El *tracking* consiste en diversificar la oferta de cursos para que los estudiantes elijan de acuerdo a sus posibilidades de los estudiantes, pudiendo optar entre cursos con programas más académicos, y otros orientados a aspectos prácticos y con menor exigencia. De acuerdo con esta corriente lo distintivo de las escuelas católicas en EEUU era un currículum académico y único, un rol amplio para los docentes con visión transformadora de la enseñanza, una concepción de escuela como comunidad, con un tamaño pequeño y un gobierno descentralizado.

El concepto de organización comunitaria hace referencia al *clima escolar*. La organización de un centro educativo es de tipo comunitario cuando las relaciones que existen en dicha organización son cooperativas, con un propósito común y está organizada en formas que impulsan el compromiso entre sus miembros. Caracterizan a un clima escolar de tipo comunitario el consenso, altas expectativas en torno a los resultados que pueden obtener los estudiantes y la incidencia de los docentes en ellos, motivación de todos los actores, apoyos recíprocos y cooperación, y sentido de responsabilidad por los resultados. (Fernández Aguerre 1999). En este sentido, destacan la importancia de la participación de los docentes en las decisiones a través de mecanismos de cooperación y coordinación, la generación de consensos en el centro educativo en torno a una visión común, y la generación de altas expectativas en el profesorado hacia el aprendizaje de todos los estudiantes, dedicando especial atención a los estudiantes en situación de vulnerabilidad.

La aplicación de estudios empíricos con la técnica multinivel permitió mostrar que el efecto de las escuelas privadas desaparece cuando se especifica bien el modelo con variables institucionales como el nivel de exigencia, la organización del profesorado, el tamaño de la escuela, entre otros. Asimismo, se destaca la importancia de la composición

de la escuela, ya que influye más en los resultados el contexto social de la escuela en su conjunto que el de cada alumno.

Composición de la escuela y “efecto pares”

El efecto de la composición social del centro educativo ha sido estudiado empíricamente, principalmente por su efecto directo sobre los aprendizajes o *efecto pares*. La noción teórica que está por detrás del *efecto pares* es que los estudiantes de un centro educativo o de una clase generan un clima que facilita o dificulta el aprendizaje, en función de sus propias características (habilidades, nivel socio-cultural, género). (Wilkinson et al, 2000; Dumay y Dpriez, 2007).

Wilkinson et al (2000) señalan que en la literatura hay diversas interpretaciones de este efecto, y que Dreeben y Barr (1988) identifican tres tipos de explicaciones: 1) los estudiantes internalizan en su comportamiento las normas del clima educativo en el cual se encuentran inmersos; 2) los estudiantes utilizan su entorno educativo para compararse y valorar su propio desempeño; 3) los centros educativos y los profesores adaptan sus prácticas educativas a las características del grupo de estudiantes. Respecto a la tercer idea, esta adaptación puede ocurrir a través por ejemplo de la cobertura del programa, la motivación y calificación de los profesores, las rutinas de gerencia y el liderazgo del director, y las expectativas sobre los aprendizajes de los estudiantes (Dumay y Dpriez, 2007).

El sistema escolar y las desigualdades sociales en el Enfoque de las Capacidades

El enfoque de las capacidades permite evaluar en qué medida la educación puede generar ventajas e identificar situaciones de desventaja y exclusión, ya que pone el foco en la transformación de capacidades en funcionamientos y en los factores de conversión que intervienen en este proceso. Esta conversión de capacidades en funcionamientos se produce con la incidencia de factores de conversión internos a la persona, incluyendo la valoración que la persona hace de la educación, así como factores externos, vinculados con la calidad de la educación a la que puede acceder la persona y las formas de discriminación a las que se puede ver sometido (Unterhalter 2009).

De acuerdo con Otto y Ziegler (2006), para evaluar la contribución de las instituciones educativas puede ser útil distinguir entre las capacidades de las personas y lo que Robeyns llama *insumos de capacidades* (*capability inputs*). Éstos últimos podrían ser considerados como las condiciones que posibilitan a los individuos a desarrollarse y realizar sus capacidades, e incluyen recursos tales como los ingresos, la calidad de la educación recibida y lo que Bourdieu suele denominar el *capital social* de un agente. Reconociendo la diversidad de los individuos el enfoque capacidades pone énfasis en que las diferentes personas necesitan diferentes tipos y diferentes montos de *insumos de capacidades* para alcanzar el mismo bienestar.

Con respecto a las instituciones educativas, la calidad de los bienes y servicios públicos tal como las facilidades para el cuidado de los niños, una alta calidad de la educación, puede considerarse como muy básicos *capability inputs*. Dichos inputs son combinados a través de factores de conversión (que incorpora la heterogeneidad de los individuos). Para Walker (2005) un constante interés en los estudios sobre educación es la relación entre las inequidades educativas y sociales, y en cómo esto puede ser explicado atendiendo a las

diferencias entre estudiantes. Sostiene que en el enfoque de las capacidades las *heterogeneidades básicas de los seres humanos* constituyen un aspecto fundamental de la equidad en la educación, y conecta las biografías individuales y los arreglos sociales a través del concepto de conversión. En la educación los recursos son muy importantes, pero el problema que surge después es si cada persona tiene la oportunidad de convertir los recursos que tiene a disposición en funcionamientos.

En este sentido parece razonable diferenciar tres conjuntos de *factores de conversión* que podrían ser investigados empíricamente (Otto y Ziegler 2006, 279). Estos son:

1. *Factores de conversión personales*: tales como las condiciones físicas, saber leer y escribir, las destrezas personales, etc., que influyen cómo una persona es capaz de convertir las características, bienes, infraestructura, y arreglos en un funcionamiento.
2. *Factores de conversión socio-estructurales y culturales*: tales como las normas sociales o religiosas, los roles de género, las relaciones de poder y jerarquía, y las prácticas discriminatorias.
3. *Factores de conversión institucionales*: tales como los arreglos de bienestar y de educación, provisión de bienes colectivos, etc.

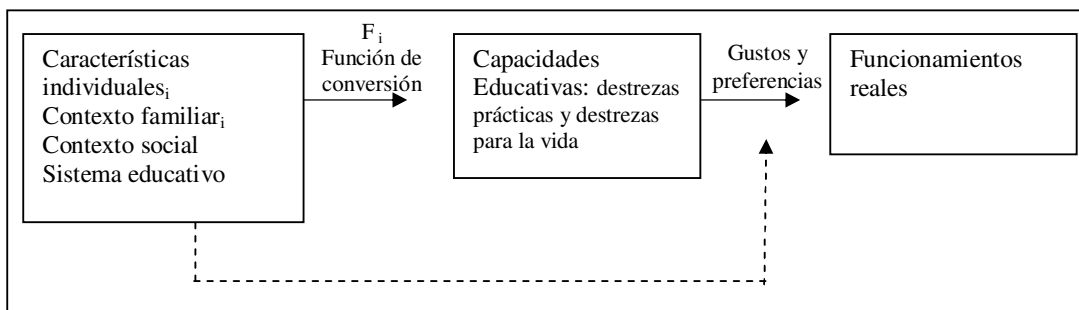
Para Walker y Unterhalter (2007) las capacidades y funcionamientos dependen de las circunstancias individuales, la relación de las personas con los otros, y de las condiciones sociales y del contexto dentro del cual las opciones potenciales (o libertades) se pueden alcanzar. Por lo que las oportunidades sociales y las normas sociales expanden o disminuyen la agencia humana, pudiendo ocurrir que las normas sociales en un contexto no ideal construyan desventajas, aun cuando los recursos públicos fueran distribuidos equitativamente.

Para Vaughan (2007) los factores que pueden afectar la habilidad de los estudiantes para atender en la escuela, comprender y participar son elementos presentes tanto fuera de la escuela como dentro del ambiente escolar; y entre esos factores se incluyen las instituciones sociales, las normas sociales, las características personales y los factores ambientales. Como ejemplos de factores externos menciona la disponibilidad de escuelas, recursos financieros, si el niño tiene que colaborar en la casa, etc. Y dentro del ambiente escolar identifica por ejemplo, las características que posean los docentes, las situaciones de violencia que puedan ocurrir dentro de la escuela o las facilidades que la misma sea capaz de proporcionar.

3) Modelo 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).

Cuadro 1.3. Adquisición de capacidades educativas y su transformación en funcionamientos



Estas capacidades pueden ser entendidas a partir de cuatro dimensiones asociadas a cada uno de los pilares de la educación propuestos en UNESCO 1996: por una parte, *aprender a conocer* y *aprender a hacer* (adquisición de conocimientos y saber utilizarlos, destrezas prácticas), y por otra parte, *aprender a vivir juntos*, y *aprender a ser* (habilidades interpersonales y sociales, y autoestima y la confianza en uno mismo, destrezas para la vida).

Para representar el proceso que lleva a la obtención de los resultados educativos en un cierto momento del tiempo a partir de ciertos insumos, se define una *función de producción educativa* (FPE). Esta FPE representa la función de conversión de medios a capacidades educativas que aparece en el cuadro IV, y por lo tanto puede definirse como una *función de producción de 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 sobre educación 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. Si bien esta forma de representar la función de conversión puede ser demasiado restrictiva en cuanto impone una forma funcional lineal, tiene como ventaja la facilidad de su estimación y de interpretación de los parámetros como el aporte marginal de cada factor o insumo al resultado 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). Por otra parte, dado que en este estudio no se cuenta con información sobre variables referidas a los maestros o la clase, se trabajará con insumos escolares vinculados únicamente al centro educativo.

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. De acuerdo con las teorías educativas mencionadas en las secciones anteriores, 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:
 - nivel educativo de los padres (influye 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)
 - ocupación de los padres: manuales o intelectuales
 - riqueza o ingreso permanente: 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:
 - 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).
 - Tamaño del centro educativo y tamaño de las clases.
 - 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.)
 - Recursos materiales (infraestructura, materiales didácticos, recursos informáticos) y humanos (disponibilidad de docentes y de otros funcionarios) con los que cuenta el centro educativo.
 - Calidad de los docentes (experiencia, formación, motivación, etc.)
 - Prácticas pedagógicas de los docentes.
 - Calidad del programa educativo. Por ejemplo, diferencias entre distintas modalidades (por ejemplo enseñanza técnica vs. enseñanza humanístico-científica), existencia de programas diferenciados según rendimiento de los estudiantes.

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

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t} = & \underbrace{\alpha_t + \beta_t Xc_{i,t} + \varphi_t Xe_{i,t} + \gamma_t Xp_{-i,t}}_{\text{insumos actuales}} + \\
 & \underbrace{\sum_{\tau=1}^{t-1} \beta_{t-\tau} Xc_{i,t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{t-1} \varphi_{t-\tau} Xe_{i,t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{t-1} \gamma_{t-\tau} Xp_{-i,t-\tau}}_{\text{insumos pasados acumulados}} + \sum_{\tau=1}^t e_{i,\tau}
 \end{aligned} \tag{1}$$

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 $\beta_t, \varphi_t, \gamma_t$ 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.

En este caso, como sucede generalmente, no se cuenta con información sobre los insumos pasados. 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. En este sentido, 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 cuenta con escasa información sobre los insumos escolares pasados, por lo que el modelo puede reducirse de la siguiente manera:

$$Y_{i,t} = \alpha_t + \beta_t Xc_{i,t} + \varphi_t Xe_{i,t} + \psi_t T_{i,t-1} + \gamma_t Xp_{-i,t} + u_{i,t} \tag{2}$$

Donde T_{it} es un vector de variables que caracterizan la trayectoria de insumos escolares 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:

$$Y_i = \alpha + \beta Xc_i + \varphi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + \psi T_i + u_i \tag{3}$$

Cabe aclarar que el impacto de los insumos es diferente según la edad del estudiante. En nuestro modelo omitimos esta variable ya que se trabaja con un universo de adolescentes de la misma edad. (Todd y Wolpin 2003, F15)

Las políticas educativas y la desigualdad de capacidades educativas

En los enfoques de igualdad de oportunidades se ve a la educación como la forma de lograr un acceso a las posiciones de la sociedad que se base en las diferentes cualidades reveladas en el proceso educativo y no en los activos heredados de la familia. En este sentido, desde este enfoque es fundamental que los resultados educativos reflejen el esfuerzo personal y las cualidades inherentes a la persona, y no se vean condicionados por el contexto familiar. Esta es a su vez una forma de distribuir eficientemente los recursos de la sociedad para obtener el máximo bienestar social. (Duru-Bellat 2004).

Desde el enfoque de las capacidades, una sociedad es más igualitaria cuanto menos desiguales son las *capacidades educativas* de las personas, ya que dicha desigualdad constituye una desigualdad en un conjunto de capacidades básicas que afectan las libertades de las personas para alcanzar mayores niveles de bienestar. Una sociedad es más igualitaria en la dimensión de las *capacidades educativas* en cuanto menos desiguales son las habilidades que desarrollan las personas a través de su pasaje por la educación.

La desigualdad de las capacidades educativas puede ser generada por los siguientes conjuntos de factores, que se derivan de los factores que inciden en los resultados educativos revisados anteriormente e introducidos en la función de producción de capacidades educativas:

- Las diferencias entre individuos provenientes de características innatas, la motivación y el esfuerzo (la parte de éstos que no se encuentra correlacionada con otros factores que inciden en los resultados), y otras características que se supone se distribuyen de manera aleatoria entre los individuos y que se encuentran incorrelacionadas con los demás factores mencionados;
- Las diferencias de las características de las familias de los estudiantes que inciden en sus aprendizajes (contexto del estudiante), así como algunas características y valores de la sociedad que pueden generar diferencias en los estímulos que reciben los estudiantes (por ejemplo las diferencias de género); estas diferencias pueden suponerse exógenas al sistema educativo (aunque las vinculadas a valores, como las diferencias de género, pueden ser reproducidas por el sistema educativo);
- Las diferencias en la composición de los centros educativos, derivadas de los diferentes contextos socio-económicos de sus estudiantes; este factor si bien no es completamente endógeno al sistema educativo, ya que depende de la desigualdad social y la segmentación residencial, tampoco es completamente exógeno al mismo, ya que éste puede incidir en qué tan estratificada sea la integración de los centros educativos, pudiendo elaborar mecanismos que permitan una mayor heterogeneidad u homogeneidad dentro de los centros educativos;
- Las diferencias en la cantidad y calidad de los insumos educativos, es decir en las características de los centros educativos y del proceso de enseñanza; estos factores son los que consideramos endógenos al sistema educativo;

El objetivo de este trabajo es evaluar la equidad existente en la educación – considerada como capacidad básica- en Uruguay y Chile. Para ello se propone, por una parte, comparar la desigualdad existente en las competencias alcanzadas por las personas a los 15 años de edad en ambos países; y por otra parte, comparar en qué medida esa desigualdad puede ser explicada por la desigualdad de contexto social.

La medida en la cual los resultados educativos se encuentran correlacionados con el contexto familiar nos indica qué parte de la desigualdad en las capacidades educativas puede atribuirse a la reproducción de los niveles de desigualdad social presentes en la sociedad. El contexto familiar produce un cierto capital social y cultural para cada persona, que será más o menos desigual de acuerdo a los niveles de desigualdad social existentes. Cuanto mayor es esta desigualdad, mayor es el desafío que enfrenta el sistema educativo para lograr que los estudiantes desarrollen capacidades educativas menos desiguales.

CAPITULO 2

Antecedentes

En este capítulo se presentan los principales antecedentes del trabajo. En esta monografía nos centraremos en el estudio de las desigualdades educativas, por lo que resulta necesario indagar, primeramente, sobre cuáles son los factores que inciden en los resultados educativos y en qué medida esos factores permiten explicar las desigualdades observadas. Los antecedentes sobre estos temas se presentan en la primera sección. En la segunda sección se presentan los antecedentes específicos para Chile, realizándose en primer lugar una breve reseña sobre la educación media en Chile para luego presentar los antecedentes para este trabajo. En la tercera sección se presentan los antecedentes específicos para Uruguay, organizados de la misma forma.

1) Factores que inciden en los resultados educativos

Incidencia del contexto y de las variables escolares en los resultados

Si se hace un recorrido por los principales trabajos que en la literatura internacional se han desarrollado sobre los principales factores que determinan los logros educativos, surge de estas investigaciones que los factores más determinantes del logro de los estudiantes son los asociados a su contexto familiar y social. En este sentido, el denominado Informe Coleman (Coleman et. al, 1966) ha sido considerado como el primer estudio de referencia sobre este tema, a partir del cual se han desarrollado una gran cantidad de investigaciones, que intentan determinar tanto las influencias del contexto familiar como la de las variables escolares en los resultados de los estudiantes.

Asimismo, la preocupación que esta detrás de todos estos planteos es la desigualdad observada en los resultados educativos. Es por ello que el estudio de cuánto inciden los factores de contexto resulta relevante, porque la correlación existente entre contexto y resultados nos estaría indicando en qué medida la escuela estaría reproduciendo las desigualdades sociales.

El contexto socio-cultural de las familias, a su vez, está determinado por las condiciones socio-económicas del país en el que viven, esto implica que están sujetas a la estructura de desigualdades determinantes de cada sociedad. En los países desarrollados, en los cuales estas desigualdades son menores, los diversos estudios (Hoxby (2001), Marzano (2000), Sheerens & Bóxer (1997), Luyten (1994), Creemers (1994), Rowe & Hill (1994), Bóxer (1992), Byrk & Raudenbush (1992), Stingfield & Teddie (1989), Manaus et al. (1979), Jencks et al. (1972), Coleman et al. (1966)); citados por Brunner y Elacqua (2003)); han llegado a la conclusión de que más del 80% de la varianza de los resultados observados entre los estudiantes esta determinado por la familia y la comunidad. Sin embargo, en los países subdesarrollados, según el Informe del Banco Mundial (1995), se constata que es el 60% de la varianza del desempeño escolar el que está determinado por el entorno social o factores extraescolares, siendo a su vez, entre estos últimos, el nivel educativo de los padres uno de los factores socioeconómicos y familiares más importantes.

Por otra parte, Mizala y Romaguera (2002) sostienen que también existen diferencias según se esté estimando funciones de producción para países desarrollados o en desarrollo. En este sentido, 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 apenas significativas para explicar los resultados educativos. Sin embargo, para los *países en desarrollo* tomando como referencia el trabajo de Fuller y Clarke (1994) retoman la idea de que en estos países los insumos de la escuela pueden mejorar los resultados; por ejemplo, el tiempo de instrucción, la disponibilidad de textos y material de lectura y ciertos métodos de enseñanza, así como las características de los profesores y otros. Lo anterior significa que en estos países las diferencias en los logros están asociadas a las diferencias en los insumos escolares, entonces si se provee una mayor cantidad o calidad de estos se podría mejorar los resultados. En cambio en los países desarrollados los resultados presentan menor varianza, y en general esta varianza está más asociada a los factores de contexto, ya que los insumos escolares se distribuyen más equitativamente.

Asimismo, la mayoría de las investigaciones, dentro de las cuales se incluye el mencionado Informe Coleman -que emplea estimaciones de funciones de producción educativas-, sostienen que después de la familia los factores que mayor influencia tienen sobre los resultados son los asociados a las características de los pares y finalmente los factores asociados a los insumos escolares. A través de una revisión de 90 publicaciones anteriores al año 1995, que incluían 377 estimaciones de funciones de producción, sobre todo para EEUU, Hanushek (1997) –citado por Hanushek (2007)- muestra que sólo en un porcentaje menor de dichas estimaciones se encuentra una relación estadísticamente significativa entre los recursos del aula, como la formación de los docentes o el ratio alumno/profesor y el desempeño de los estudiantes.

Los hallazgos presentados 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. Estas dificultades y los diversos hallazgos a las que conducen han alimentado la controversia en la medida de que han tendido a relacionar los insumos escolares con cuestiones de causalidad y no han podido resolver satisfactoriamente los problemas de carencia de medidas adecuadas para las características de los estudiantes y las escuelas. Un ejemplo, lo constituyen la gran variedad de estudios realizados para ver los efectos de los tamaños de clase que han arrojado resultados muy diferentes dependiendo de la metodología empleada para controlar los efectos extraescolares.

Tood y Wolpin (2003) señalan que los problemas subyacentes más importantes a las estimaciones de funciones de producción refieren por un lado a las *variables omitidas* tanto en los insumos escolares como en las características inherentes de los alumnos, y a las *imprecisiones de medida* en los insumos presentes por otro. En el enfoque de FPE

típicamente se tienen datos contemporáneos sobre los insumos de la escuela, pero los insumos familiares y los insumos históricos escolares son datos limitados. Frente a estos problemas los investigadores empíricos han tomado varias estrategias de estimación. Un enfoque se basa en explicitar el reconocimiento de presencia de variables omitidas y desarrollar los estimadores permitiendo que exista. Otro remedio común es usar una o más *variables proxy* que no son consideradas insumos directos dentro de la función de producción, que son incluidas como variables instrumentales bajo el supuesto de que incluirlas puede solucionar relativamente la existencia del sesgo producido, dado que se suponen que están correlacionadas con los insumos omitidos.

Mizala y Romaguera (2000) mencionan que dentro de los factores difícilmente medibles y que por ende resultan muchas veces omitidos en este tipo de análisis, se encuentran características de los individuos tales como sus habilidades innatas, la motivación y aspiraciones que son importantes en la determinación del logro escolar. Asimismo, resulta muy difícil poder medir características asociadas a los profesores tales como la capacidad de los profesores expresadas en prácticas pedagógicas.

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. Si factores son importantes y si están correlacionados con los recursos pueden llevar, según Hanushek y Luque (2001), a la existencia de sesgo en los coeficientes estimados. Empíricamente, estos autores estudian a través de la estimación de una función de producción para los países participantes en el TIMSS (Tercer Estudio Internacional de Matemáticas y Ciencias, 1995), cómo las familias y las escuelas contribuyen dentro y entre países en las variaciones de resultados. Los parámetros de la función de producción estimada para los factores de la escuela, que se calcularon por separado para cada país y grupo de edad considerado para ver si existen patrones de desempeño internacional, resultaron mostrar una mayor significación que la encontrada por los estudios realizados anteriormente sobre todo para EEUU, en los cuales se encontraban pequeños o nulos impactos de los insumos escolares en los resultados educativos.

Otra apreciación que surge con respecto a la evidencia empírica existente, es que en los diversos análisis también se suele confundir los efectos que los factores considerados tienen sobre los niveles generales de logro y los efectos que tienen sobre la distribución de resultados (Hanushek, 2005). En este sentido, los análisis de función de producción educativa utilizan la variabilidad en cada país de los insumos y los resultados para intentar explicar los determinantes de los diferentes niveles de logro. Sin embargo, esta metodología no logra identificar completamente estos determinantes. Por ejemplo, si todas las escuelas de un país tienen exactamente el mismo tamaño de clases, esta variable no resultará significativa para explicar los resultados, más allá de que el impacto del tamaño de clase sí sea importante en la determinación de los aprendizajes. Asimismo, si no existen grandes variaciones en el contexto de los estudiantes, las familias explicarán un porcentaje menor de la varianza de los resultados de las pruebas, aunque el contexto familiar sea fundamental. (Hanushek y Luque, 2001).

Un enfoque metodológico comúnmente utilizado es la descomposición de la varianza explicada que según Hanushek y Kain (1972) – citado por Hanushek y Luque (2001)-, tiene el problema de que no se toma en cuenta el hecho de que existe la posibilidad de correlación entre los factores escolares y familiares. Por otra parte, Heyneman y Loxley

(1983) -citado por Hanushek y Luque (2001)-, para solucionar el problema de correlación entre factores de contexto y escolares realiza un estudio -en base a los datos de la prueba TIMSS- en el que emplean una metodología de comparación de varianzas explicada en dos pasos sucesivos. En primer lugar, controlan la regresión de función de producción por el contexto familiar para observar la varianza de resultados de la prueba que se explican por estas variables; luego introducen los factores escolares y observan cuál es la adición a la varianza explicada. El resultado al que llegan es que los insumos escolares en los países pobres explican un porcentaje altamente considerable de la varianza, y concluyen por tanto que los recursos de la escuela son más importantes en dichos países.

También, en contraposición con toda la evidencia que sostiene que los insumos escolares no influyen, Hanushek (2005), a través de datos de panel para varios años sobre las características de los alumnos y las escuelas para el estado de Texas (EEUU), se propone evaluar el impacto potencial de las escuelas sobre ambos: el nivel y los patrones de logro de los estudiantes. El foco central son las diferencias raciales, aunque otras dimensiones también son consideradas. Del análisis se desprende que la evidencia anteriormente presentada es demasiado pesimista, ya que para Hanushek existen acciones de las escuelas que sí tienen un potencial considerable para mejorar los resultados educativos. En cuanto a las brechas de rendimiento entre estudiantes blancos y negros encuentra que la mejora de la calidad de los docentes así como la modificación de la composición de los grupos de pares en las escuelas puede producir cambios notables en las brechas de rendimiento.

Otras alternativas metodológicas también han sido desarrolladas. Por ejemplo, Mizala y Romaguera (2002) realizan estimaciones a través de regresiones cuánticas que permiten determinar el impacto de las diversas variables sobre los logros de los estudiantes controlando por los quintiles de ingreso en que se ubican los alumnos, lo que intenta solucionar el problema de que los coeficientes pueden no ser constantes a lo largo de toda la distribución.

Por otra parte, Mizala y Romaguera (2002) realizan también estimaciones a través de modelos lineales jerárquicos (HLM). Este tipo de modelos son muy frecuentemente utilizados actualmente en el ámbito de la educación, y sirven para realizar un análisis más ajustado cuando se trabaja con datos a nivel de individuos y a nivel de centros educativos. En los modelos HLM, también conocidos como modelos multinivel, lo que se hace es un análisis multinivel en pasos sucesivos. En primer lugar se estima una regresión a nivel de individuos, cuyos parámetros pueden variar entre centros educativos, y en segundo lugar se estima un modelo que explica las diferencias en los parámetros del nivel individual a partir de las variables de los centros educativos. La importancia de los modelos lineales jerárquicos radica en que consideran que la relación entre las características de los alumnos y los logros educativos varía entre los establecimientos.

Ahora bien, otra metodología más reciente que se ha desarrollado para explicar que parte de las desigualdades en los resultados es explicada por los factores de contexto lo constituyen los trabajos de Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005) y el trabajo de Ferreira y Gignoux (2008). Estos trabajos retoman el enfoque planteado por Roemer (el cual hemos desarrollado en nuestro marco teórico) en el sentido de que cuando se habla de desigualdad se distingue entre aquellas desigualdades que son generadas por factores en los cuales el individuo puede ser considerado responsable, a lo que se le denomina “*esfuerzos*”; y aquellas desigualdades generadas por factores que están más allá de la responsabilidad del individuo consideradas como “*circunstancias*”. Considerando como

“*igualdad de oportunidades*” aquella situación en la cual los resultados se distribuyen de manera independiente de las circunstancias. Es decir, la igualdad de oportunidades será aquella situación en la que existe una distribución de resultados iguales dentro de los grupos de personas que poseen las mismas circunstancias.

El indicador propuesto surge de descomponer 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 se divide a la población en grupos o células según un conjunto de variables de circunstancias (género, nivel educativo de los padres, ocupación del padre y tipo de área). La desigualdad dentro de los grupos estaría causada por el segundo componente, mientras que la desigualdad entre los resultados promedio de los distintos tipos sería la causada por las circunstancias, y es lo que se considera “desigualdad de oportunidades”. El indicador de desigualdad de oportunidades es por lo tanto la proporción de la desigualdad entre grupos.

La implementación de este indicador también se puede hacer de forma paramétrica, a través de la metodología que proponen Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005) y aplicada también por Ferreira y Gignoux (2008), que 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 (esta metodología se explica en mayor profundidad en el capítulo 3 ya que es el antecedente directo de la metodología que aplicamos en este trabajo). Los resultados a que llegan 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.

Otro trabajo que también intenta medir las desigualdades en los resultados causadas por el contexto a partir de datos de PISA es el estudio de Duru-Bellat y Suchaut (2005). Estos autores construyen un indicador de desigualdad de los resultados que es índice sintético a partir de los índices que proporciona PISA, denominado INEGA. Este indicador lo que hace es promediar los siguientes tres indicadores: i) la relación (el cociente) entre el resultado promedio de los estudiantes que provienen de familias cuyo jefe de hogar están en el primer cuartil de la variable de estatus ocupacional construida por pisa (isei) y los que están en el cuartil más alto; ii) el beta de la regresión de los resultados respecto al escs de las familias, o sea, la correlación entre el resultado y esa variable, iii) la diferencia en el promedio de resultados entre los estudiantes cuyas madres tienen un nivel educativo de primaria o primer ciclo de secundaria respecto a los que su madre tiene un nivel de educación superior (Duru-Bellat y Suchaut, 2005). A partir de la comparación entre un conjunto de países de la correlación entre los niveles de dispersión de los resultados y los niveles de desigualdad encontrados a partir de este indicador, los autores observan que la dispersión de los resultados y la desigualdad entendida como la asociación de los resultados con el contexto familiar están fuertemente correlacionadas.

El trabajo realiza un análisis comparativo de los resultados promedio y la desigualdad de los resultados de un conjunto de países, vinculándolos a características institucionales de sus sistemas educativos. Este tipo de análisis comparativo entre países tiene la ventaja de que permite captar la influencia de variables estructurales de los sistemas educativos, que no presentan variabilidad dentro de cada país y que por tanto no puede ser captada por los estudios que estiman modelos para países en concreto. Asimismo, tiene la ventaja de que

permite estimar el efecto de estas variables sobre los niveles alcanzados y sobre la desigualdad de los resultados por separado. Encuentran que existe un fuerte efecto de ciertas prácticas institucionales que separan a los estudiantes en grupos más homogéneos a través de prácticas como la división temprana de los cursos (en lugar de mantener a los estudiantes por más tiempo en un tronco común), la segmentación de los estudiantes entre escuelas, y altas tasas de repetición en primaria sobre los niveles de desigualdad social de los resultados.

Factores que inciden en los resultados

Como ya hemos discutido en la sección anterior los principales factores que inciden en los resultados educativos de los estudiantes se pueden agrupar en aquellos que caracterizan al contexto familiar y social de los individuos por un lado y los insumos escolares por otro. Siguiendo a Hanushek (2007) dentro de los primeros los principales son la educación de los padres y la situación socio-económica de la familia; a su vez, para capturar el efecto de los pares se resumen las características sociodemográficas de los estudiantes del mismo centro educativo; y también se incluyen la localidad de residencia o los factores de la comunidad. Dentro de los insumos escolares se incluyen características de los profesores asociadas a su nivel de formación y experiencia; y en relación a la organización de los centros educativos las variables más usadas son el tamaño de la clase y la infraestructura. Asimismo otros trabajos utilizan información sobre el gasto destinado a la educación.

Principales factores de contexto familiar y social

Dentro de la evidencia empírica recogida en Mizala y Romaguera (2000), los trabajos de Berger y Toma (1994), Deller y Rudnicki (1993), Hanushek y Taylor (1990), Summers y Wolfe (1977), resulta que la educación de los padres es la variable de contexto familiar que más incide en los resultados de los estudiantes, siendo estadísticamente significativa y positiva para explicar el desempeño; sin embargo la incidencia del tamaño de la familia resulta ambiguo.

El sexo del estudiante es también uno de los factores que afecta el aprendizaje; Summers y Wolfe (1977) -citado por Mizala y Romaguera (2000)-, encuentran que los varones tienen en promedio peor rendimiento que las mujeres. Lietz (2006) que realiza un estudio sobre los resultados de lectura para un conjunto de países de las pruebas NAEP y PISA, encuentra que en todos los países se observan que a las mujeres les va mejor que a los varones. Por otra parte, en PISA (2009) se señala que en las distintas evaluaciones que han sido realizadas por PISA los varones han tenido mejores resultados en matemática, las mujeres han tenido mayores rendimientos en lectura, mientras que las diferencias en ciencias entre ambos sexos no han resultado significativas. Por otra parte las evaluaciones realizadas por PISA indican un mayor interés de las mujeres por la lectura y un mayor interés de los varones por la matemática. En dicha publicación se realiza además una sistematización de las diferencias por sexo encontradas por otras evaluaciones diferentes a PISA, señalando que ya se observan algunas diferencias de género en los aprendizajes en las etapas de primaria a favor de las niñas, especialmente en lenguaje. Por otra parte, en cuanto a las actitudes hacia el aprendizaje de ciencias, el reporte Global Science Forum (OCDE, 2006) citado por PISA (2009) señala que en una gran cantidad de estudios se ha encontrado que las mujeres muestran mayor interés por las personas que por los hechos o cosas. Estas diferencias que no parecen estar vinculadas con diferentes capacidades debido a que las niñas muestran mejores rendimientos, especialmente en las edades más

tempranas, y podrían estar siendo amplificadas por la forma en la que se enseñan las ciencias y tecnología.

En cuanto al origen étnico, Hanushek (2005) encuentra a través de la revisión de diversos trabajos que existen resultados contrapuestos. En primer lugar, según el Informe Coleman (1966) y trabajos de Crain y Mahard (1978), Boozer, Krueger, y Wolkon (1992), y de Grogger (1996) se concluye que la forma en que la escuela maneja las divisiones raciales afecta los resultados académicos. Sin embargo, en los trabajos de Cook y Evans (2000) y Rivkin (2000) se concluyen que la segregación tiene poco o ningún efecto sobre los resultados educativos. Por otra parte, Hanushek, Kain y Rivkin (2002) encuentran para Estados Unidos que la composición racial de la escuela tiene un efecto marginal sobre los resultados de los blancos e hispanos, pero tiene un fuerte impacto sobre las personas de raza negra.

Como se mencionó anteriormente, en los aprendizajes incide no sólo el contexto familiar el estudiante, sino también el de sus pares. Hanushek (2005), señala que el análisis del *efecto pares* presenta algunas dificultades a la hora de poder observar su efecto causal descontaminado de otros factores que pueden estar incidiendo en los resultados y que tienden a coincidir con las diferencias existentes entre los estudiantes. Lo anterior surge del hecho de que se suele confirmar que los estudiantes que van a una escuela determinada suelen poseer características muy similares; esto se puede deber a que los padres de dichos alumnos por lo general toman decisiones muy similares sobre la educación de sus hijos, o que también en la composición de una escuela incide la localización residencial de las familias que no resulta ser aleatoria. Por este motivo, los rendimientos de los estudiantes que van a una misma escuela pueden estar más fuertemente vinculados a las características de las familias que al efecto que los compañeros ejercen sobre los otros. Para solucionar los problemas anteriores, Hanushek (2005) usa datos de panel para eliminar los efectos fijos individuales y eliminar las diferencias de los distintos factores a nivel de grado en la misma escuela; sin embargo, los resultados no dejan de ser ambiguos.

Para Mizala y Romaguera (2002) el impacto de esta variable en el rendimiento escolar tampoco resulta claro. Plantean que una hipótesis comúnmente manejada es que los alumnos obtendrían mejores resultados si se los ubica en un entorno en el que sus compañeros tengan más conocimientos, lo que ha llevado a que muchos sostengan que aquellos alumnos pertenecientes a centros públicos con bajo rendimiento debieran poder ser trasladados a centros privados donde se obtienen mejores resultados. Sin embargo, si se realizara esta transferencia esto podría causar una pérdida fundamental para aquellos estudiantes que debieran permanecer en su centro de origen con menores rendimientos; resultando que el efecto promedio de esto sobre la calidad de la educación sería incierto. El argumento contrapuesto a la integración de los estudiantes es que si se organiza a la población estudiantil de manera más homogénea, tal que los estudiantes se agrupen con compañeros de similares características, esto permitiría una mejor focalización y el desarrollo de estrategias de enseñanza más adecuadas para cada grupo. De acuerdo a Mizala y Romaguera (2002), esto no solo no asegura una mejora a nivel de la educación en general sino que se corre el riesgo de generar mayor segmentación.

Uno de los problemas econométricos para la identificación del efecto pares es la auto-selección de los estudiantes entre escuelas; si los estudiantes con mayores habilidades eligen mejores escuelas y grupos de pares, el efecto de los pares será sobre-estimado (Schneeweis y Winter-Ebmer, 2006). Para solucionar este problema, Schneeweis y Winter-

Ebmer (2006) utilizan la estrategia de incluir en la regresión buena información sobre el entorno familiar del estudiante e incluir efectos fijos por escuela. Este tipo de estrategia es también utilizada por Schindler-Rangvid (2003), McEwan (2003) y Ammermüller y Pischke (2006). Esto implica concentrarse en las diferencias entre escuelas, y no permite introducir en el modelo las características de las escuelas. Para poder incluir este tipo de variables en el modelo, Schneeweis y Winter-Ebmer (2006) utilizan una especificación alternativa, que consiste en incluir efectos fijos por tipo de escuela en lugar de efectos fijos por escuela, lo que permite introducir también otras variables que caracterizan a los centros educativos. En esta estrategia se asume que la distribución de estudiantes por tipo de escuela describe perfectamente el proceso de auto-selección de los estudiantes. (Schneeweis y Winter-Ebmer, 2006)

Schneeweis y Winter-Ebmer (2006) señalan que la mayoría de los trabajos que intentan identificar el efecto pares en secundaria encuentran efectos positivos y significativos de los compañeros de escuela o de clase sobre los resultados. Algunos estudios han intentado mostrar que el efecto pares no es simétrico, sino que es diferente sobre los estudiantes de mejores y peores resultados. Schindler-Rangvid (2003), Levin (2001), Sacerdote (2001) y Winston y Zimmerman (2006) (citados por Schneeweis y Winter-Ebmer 2006) identifican que el efecto pares es de mayor magnitud para los estudiantes con menores habilidades.

Principales factores escolares

De acuerdo con Hanushek y Luque (2001) el menor *tamaño total de la escuela* tiende a estar positivamente relacionado con el rendimiento para los adolescentes, aunque hay una gran variación entre los países. En este sentido, los alumnos matriculados en escuelas más pequeñas tienen mejores resultados que los alumnos de escuelas grandes según Summers y Wolfe (1977); adicionalmente Deller y Rudnicki (1993) sostienen que escuelas de mayor tamaño tienen menor rendimiento que escuelas con menos alumnos (citados por Mizala y Romaguera, 2000).

Para Hanushek y Luque (2001) el efecto del *tamaño de la clase* parece mostrar diferentes patrones dependiendo de las edades y los grados al que asisten los estudiantes. Para el grupo de los más jóvenes (9 años), clases pequeñas presentan un signo negativo en 14 de 17 países que participaron en la prueba TIMSS (1995), pero el efecto es estadísticamente significativo al 10% solo para tres países. En cambio, para el grupo de edad de 13 años, en más de la mitad de los países el impacto es positivo y estadísticamente significativo. Krueger (1997) –citado por Mizala y Romaguera (2000)-, a través de un experimento realizado en el proyecto STAR en EEUU, que asignaba a los estudiantes aleatoriamente a clases con diferentes insumos educativos, indican que los alumnos que asisten a cursos pequeños obtienen mejores resultados en pruebas estandarizadas. Sin embargo, Summers y Wolfe (1977) –citado por Mizala y Romaguera (2000)-, en su estudio sobre el impacto de los insumos escolares encuentran que el tamaño de los cursos no es significativo para explicar mejoras en los logros educativos. Asimismo, para Hanushek (2005), el tamaño de la clase tiene un efecto significativo, pero mínimo impacto en el rendimiento de los estudiantes.

El *nivel de formación docente*, medido por si el profesor tiene al menos un título universitario, presenta un efecto positivamente significativo sobre el desempeño estudiantil, de acuerdo con Hanushek y Luque (2001). Por otra parte, estos autores señalan que hay que tener precaución al comparar el impacto de esta variable entre países, ya que

el tener un título universitario va a ser más importante en un país donde una minoría de los docentes completan la universidad que en un país donde todos los profesores tienen títulos universitarios. Los resultados a los que llegan estos autores es que no existe un patrón uniforme entre países de impactos relacionados con la posesión de un nivel universitario por parte de los profesores. En este sentido, por ejemplo, Berger y Toma (1994) utilizando un modelo de valor agregado, encuentran que el que los profesores posean títulos de maestría impacta negativamente en los resultados; lo que se confirma también en Summers y Wolfe (1977) quienes encuentran que la educación de los profesores así como su experiencia no parece estar positivamente correlacionada con los resultados educativos (citado por Mizala y Romaguera, 2000).

Hanushek y Luque (2001) también plantean que la *experiencia de los docentes* tiene efectos positivos, pero son muy pocas las estimaciones que resultaron significativas incluso al 10% de significación para cada país y grupo de edad considerado. Para esta misma variable, Hanushek (2005) afirma que lo que importa ver es si los profesores llevan varios años de experiencia en enseñanza o se encuentran en sus primeros años. Los profesores novatos en promedio tienen un peor desempeño afectando más negativamente los resultados de sus alumnos.

En cuanto al gasto, mientras Deller y Rudnicki (1993) encuentran que el *gasto en docencia* tiene un efecto significativo en el mejoramiento del desempeño escolar y, al contrario, un aumento en los gastos administrativos es un obstáculo para un buen desempeño de los estudiantes. Berger y Toma (1994) encuentran que el *salario de los profesores* no es significativo para explicar el logro de los alumnos (citado por Mizala y Romaguera, 2000).

En relación al *gasto por alumno*, encontramos diferentes resultados dependiendo de si las estimaciones se realizan para países desarrollados o en desarrollo. Por ejemplo, para el caso de EEUU, Berger y Toma (1994) muestran a través de estimaciones para todo el país que los estados que gastan más por alumno tienen rendimientos significativamente más bajos. Contrariamente, Hanushek (1995) revisa 96 estudios que estiman los efectos de los insumos educacionales en el desempeño de los estudiantes en países en desarrollo y encuentra que el gasto por alumno tienen un efecto positivo y significativo en alrededor de la mitad de los estudios revisados (citado por Mizala y Romaguera, 2000)

En cuanto a la *dependencia institucional* (escuelas públicas y privadas), para Mizala y Romaguera (2002), este es un importante tema de debate que implica diferentes problemas. Uno de ellos refiere a hecho de que aunque existe la convicción de que las escuelas privadas obtienen mejores resultados, en realidad esto no refleja la calidad de la enseñanza ya que en este tipo de escuelas “*se atiende a una población de nivel socioeconómico alto, por lo que esta población sería más fácil de educar*”. Por ejemplo, en Chile algunos estudios indican que las escuelas privadas tienen una clara ventaja sobre las escuelas públicas (municipales); sin embargo, existe mucha controversia acerca de dichos resultados cuando se comparan estudiantes con similares características socioeconómicas. Esto está relacionado con el *efecto pares*, cuyos impactos en los logros no es del todo claro, tal cual ya se discutió más arriba, ya que los análisis sobre este tema presentan dificultades metodológicas vinculadas principalmente a que la asignación de los estudiantes entre centros educativos no es aleatoria sino que incide la posibilidad de elegir por parte de los padres y las políticas de admisión de los centros educativos.

Para los países desarrollados, estas autoras encuentran que numerosos trabajos empíricos examinan cómo son los rendimientos relativos entre escuelas privadas y públicas en los EE.UU, entre ellos Coleman, Hoffer y Kilgore. En general, los primeros estudios utilizaron información transversal únicamente y se les ha criticado el no incluir un indicador de logro inicial entre las variables explicativas de la función de producción educativa. Un segundo grupo de estudios para los EE.UU, que han intentado controlar estas variables omitidas con mayor eficacia, sin embargo han reportado variados resultados para los rendimientos de cada tipo de escuela. Por ejemplo, Hoffer, Greely, y Coleman y Chubb y Moe, encontraron evidencia a favor de las escuelas privadas, mientras que Willms, Alexander y Pallas, y Sander no encontraron ninguna diferencia entre los tipos de escuela. Un estudio más reciente de Figlio y Stone revisa la evidencia y concluye que los resultados contradictorios pueden deberse a diferencias en las variables dependientes, las muestras en particular, o los instrumentos utilizados por los distintos autores. Para los países de América Latina los estudios también presentar resultados contrapuestos o ambiguos, lo que demuestra que no se suele contar con resultados robustos para estas discusiones.

2) Antecedentes sobre Chile

El sistema educativo en Chile

El sistema educativo chileno actual se caracteriza por poseer un régimen basado en la existencia de tres modalidades distintas de establecimientos para la enseñanza formal, pública, privada paga o privada subvencionada, basada en un sistema de “vouchers”. Este sistema surgió en la reforma aplicada en 1981 que implicó la descentralización del sistema escolar chileno, que traspassa los centros educativos públicos a la administración municipal, e introduce el sistema de vouchers. Este sistema, en el cual el Estado brinda un subsidio que se dirige tanto a las escuelas públicas como privadas, se destina a cubrir los gastos de funcionamiento y, al mismo tiempo, generar competencia entre las escuelas para atraer y retener a los estudiantes, con el objetivo de promover una mayor eficiencia y calidad de los servicios educativos.

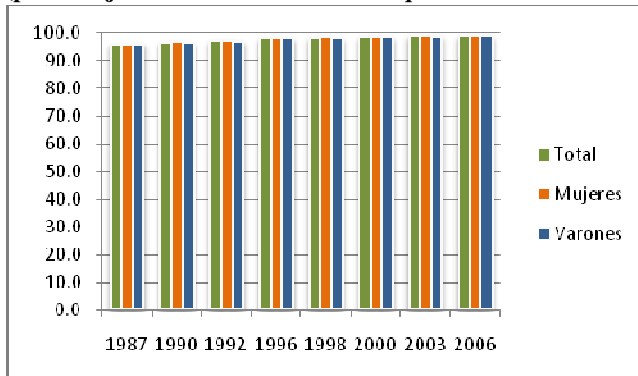
Asimismo, también durante el gobierno dictatorial, se aprobaron nuevos programas para la educación básica y media, que introducían mayor flexibilidad a los establecimientos y docentes para estructurar los planes de estudio e introducir nuevas modalidades de evaluación. En este sentido, lo más destacable es el surgimiento en 1983 del Programa de Evaluación del Rendimiento escolar, basado en un sistema de pruebas nacionales estandarizadas aplicadas en los cursos 4° y 8° de la educación básica. En 1988 se crea el SIMCE para medir la calidad de la educación el cual continúa aplicándose. A partir de estas pruebas de evaluación se constató que a pesar de las medidas adoptadas para modernizar el sistema educativo, el nivel general de los aprendizajes en la educación básica era bajo y desigualmente distribuido dependiendo del nivel socioeconómico y cultural de los estudiantes. A su vez, se afirmó la idea de que los establecimientos de educación paga obtienen resultados superiores a los de la educación municipal y particular subvencionada. (Informe OEI-Ministerio, 1993)

En cuanto a la matriculación, en el período 1950-1990 se produjo un rápido crecimiento de la matrícula. Entre 1965 y 1974 existe una expansión acelerada y posteriormente el crecimiento vuelve a ser moderado y bajo para algunos niveles y modalidades, más allá de que haya crecido en forma importante hasta 1990.

En los noventa con el cambio hacia el gobierno democrático se mantuvo la estructura administrativa introducida por las reformas de los 80, pero se introdujeron mejoras sustantivas a través de la intervención del Estado en los procesos escolares. Se realizaron en primer lugar un conjunto de investigaciones sobre la situación de la enseñanza media, para mejorar el diagnóstico, junto con un proceso de consulta social. A partir de 1994, en base al diagnóstico realizado, se comienza a implementar un nuevo proceso de reforma de la educación media para adecuar la educación a la nueva situación de mayor masividad y heterogeneidad del alumnado, que se propuso mejorar la calidad y la equidad de la enseñanza, y al mismo tiempo reducir la deserción y mejorar los tiempos de egreso.

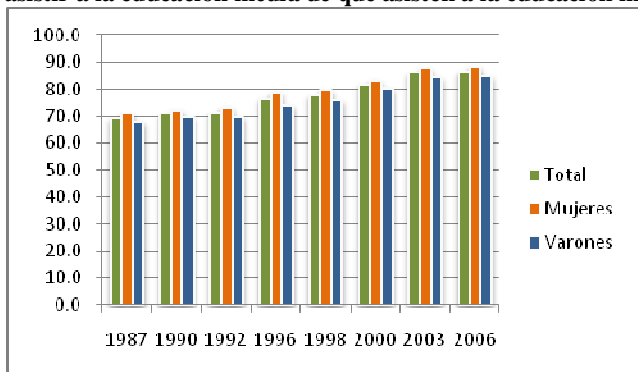
Para ello se implementó un programa de mejoramiento de la calidad de la enseñanza (MECE-Media), se amplió el tiempo escolar a través del funcionamiento en jornada completa de una parte creciente de los centros, y se implementó una reforma de los programas, al tiempo que se intentaron mejorar las prácticas pedagógicas a través de acciones directas del programa, así como apoyo material y el apoyo a acciones de propios centros educativos, consolidando su autonomía. (Cariola et al 2003). El nuevo currículo se implanta en los diferentes ciclos por etapas, resultando que en 1999 se lo implementó en quinto básico y primero medio, hasta completar el proceso de transformación curricular en ambos niveles en 2002. Si bien el programa MECE-Media culminó en el año 2000, muchas de sus propuestas fueron incorporadas y extendidas por el Ministerio de Educación.

Gráfica 2.1. Tasa neta de matriculación en educación básica (porcentaje de niños en edad escolar que asisten a la educación básica)



Fuente: SEDLAC (CEDLAS/BM)

Gráfica 2.2. Tasa neta de matriculación en educación media (porcentaje de adolescentes en edad de asistir a la educación media de que asisten a la educación media)



Fuente: SEDLAC (CEDLAS/BM)

A partir de 1996 comenzó a disminuir sensiblemente la deserción escolar en la enseñanza media. Sin embargo, persistieron problemas importantes de equidad en los logros, al tiempo que el sistema se encontraba fuertemente segmentado según nivel socio-económico (Cariola et al 2003).

Para el período comprendido entre 2003 y 2006 los objetivos que se buscan por parte del sistema educativo son la ampliación de las oportunidades educacionales, así como la distribución de las mismas con equidad para reducir las desigualdades existentes; así como fortalecer el capital humano en el marco de la actual sociedad del conocimiento y la información. Para lograrlo, en este período se establece en primer lugar 12 años de educación obligatoria, a su vez se intenta mejorar los contenidos y la calidad de la misma, incorporando por ejemplo el idioma inglés y la enseñanza de nuevas herramientas tecnológicas, así como también brindar mayor apoyo a los docentes. (UNESCO-OIE, 2006)

Finalmente, en los últimos años Chile está llevando a cabo una serie de programas y proyectos para mejorar la calidad de la educación. Dentro de éstos se destaca el programa Liceo para Todos, dirigido a la reducción de la deserción y mejorar la equidad a través de becas para los estudiantes de bajo rendimiento y el desarrollo de estrategias para mejorar la oferta a través del apoyo a iniciativas de los centros educativos para reducir la deserción y mejorar las oportunidades de aprendizaje.

Antecedentes específicos para Chile

En esta sección presentaremos los hallazgos encontrados por algunos estudios recientes que se han realizado para Chile en cuanto a la influencia de los distintos factores que inciden en los resultados educativos; resumiéndolos en función de las principales variables que han mostrado significación estadística.

Principales resultados para los factores de contexto familiar y social

En relación al *sexo*, en el informe PISA 2006 para Chile (MINEDUC, 2007) se muestra que hay una gran diferencia entre los resultados de varones y mujeres, teniendo los primeros mejores resultados tanto en Matemáticas como Ciencias y las mujeres mejores resultados para Lectura. Lo mismo se confirma en el informe sobre PISA 2000 para Chile (MINEDUC, 2003) donde se señala, a través de gradientes socioeconómicas para hombres y mujeres por separado, que independientemente del nivel socioeconómico las mujeres tienen un mejor desempeño en la prueba de Lectura.

En cuanto al *nivel socioeconómico del alumno*, Mizala y Romaguera (2000) encuentran que tiene un efecto positivo sobre los resultados educativos, pero su efecto no es lineal. A medida que el nivel del índice socioeconómico es mayor se incrementa muy poco o no se incrementan los resultados de la prueba SIMCE. Finalmente, en MINEDUC (2007) se observa que el índice socioeconómico y cultural PISA está positivamente asociado a los resultados, es decir que a mayor valor del índice más alto resultan los puntajes de los estudiantes en cualquiera de las escalas consideradas. Más allá de lo anterior, el resultado más importante consiste en que se evidencia una gran brecha interna entre los estudiantes chilenos que pertenecen a las distintas condiciones socioeconómicas y culturales, lo cual es reflejo de una importante inequidad del sistema educativo del país.

En MINEDUC (2003), se analiza la relación entre el nivel socioeconómico de los estudiantes con los resultados en la prueba PISA, a través de la construcción de *gradientes* que vinculan los resultados con el índice socioeconómico y cultural (ISEC) a nivel de alumno. A partir de ello, se constata una relación positiva entre el resultado en la prueba y el ISEC. Por otra parte, dado que la pendiente de la gradiente resulta ser un indicador del grado de desigualdad de los resultados de la prueba atribuibles al factor socioeconómico, una mayor pendiente significa una mayor influencia del nivel socioeconómico, social y cultural en los puntajes obtenidos por los estudiantes, y por lo tanto mayores grados de desigualdad. Mediante este análisis es posible observar que el efecto del nivel socioeconómico en los puntajes para Chile es menor que en el promedio de América Latina; asimismo los estudiantes chilenos de menores recursos tienen mejores puntajes que sus similares de América latina, aunque la tendencia va cambiando a medida que aumenta el nivel socioeconómico e incluso se revierte para los de mayor nivel socioeconómico. Por otra parte, en ese mismo estudio pero empleando una metodología basada en los modelos HLM, se señala que el efecto del nivel socioeconómico en el rendimiento es menos importante al interior de la escuela que entre estas.

Mizala y Romaguera (2002) consideran que el *efecto pares* medido a partir del grado de homogeneidad de los resultados educativos de los estudiantes de una escuela determinada. A través de un análisis por regresiones cuantílicas concluyen que este efecto resulta más importante sobre las personas que se ubican en los quintiles más bajos, ya que los efectos socioeconómicos de los pares no afecta el rendimiento de los estudiantes en el cuantil 0.90, es decir en el nivel superior de la distribución de logro condicional. Por otra parte, a través de modelos lineales jerárquicos muestran que el efecto pares tiene un impacto positivo en las escuelas municipales, pero no en las escuelas pagas privadas, donde su impacto es estadísticamente nulo. A su vez, el efecto más significativo se observa en las escuelas privadas subvencionadas, donde el hecho de que un mayor porcentaje de los estudiantes tienen resultados similares en los exámenes estandarizados tiene un mayor impacto positivo en el rendimiento promedio.

Por otra parte, McEwan (2001), en un trabajo sobre *efecto pares* para Chile, usando un censo de resultados para octavo grado, incluye efectos fijos de la escuela para solucionar los problemas de endogeneidad de variables no observadas de las características de la familia y el estudiante; ya que se supone que las familias que eligen la misma escuela suelen realizar opciones similares en cuanto a la educación de sus hijos, por lo que pueden existir características inobservadas de las familias que influyen en los resultados educativos. Sin embargo, encuentra que para Chile, incluyendo efectos fijos las magnitudes de las diferencias de coeficientes entre las especificaciones con y sin efectos fijos para las escuelas no son grandes. La conclusión fundamental a la que llega es que el nivel medio de la educación de las madres en un aula tiene la más fuerte influencia en el logro de los estudiantes en matemáticas y español. El promedio de educación de los padres también tiene efectos positivos pero son de pequeña magnitud. Por otra parte, otro resultado es que un porcentaje creciente de estudiantes indígenas en un salón de clases tiende a reducir el logro, manteniéndose todo lo demás igual, aunque la magnitud del efecto es pequeña. En cuanto al ingreso medio del salón de clase, este tiene efectos inconsistentes y pequeños con el rendimiento. Además, las estimaciones implican una relación cóncava entre las variables de los pares y el logro, más predominantemente en el caso de la educación de las madres. En el caso de español, los rendimientos decrecientes implican que a medida que se incrementa el valor de dicha variable su efecto marginal va disminuyendo para alumnos de 15 años. Los resultados son similares para las matemáticas.

Principales resultados para los factores escolares

El debate sobre la eficacia de las escuelas públicas y privadas en Chile para Mizala y Romaguera (2002) no solo comprende la discusión sobre los problemas metodológicos que implica intentar evaluar sus efectos; sino que además la comparación entre la educación pública y privada en Chile resulta compleja dado el hecho de que las normas de admisión y expulsión de los alumnos son diferentes entre las escuelas públicas y privadas. Si bien las escuelas municipales deben admitir a todos los estudiantes y tienen serias restricciones para la expulsión de estudiantes, las escuelas privadas son libres de establecer sus propias políticas de admisión y expulsión. En Chile, los resultados de la pruebas sin controlar por las variables de contexto del individuo, indican que las escuelas privadas tienen una clara ventaja sobre las escuelas municipales (públicas). Sin embargo, existe una gran controversia acerca de estos resultados cuando se comparan estudiantes con similares características socioeconómicas.

De la estimación de una función de producción a nivel de establecimientos con datos de la prueba SIMCE (1998), Mizala y Romaguera (2000) constatan, primeramente, que existe una significativa correlación entre la dependencia del establecimiento y el nivel socioeconómico de los alumnos que asisten a él; y dado que esta correlación es mayor que la constatada en estudios anteriores, explican que esto puede ser un indicador de una mayor segmentación social en los establecimientos de enseñanza media. Por otra parte, con una estimación de función de producción a nivel de alumnos, encuentran que los estudiantes que asisten a establecimientos municipales tienen menores resultados en el SIMCE que quienes asisten a establecimientos particulares subvencionados. Por su parte, los establecimientos particulares pagados, en promedio, tienen mayores puntajes que los particulares subvencionados. A su vez, si se controla por el índice socioeconómico de los estudiantes estas diferencias entre dependencias se mantienen pero las brechas de puntajes se reducen significativamente.

Utilizando también los resultados de la prueba SIMCE DE 1998, Mizala y Romaguera (2002) estiman regresiones cuánticas, observando que las escuelas privadas pagas y las escuelas privadas subvencionadas tienen un efecto sobre el rendimiento escolar que disminuye a medida que avanzamos en la parte superior de la distribución condicional de la puntuación de castellano, es decir en los quintiles más altos.

Por otra parte, dentro de los trabajos anteriores que se han hecho para Chile, Rodríguez (1988), Aedo y Larrañaga (1994), y Aedo (1997) concluyen que los establecimientos particulares subvencionados tienen mejores resultados en las pruebas SIMCE que los establecimientos municipales, mientras que Carnoy y McEwan (1997) encuentran que los establecimientos municipales tienen un mejor desempeño que los particulares subvencionados (citados por Mizala y Romaguera, 2000). Estos resultados contradictorios, se deben en parte a las diferentes variables de control utilizadas así como los tipos de muestras de establecimientos con que trabajan.

Por otra parte, en MINEDUC (2003), utilizando datos de PISA 2000, llegan a la conclusión de que la pendiente de la gradiente entre establecimientos es mayor que la pendiente de la gradiente a nivel de alumnos, lo que implica que el efecto socioeconómico a nivel de establecimiento tendería a aumentar las diferencias de resultados según nivel socioeconómico individual. A esto se suma el hecho de que generalmente, estudiantes de

bajo nivel socioeconómico asisten a establecimientos en que el promedio de los estudiantes también tienen menores recursos, por lo que el efecto del nivel socioeconómico se potencia.

En cuanto a la *modalidad*, en la enseñanza media de Chile se distinguen centros que imparten las modalidades científico-humanista, técnico-profesional y polivalente. Los estudiantes de establecimientos de la modalidad científico-humanista obtienen mejores resultados que quienes asisten a establecimientos polivalentes, y éstos últimos obtienen mejores puntajes que los estudiantes de establecimientos de modalidad técnico-profesional, tanto en castellano como matemáticas (Mizala y Romaguera, 2000). Sin embargo, en la estimación por cuantiles, se observa que el asistir a una escuela humanista-científica no parece tener resultados muy diferentes en los distintos cuantiles, pero esto no es el caso de las escuelas que son a la vez humanista-científica y técnica (polivalentes), que tienen mejores resultados en la parte inferior de la distribución, principalmente en el cuantil 0,10 (Mizala y Romaguera 2002).

La *jornada completa* tiene un efecto positivo con los resultados de las pruebas SIMCE de acuerdo a Mizala y Romaguera (2000), aunque señalan que podría ser que los establecimientos con más y mejores recursos sean los que hayan podido implementar la jornada completa.

En cuanto a la *matrícula* del establecimiento, en Mizala y Romaguera (2000) la misma tiene un efecto positivo sobre el puntaje de las pruebas, y al igual que para el índice de nivel socioeconómico, esta relación no es lineal. A partir de determinado tamaño, si la matrícula del establecimiento aumenta el rendimiento disminuye, o aumenta a una tasa mucho menor.

En cuanto a la *tasa alumno-profesor*, ésta tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo, es decir, a mayor número de estudiantes por profesor peor es el rendimiento de los estudiantes (Mizala y Romaguera, 2000). En MINEDUC (2003) se observa el mismo resultado.

Por último, la *experiencia de los docentes* es medida en Mizala y Romaguera (2000) a través de los años de servicio, y resulta que tiene un efecto positivo sobre los resultados.

Antecedentes sobre los determinantes de la deserción

Para el caso de Chile, en MIDEPLAN (2005) se señala que el período donde los adolescentes tienen más probabilidades de abandonar sus estudios es el momento de la transición entre la educación básica y la enseñanza media, es decir a partir de los 14 años. En cuanto a los principales factores que determinan el abandono escolar, el de mayor impacto es el nivel socioeconómico, observándose que aquellos provenientes de los hogares más pobres tienen mayores probabilidades de desertar. A su vez, el pertenecer a una situación más desfavorable hace que sean distintos los factores que se asocian a la probabilidad de abandono en comparación con los jóvenes que poseen mejores circunstancias.

En este trabajo se estima un modelo probit para determinar los factores que inciden en la decisión de no asistir a un establecimiento escolar para los jóvenes de entre 14 y 24 años. Se señala que entre ellas se encuentran el trabajo, la maternidad o paternidad, dificultades

económicas, falta de interés, dedicación de parte de su tiempo a realizar quehaceres del hogar y problemas de rendimiento y rezago escolar. La *edad* incide positivamente en la probabilidad de desertar, lo que puede explicarse por el hecho de que va aumentando el costo de oportunidad entre ingresar al mercado de trabajo y seguir estudiando. En cuanto al *sexo* los varones tienen una mayor probabilidad de no asistir que las mujeres. Por otra parte, los adolescentes que viven con sus padres presentan menores tasas de deserción, y en aquellos hogares donde el número de personas es mayor la probabilidad de no asistir aumenta. La probabilidad de desertar aumenta cuanto menores son el *ingreso per cápita* y nivel educativo de los padres. Finalmente, por *zona de residencia* los jóvenes rurales tienen mayor probabilidad de desertar, así como los de aquellos hogares cuyos ocupados lo hacen en actividades tales como agricultura y comercio. Los adolescentes urbanos tienen más probabilidades de retomar sus estudios o estudiar y trabajar conjuntamente, mientras que los adolescentes rurales tienen una mayor tendencia a dedicarse sólo al trabajo.

3) Antecedentes sobre Uruguay

El sistema educativo en Uruguay

El sistema de educación media en Uruguay a través de la historia se ha caracterizado por poseer una serie de problemas que se derivan en parte de un proceso de masificación de su matrícula en contextos de escasez de recursos. Lo anterior ha implicado que se fue acumulando déficits de diferente naturaleza, entre los cuales podemos observar los preocupantes indicadores de cobertura, repetición y deserción de las últimas décadas. Asimismo, no solo existe una inconsistencia a nivel del sistema en general, en el sentido de que a nivel de primaria Uruguay cuenta con cobertura casi universal frente a una baja cobertura en el ciclo medio, sino que también la enseñanza media absorbe los problemas de equidad del ciclo de primaria, determinando que los logros del ciclo medio ya sea en términos de culminarlo o lograr buenos resultados se encuentran muy por debajo de los niveles esperados dado nuestro desarrollo social y económico. (ANEP, 2005)

Según la publicación *Historia de educación secundaria 1935-2008* (CES, 2008), la enseñanza en nuestro país se expandió fuertemente a partir de la década de los 50 siendo mayor este crecimiento para la educación media, y caracterizado a su vez por un proceso de feminización dada la mayor participación de la mujer en la estructura de la población estudiantil. Esto puede explicarse en función de las transformaciones sociales de la época, entre las que se encuentran la industrialización, la urbanización y el crecimiento de las clases medias y bajas, así como la mejora en la distribución del ingreso. A su vez, en 1967 se impone constitucionalmente la obligatoriedad de la enseñanza durante nueve años, seis de primaria y tres de secundaria básica. Esta democratización educativa -como se la denominó-, al llegar a los sectores más populares conllevó nuevas realidades que plantearon nuevos desafíos al sistema educativo, en el sentido de que los resultados educativos se volvieron más heterogéneos producto de la incidencia de los diferentes contextos socioculturales de estos nuevos alumnos, así como el surgimiento de problemas de infraestructura y disponibilidad de docentes calificados, así como otros que persisten hasta el día de hoy como lo es la deserción.

Entre 1970 y 1980 se intensificó la masificación de la matrícula así como los egresos. Esta expansión de la enseñanza, se da de manera “vertical”, lo que significa que incorpora sobre todo estudiantes de los estratos más desfavorecidos ya sea en términos de educación

familiar y de menores ingresos; a su vez se da una “extensión horizontal”, al incorporar a poblaciones anteriormente excluidas, las mujeres y población del interior previamente no incorporada. Pero el problema que surge es que este incremento de la matrícula no es acompañado por un adecuado incremento de los recursos docentes y materiales. Lo anterior implica problemas de eficiencia interna de la educación media a partir de los cuales surgieron también problemas de retención y egresos de los estudiantes por parte del sistema.

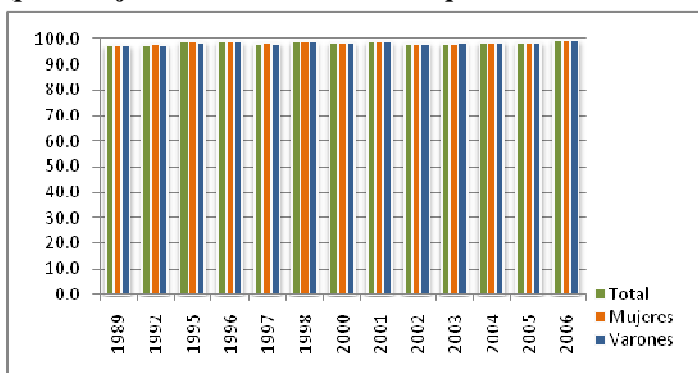
A la salida de la dictadura, durante el primer gobierno democrático (1985-1989) se promulga la Ley 15.739, llamada Ley de Emergencia de la Educación, mediante la cual se creó la ANEP (Administración Nacional de Educación Pública), la cual tuvo sobre todo importantes repercusiones a corto y mediano plazo sobre la organización de los docentes en términos de actor técnico-profesional que por el resto de sus aspectos formales o sustantivos. Durante este periodo se intentó también subsanar los problemas más urgentes de la enseñanza, como destituciones de docentes y mayor presupuesto. En este contexto, se implanta el Plan 86, el Ciclo Básico Único (CBU), que comprendía en un mismo currículum la totalidad de los estudiantes sujetos a la obligatoriedad de la enseñanza.

Sobre el diagnóstico de la CEPAL, en 1995 se iniciaron una serie de transformaciones en pro de incrementar la equidad, eficiencia y calidad de la educación pública. Lo anterior se manifestaba como una necesidad frente a la acumulada evidencia de que existe una correlación fuerte entre situaciones de pobreza, nuevas formas familiares, bajo nivel educativo de los padres y escasos logros educativos. Se aplican nuevas medidas para intentar solucionar algunos problemas del sistema educativo, entre ellas se inicia un plan de construcción edilicia, así como programas permanentes con fondos de cooperación internacional, los Proyectos de Mejoramiento de la Calidad de la Educación Primaria (MECAEP), de Mejoramiento de la Educación Secundaria y Formación Docente (MESyFOD), y de mejora de la educación técnico-profesional (UTU-BID).

En el año 96 se implanta un nuevo plan para el ciclo básico, que no solo introdujo modificaciones al currículum sino que también implicó la extensión horaria la que paso de 3 horas y media a 5 horas y media; y se instalan centros de lenguas extranjeras para que el alumno tuviera la posibilidad de estudiar una segunda lengua aparte del Inglés. A su vez, en el año 1999 se crean los grados 7º, 8º y 9º en las escuelas rurales equivalente al Ciclo Básico, cuyos objetivos comprendían también evitar la tendencia al abandono escolar. En dicho año también se realiza la primera evaluación censal de aprendizajes a estudiantes de tercer año de ciclo básico. Más recientemente, Uruguay ha participado en estudios comparativos internacionales de rendimiento académico, tales como PISA (2003 y 2006).

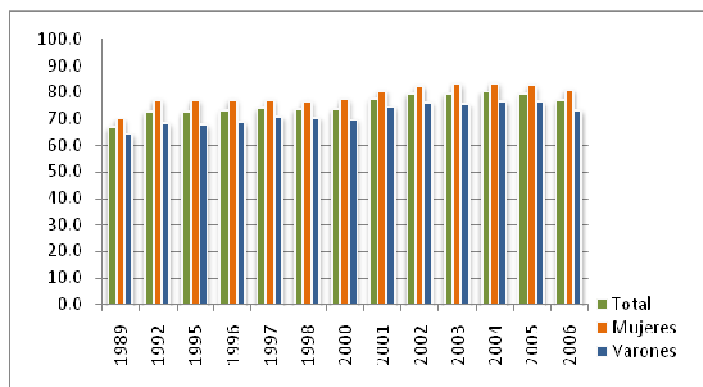
Por otra parte, se puso en marcha la aplicación de instrumentos de investigación para indagar hasta dónde se estaban cumpliendo los propósitos del proceso educativo. En el sector público se diseñó y puso en marcha una serie de herramientas estandarizadas para la evaluación de aprendizajes, que tuvieron un comportamiento sistemático solamente en enseñanza primaria. En este sentido, encontramos el Censo Nacional de Aprendizajes de 6tos años de Educación Primaria en 1996, así como sucesivas evaluaciones aplicadas cada tres años en sextos años de primaria; y la segunda edición del censo de sextos años de Educación Primaria del año 2005.

Gráfica 2.3. Tasa neta de matriculación en educación primaria (porcentaje de niños en edad escolar que asisten a la educación primaria)



Fuente: SEDLAC (CEDLAS/BM)

Gráfica 2.4. Tasa neta de matriculación en educación media (porcentaje de adolescentes en edad de asistir a la educación media de que asisten a la educación media)



Fuente: SEDLAC (CEDLAS/BM)

Mientras en primaria se alcanzó una cobertura casi universal tempranamente (gráfica 2.3), la cobertura de la educación media es significativamente menor. En la gráfica 4 puede observarse que durante la década del 90 la tasa de asistencia a secundaria no creció significativamente, mientras que a partir del 2000 se ha producido un aumento importante, liderado principalmente por el aumento de la asistencia en el Interior del país (ANEP, 2005). Este crecimiento de la matrícula estuvo acompañado hasta el 2003 por una caída en el empleo, por lo que el crecimiento de la asistencia podría estar asociado a un menor costo de oportunidad de estudiar producto de las menores oportunidades laborales.

En el año 2006 se da una nueva reformulación curricular en primer y segundo ciclo de secundaria que pretendía la unificación del currículo ante la diversidad de planes y programas coexistentes hasta el momento. Con respecto al sistema de evaluación define un nuevo reglamento e introduce un sistema de pruebas semestrales, sin exámenes obligatorios en bachillerato y pruebas especiales para aquellos estudiantes que llegan a fin de curso con calificaciones insuficientes en el Ciclo Básico. Finalmente, en 2008 se aprueba una nueva Ley de Educación, uno de cuyos aspectos más relevantes es la extensión de la obligatoriedad de la educación a 13 años (desde preescolares hasta secundaria completa).

Antecedentes específicos para Uruguay

En esta sección presentaremos los principales hallazgos encontrados por algunos estudios recientes que se han realizado para Uruguay en cuanto a la influencia de los distintos factores que inciden en los resultados educativos. En este sentido cabe aclarar que han sido más los estudios desarrollados a nivel de primaria que de secundaria, por lo que tomaremos algunos de ellos en esta revisión de antecedentes.

Principales resultados para los factores de contexto familiar y social

En relación al *sexo*, Tansini (2008) en un estudio para la educación primaria en Uruguay encuentra que el sexo masculino tiene un impacto marginal negativo en los resultados y en la probabilidad de seguir asistiendo al sistema educativo. Por otra parte, en Llambí y Perera (2008) a partir de datos de PISA 2006 se observa que, en promedio, las mujeres obtienen mejores resultados en Lectura mientras que los varones obtienen mejores resultados en Ciencias y en Matemáticas. Asimismo, el resultado al que llegan Brossard et. al (2007) a partir de datos de PISA 2003 confirma que los varones obtienen mejores puntajes en matemáticas que las mujeres.

En cuanto al *clima educativo del hogar*, para Tansini (2008) el hecho de que la madre tenga más de nueve años de educación y de que en el hogar tengan más de 50 libros, lo que indicaría la existencia un alto capital cultural en el hogar, estaría impactando positivamente en los resultados en primaria. Llambí y Perera (2008) encuentran que el hecho de que la madre haya completado la educación media resulta significativo para las competencias de Lectura y Matemáticas, asimismo para esta última competencia que el padre haya completado el Ciclo Básico así como la educación media también es significativo. Brossard et. al (2007), también confirman el hecho de que el nivel de educación de la madre impacta positivamente en los resultados, siendo mayor este impacto cuando la madre tiene más de 6 años de educación.

Llambí y Perera (2008), relativo a los factores de contexto socioeconómicos, encuentran que el *índice del estatus ocupacional* de los padres es significativo y tiene un impacto importante en los aprendizajes de Lectura y Ciencias, y en menor medida en Matemáticas. También el *índice de recursos educativos del hogar* resulta importante para explicar los resultados en Lectura y Ciencias y no tanto los resultados en Matemáticas; sin embargo el *índice de bienes materiales del hogar* en general no resulta significativo. En el informe PISA 2006 para Uruguay (ANEP, 2007), donde primero se controla por el entorno del centro educativo, se observa por ejemplo que para entornos muy desfavorables los estudiantes provenientes de hogares con más alto status ocupacional obtienen mejores resultados que los provenientes de hogares con más bajo status ocupacional.

Para la variable *zona de residencia*, en ANEP (2007) se encuentra que controlando por el entorno sociocultural los puntajes más bajos se observan en aquellos estudiantes que asisten a centros educativos de una capital departamental y en el entorno muy desfavorable. Por otra parte, al contrario de lo esperado, los estudiantes de los centros educativos de localidades rurales tienen por lo general un resultado que resulta relativamente mejor que los observados en las ciudades mayores o en el Área Metropolitana. Por último, en las capitales del Interior se observaron los puntajes promedio más elevados.

Principales resultados para los factores escolares

Tansini (2008) sostiene que la probabilidad de obtener buenos resultados se incrementa con la *asistencia a preescolar*, y más aún si el alumno lo hace a edad temprana.

En cuanto a la influencia de la *asistencia a escuela de tiempo completo (ETC)*, si bien en el informe PISA 2006 para Uruguay se llega a que los estudiantes que asistieron a las mismas durante la mayor parte de la primaria tienen un desarrollo de las competencias científicas estadísticamente menor a sus pares que asistieron a una escuela común pública o privada; Lambí y Perera (2008) a través de estimaciones que tratan el problema de endogeneidad de esta variable sostienen que no es posible, en base a la información aportada por PISA, presentar evidencia de que el efecto ETC sobre las competencias en Lectura, Matemática y Ciencias sea negativo. Señalan que si bien la magnitud y significación del efecto ETC es sensible al método utilizado para tratar el sesgo provocado por la endogeneidad, se constata un cambio de signo en el coeficiente respecto a las estimaciones que no tratan este problema. Por lo que esto refleja la presencia de una inconsistencia del estimador por MCO para calcular el efecto de esta variable sobre las competencias evaluadas.

Por otra parte, para Tansini (2008) la *historia de repeticiones* de la escuela en su conjunto, en el contexto socioeconómico medio tiene un impacto marginal negativo. Asimismo en ANEP (2007) se observa que los estudiantes que repitieron Ciclo Básico y están cursándolo obtuvieron los peores desempeños. Por otra parte, Brossard et. al (2007) encuentran que las experiencias de repetición a nivel de enseñanza primaria y secundaria están negativamente correlacionadas con el desempeño estudiantil

En cuanto al *tamaño de la clase*, Llambí y Perera (2008) estiman el efecto del ratio estudiantes/profesor, encontrando un efecto significativo del tamaño de grupo en las competencias de Lectura y Ciencias. Asimismo se incluye esta variable al cuadrado para identificar el tamaño óptimo del grupo; resultando para Lectura que hasta los 18 alumnos el efecto es positivo, y más allá de ese tamaño empieza a ser negativo; a su vez, para Ciencias el tamaño óptimo se estima en 17 alumnos. Sin embargo, en ANEP (2007) a través de un modelo HLM se concluye que el ratio estudiantes/profesores no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre los resultados en Ciencias.

En cuanto al *contexto socio-cultural de centro*, en ANEP (2007) se estudia la relación entre el entorno sociocultural del centro y los resultados en Ciencias, siendo el resultado más importante que las competencias de un estudiante dependen de las características sociales, económicas y culturales que predominan en su escuela, resultando para Uruguay que este factor llega a explicar casi la mitad de la varianza en los promedios de Ciencias de las escuelas. En el informe PISA 2003 para Uruguay (ANEP, 2004) también se sostiene que el nivel sociocultural de los centros educativos tiene mayor influencia sobre los resultados que el origen sociocultural individual, lo que suele denominarse en muchas investigaciones como *efecto pares* tal cual ya fuera mencionado anteriormente. Llambí y Perera (2008) encuentran también, que el contexto medio del establecimiento tiene un impacto de magnitud significativa sobre los aprendizajes de los alumnos en las tres competencias evaluadas, con un efecto particularmente importante sobre Matemáticas.

En cuanto a la *dependencia institucional*, en ANEP (2007), se concluye que no existe una diferencia neta de desempeño entre el sector privado y el sector público ni tampoco

parecería existir una clara diferencia entre la educación técnica y la general una vez que se controla por el entorno sociocultural; este mismo resultado se encuentra en ANEP (2004).

Para el análisis de los *factores de gestión pedagógica*, Ravela et. al, (1999, citado por Fernández Aguerre 2004) en un estudio que pretendía distinguir entre aquellas escuelas de contextos socio-culturales desfavorables con resultados por encima de los esperados (*escuelas eficaces*) y las que obtuvieron resultados por debajo de lo esperado (*escuelas bloqueadas*), se encontró que las variables que distinguían a las escuelas eficaces eran: una gestión de los directores con mayor énfasis en los aspectos pedagógicos; mayor presión de los padres por calidad de la enseñanza; un clima institucional de respeto a las normas de disciplina y convivencia; una visión organizacional con consenso de maestros y directores sobre la función de la escuela en el contexto en el que está ubicada, expectativas positivas sobre el aprendizaje de los niños, ideas definidas acerca de qué características debe tener una escuela para alcanzar aquellos fines.

Por otra parte, en un trabajo de ANEP (2000), se hallaron los siguientes resultados para este tipo de variables: existen un umbral de población estudiantil de entre 100 alumnos y más de 600, para los cuales la gestión tiene un efecto positivo sobre los logros más allá de los perfiles socioculturales de los estudiantes. En cuanto a la *antigüedad de los directores*, resulta que aquellos que han estado en la conducción del centro hasta 7 años no logran resultados deficitarios, mientras que más del doble de los centros con directores en la categoría de 8 a 12 años dirigen centros con resultados superavitaros; a partir de los 13 años la tendencia cambia, siendo mayor la proporción de directores al frente de centros deficitarios que aquellos al frente de centros superavitaros. Los centros con menores *niveles de rotación* de sus directores son los que logran los mejores resultados y la mayor *sobrecarga laboral* de los directores esta asociada a peores resultados. En cuanto a los docentes, aquellos con un menor *nivel de formación* específica para la actividad docente están ligados a resultados deficitarios en términos relativos.

En los centros con resultados superavitaros predomina la dedicación a temas pedagógicos con una gran distancia respecto de los administrativos; no existe evidencia de covariación en ningún sentido entre la construcción de consensos por parte de los docentes y directores y los resultados logrados por los estudiantes en las pruebas; y existe una asociación mayor entre el nivel de respuesta de los padres a citaciones individuales y el logro de resultados superavitaros, que la asociación que existe entre la respuesta de los padres a reuniones colectivas y resultados superavitaros. Se observa una asociación entre mayores niveles de satisfacción de los docentes con mejores resultados de aprendizaje de los estudiantes; finalmente en cuanto a la gratificación que sienten los docentes en cuanto a las relaciones afectivas con sus alumnos, se observa que los docentes de centros superavitaros son, de las tres categorías de centros, los que menos buscan este tipo de gratificación.

Asimismo en cuanto a la *proporción de docentes titulados*, Llambí y Perera (2008) encuentran que es una variable significativamente positiva para todas las estimaciones realizadas y en las tres competencias evaluadas. Sin embargo, advierten que podría existir una causalidad inversa, para aquellos casos en que exista un proceso de selección de los docentes donde los titulados eligen los centros con mejores resultados.

En cuanto a otros insumos educativos, como *el índice de calidad de los recursos educativos*, Llambí y Perera (2008) encuentra que para Lectura esta variable resulta

significativa sobre los resultados. Asimismo, el *índice de autonomía* curricular resulta significativo al 10% y con signo positivo en la competencia de lectura.

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. Por otra parte, en cuanto al efecto parcial de determinadas circunstancias, los factores individuales y familiares, tales como género, región, contexto socioeconómico y cultural del hogar, explican entre un 17% y 22% de la desigualdad de oportunidades. En cuanto al contexto escolar, medido por el nivel socioeconómico medio y el sesgo por género a nivel de centro educativo, este factor resultó ser el de mayor importancia explicando entre el 29% y 33% de la desigualdad de oportunidades; señalando que en general este tipo de resultados se relaciona con el llamado efecto pares. Finalmente, se concluye las variables escolares consideradas prácticamente no contribuyen a explicar la desigualdad de oportunidades, aunque este resultado deber relativizarse dada las limitaciones tanto de la fuente de datos utilizada como de los problemas metodológicos que presentan este tipo de análisis.

Antecedentes sobre los determinantes de la deserción

Bucheli y Casacuberta (2000) estiman un modelo probit analizando el impacto de determinadas variables explicativas sobre la probabilidad de asistencia de los adolescentes de 14 a 17 años en Uruguay, a partir de datos de la ECH de 1997. Estos autores señalan que el proceso de deserción del sistema educativo comienza a los 11 años al finalizar primaria y se agudiza a partir de los 14 años.

Los resultados muestran en cuanto al *sexo* que, la probabilidad de asistencia para los varones es menor que para las mujeres. A su vez, cuanto mayor la *edad* menor la probabilidad de asistencia. Los *años de educación aprobados* impactan positivamente, donde un año adicional incrementa la probabilidad de asistir en aproximadamente nueve puntos porcentuales. Finalmente, el *rezago escolar* disminuye la probabilidad de asistir. En cuanto al contexto familiar, el *ingreso* y el *nivel educativo del jefe* impactan positivamente en los resultados. A su vez, en cuanto al *tipo de hogar*, los adolescentes de hogares nucleares reflejan mayor probabilidad de asistencia con respecto al resto. Aunque, cuando se estima el modelo para todos los años (entre 1986 y 1997), el parámetro correspondiente al hogar monoparental no fue siempre significativamente distinto de cero. Por último, el parámetro de la *zona de residencia* no resultó significativamente distinto de cero. Lo que puede significar que las diferencias en la tasa de asistencia entre Montevideo y el interior urbano se deben a otro tipo de variables tales como las de contexto familiar.

Por otra parte, estiman un modelo de decisión conjunta sobre la asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo. Para esto se estima un modelo probit bivariado ya que involucra dos decisiones conjuntas pero no independientes, para lo cual se realiza una

estimación conjunta que toma en cuenta la existencia de correlación de los residuos. Los resultados encontrados, en función de los parámetros estimados en la ecuación de asistencia son similares a los del modelo probit presentado anteriormente, excepto para la variable sexo que no resultaba ser significativa. Los resultados para la ecuación de participación en el mercado de trabajo son similares pero de signo contrario a los de la asistencia, y se observa una correlación significativa entre ambas decisiones.

Llambí et. al (2009) también observan el hecho de que la prueba PISA posee un sesgo de selección al no incluir en la muestra a los estudiantes desertores, y plantean que corregir este sesgo resulta fundamental para encontrar estimaciones adecuadas de los efectos que los diversos factores ejercen sobre las competencias evaluadas en los jóvenes uruguayos, a la edad de 15 años, ya que estos estudiantes no considerados probablemente presenten un menor rendimiento. Para corregir este sesgo emplean el método de dos etapas de Heckman, utilizando la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (2006) para obtener estimadores consistentes de los parámetros, tal cual se realizará en esta monografía. Mediante este procedimiento ajustan un modelo explicativo de la asistencia para estimar la ecuación de selección del sistema.

Las variables consideradas para el modelo Probit estimado sobre la asistencia al sistema educativo son: género, nivel educativo de los padres, ocupación de los padres, región de residencia, y una dummy indicadora de la repetición en la educación primaria. Dado que la experiencia de repetición suele ser considerada como un anticipo del abandono del sistema educativo, se consideró relevante incluirla como variable independiente en la ecuación que explica la asistencia al sistema. Los resultados encontrados indican que existe una relación significativa entre el género del estudiante y la probabilidad de asistencia, resultando ser mayor la deserción en los varones. En cuanto a la región de residencia, los residentes en áreas rurales presentaron la mayor probabilidad de deserción; asimismo la variable indicadora de la repetición en primaria presentó el mayor efecto marginal. Por otra parte, el nivel educativo de los padres se relaciona con la asistencia al sistema educativo, siendo la educación de la madre la que tiene mayor efecto marginal sobre la probabilidad de asistir.

CAPÍTULO 3

Hipótesis

De acuerdo con el enfoque de las capacidades presentado en el capítulo 1, la equidad debe evaluarse en ámbito de las capacidades humanas, y no los funcionamientos ni en los medios. De acuerdo a este enfoque, dado que se considera a la educación como una capacidad básica, constituye una dimensión clave en la cual se debe evaluar la igualdad. En este sentido, es deseable que se alcance el mínimo nivel posible de desigualdad en esta capacidad, por su importancia para la expansión de las libertades a lo largo de toda la vida del individuo.

El primer objetivo de este trabajo es evaluar la desigualdad existente en las capacidades educativas en Uruguay y Chile, para lo que se propone comparar la desigualdad existente en las competencias alcanzadas por las personas a los 15 años de edad en ambos países. Un segundo objetivo es comparar en qué medida esa desigualdad puede ser explicada por la desigualdad de contexto social, e intentar identificar qué incidencia tienen los insumos escolares.

Esta monografía tiene 3 hipótesis centrales que intentaremos testear. La primera hipótesis refiere a la desigualdad existente en las capacidades educativas en Uruguay y Chile, y se resume de la siguiente manera:

Hipótesis 1) En Uruguay existe una mayor desigualdad en las capacidades educativas alcanzadas por los estudiantes a los 15 años que en Chile.

Para probar esta hipótesis compararemos diferentes indicadores de desigualdad de los resultados obtenidos en la prueba PISA 2006 en matemática, ciencias y lectura por los adolescentes de ambos países.

La comparación con Chile se debe a que Uruguay y Chile son dos países cercanos, con similares niveles de desarrollo humano y similares resultados promedio en la prueba de PISA. Debido a que el contexto social es 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. 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 fuertes progresos en el campo de la educación, logrando aumentar fuertemente las tasas de asistencia y el nivel educativo de la población.

Asimismo, complementaremos esta información con la desigualdad de acceso a la educación media. Debido a que la tasa de asistencia a la enseñanza media es mayor en Chile que en Uruguay, planteamos una hipótesis complementaria a la hipótesis 1, vinculada al sesgo de selección existente en los resultados de prueba PISA:

Hipótesis 1b) La existencia de un sesgo de selección en la prueba PISA tiene una incidencia mayor sobre la desigualdad de los resultados en Chile que en Uruguay.

Esta hipótesis se deriva de que la mayor tasa de asistencia de los adolescentes de 15 años a la enseñanza media en Chile lleva a que la muestra de PISA en ese país sea representativa de una parte mayor de la población de esa edad que en Uruguay, ya que la prueba se realiza a sólo a estudiantes de enseñanza media. Esta diferencia en las tasas de asistencia de Uruguay y Chile genera que en Chile se evalúe a una proporción mayor de los adolescentes y esto podría implicar que se esté evaluando a una muestra más heterogénea que en Uruguay, donde una parte menor de los adolescentes está representado en la muestra. Esta hipótesis se basa en que las variables que inciden en la deserción también son variables que inciden en los resultados.

Para probar esta hipótesis se elaborará un indicador para comparar cuál sería la desigualdad en cada país si no existieran diferencias en la probabilidad de asistir al sistema educativo en ambas muestras, siendo nuestra hipótesis que luego de esta corrección la desigualdad se reduce más en Chile que en Uruguay.

Hipótesis 2) En Uruguay una menor parte de la desigualdad en las capacidades educativas puede ser explicada por el contexto social que en Chile.

Partiendo de la hipótesis 1, se supone que los resultados educativos son más desiguales en Uruguay que en Chile. Si suponemos que los niveles de desigualdad social, en las variables de contexto que inciden en los resultados educativos, son similares en ambos países, esta hipótesis sugiere que la mayor desigualdad que presenta Uruguay en los resultados no puede explicarse por una mayor desigualdad de contexto.

Para probar esta hipótesis analizaremos en qué medida los resultados educativos están asociados al contexto social del estudiante y del centro educativo, y estimaremos un indicador de la incidencia de estas variables de contexto en la desigualdad de los resultados en cada país.

CAPÍTULO 4

Metodología

En este capítulo se presenta la metodología aplicada. En la primera sección, se presentan los indicadores utilizados para aproximarnos a las capacidades educativas, así como las ventajas y limitaciones de la fuente de datos. En las secciones siguientes, se presenta la metodología empleada para estimar la desigualdad existente en las capacidades educativas (sección 2), las variables que influyen en los resultados educativos (sección 3) y la incidencia del contexto y del sistema educativo en la desigualdad (sección 4).

1) Indicadores utilizados para medir las capacidades educativas

La prueba de PISA como indicador de las capacidades educativas

El objeto de análisis de esta monografía son los logros en las *capacidades educativas*, tal como fueron definidas en el marco de análisis. Para aproximarnos a este variable, que no es observable, utilizamos como indicador los resultados de la prueba PISA 2006 en las tres competencias evaluadas: lectora, científica y matemática. En esta sección intentaremos mostrar en qué medida los resultados de la evaluación realizada por PISA constituyen un indicador adecuado de las capacidades educativas. Para ello, presentaremos en primer lugar las definiciones de competencias planteadas en el marco teórico de PISA (OCDE, 2004), para luego analizar su grado de correspondencia con la definición de capacidades educativas manejada en nuestro marco teórico.

En primer lugar, se debe aclarar que PISA no es una prueba basada en conocimientos, sino 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).

En segundo lugar tenemos que, en el marco teórico PISA 2003 (OCDE 2004) se define cada una de las tres áreas de evaluación de la siguiente manera:

“Competencia científica: “La competencia científica es la capacidad de utilizar el conocimiento científico, identificar cuestiones científicas y sacar conclusiones basadas en pruebas con el fin de comprender y ayudar a tomar decisiones relativas al mundo natural y a los cambios que ha producido en él la actividad humana” (OCDE, 1999, 2000, 2003a)”. (OCDE 2004)

Es decir que, refiere por un lado a los conocimientos científicos e identificación de problemas, así como a la capacidad de un individuo de adquirir nuevos conocimientos y explicar fenómenos científicos. Por otra parte, refiere al tipo de relación que establecen dichos individuos con temas relacionados a la ciencia y sus ideas desde su condición de ciudadanos reflexivos; que comprenden las características de la ciencia como método de

conocimiento e investigación acerca de las cuestiones humanas. Así como la percepción que estos puedan tener sobre el papel que la ciencia y la tecnología juegan en la sociedad, al conformar nuestro entorno material, intelectual y cultural.

“Competencia lectora: “La competencia lectora es la capacidad de comprender, utilizar y analizar textos escritos para alcanzar los objetivos del lector, desarrollar sus conocimientos y posibilidades y participar en la sociedad”.” (OCDE 2004)

Por ende, importa no solo que los estudiantes tengan la capacidad de comprender un texto, sino de reflexionar sobre él a partir de pensamientos y reflexiones personales. En el marco teórico de PISA se remarca que la lectura es un proceso de construcción de significado por parte del lector. Se reconoce la existencia de diferentes contextos de lectura, por lo que incorpora textos que se enmarcan en cuatro tipos de situaciones: escolar, laboral, privada y pública.

“Competencia matemática: “Competencia matemática es una capacidad del individuo para identificar y entender la función que desempeñan las matemáticas en el mundo, emitir juicios fundados y utilizar y relacionarse con las matemáticas de forma que se puedan satisfacer las necesidades de la vida de los individuos como ciudadanos constructivos, comprometidos y reflexivos”.” (OCDE 2004)

Esta última definición hace referencia a la capacidad de los alumnos para utilizar las matemáticas en procesos de razonamiento que le permitan formular, resolver e interpretar distintas soluciones y comunicar ideas de una manera más eficaz.

Por su parte tenemos que las *capacidades* para Amartya Sen (1979), se definen como las habilidades de las personas para realizar acciones o alcanzar estados que valoran – *funcionamientos* valorados. A su vez la capacidad de una persona para alcanzar distintos vectores alternativos de funcionamientos representa, por tanto, la libertad de una persona para lograr diferentes formas de vivir, de estar y de ser. En relación a las capacidades educativas, desde el enfoque de las capacidades se consideran no sólo las habilidades prácticas, sino también las habilidades psico-sociales, y la combinación de ambas constituye los cuatro pilares de la educación presentados por UNESCO (1996): *aprender a conocer, aprender a hacer, aprender a vivir juntos, y aprender a ser.*

Volviendo a las definiciones de competencias de PISA presentadas anteriormente podemos notar que las mismas ponen el énfasis no solo en las habilidades de los individuos para *aprender a conocer y hacer*, sino también en sus habilidades para *aprender a ser y vivir en sociedad* de manera integrada y cohesionada. Esto, visto desde el enfoque de las capacidades, nos permite decir que, si los individuos logran un grado razonable de destrezas, habilidades o competencias, esto se traduciría en la expansión de la agencia de los individuos, así como en mayores logros de bienestar. En este sentido, la utilización de los resultados de PISA en la evaluación de competencias permite aproximarnos a una medición de las capacidades educativas.

Limitaciones

Existen por supuesto, ciertas limitaciones para evaluar capacidades desde estas pruebas, particularmente en cuanto no es posible observar la interacción de los individuos con otras

personas, lo que dificulta el poder evaluar adecuadamente las capacidades para alcanzar funcionamientos vinculados a las relaciones sociales.

Una limitación fundamental, y que se intenta salvar en este trabajo, es el sesgo de selección de la prueba de PISA si se pretende reflejar las competencias educativas del total de la población de 15 años de un país. El estudio de PISA sólo evalúa las competencias educativas en estudiantes de 15 años (más específicamente estudiantes que tienen entre 15 años y 3 meses y 16 años y 2 meses en el momento de la evaluación) que asisten al sistema educativo y que han concluido la educación primaria (6 años de educación). Aquellos jóvenes que han desertado del sistema educativo, así como quienes no han completado los 6 años de primaria, no se encuentran representados en el estudio, por lo que es una evaluación que no representa al universo de jóvenes de dicho tramo etario.

Este sesgo es importante ya que existen niveles de deserción significativos en la enseñanza media en Chile y en mayor medida en Uruguay. Es esperable que las capacidades adquiridas por quienes abandonaron los estudios sean en promedio menores que las adquiridas por los que se encuentran estudiando, por lo que el promedio de resultados de la prueba en cada país no refleja adecuadamente las competencias alcanzadas por todos los jóvenes a los 15 años de edad. Por este motivo, en el presente trabajo intentaremos estimar la incidencia de este sesgo de selección en la medición de los resultados de PISA, e intentaremos corregir este sesgo en nuestra estimación de la incidencia de los factores escolares en la desigualdad de resultados educativos.

2) Métodos utilizados para la medición de la desigualdad en las capacidades educativas

El primer conjunto de herramientas de análisis que utilizaremos son las estadísticas descriptivas, que nos ayudarán a aproximarnos a la desigualdad de capacidades educativas. Se plantearán diferentes formas de medir dicha desigualdad, tanto en términos de acceso como de calidad.

Desigualdad en el acceso

El interés de este estudio se centra en el grado de desigualdad en las capacidades acumuladas por los jóvenes de 15 años a través de su pasaje por el sistema educativo. Dado que a los 15 años las personas aún se encuentran en edad escolar, una primera forma de acercarnos a nuestro objeto de análisis, es a través de medidas de desigualdad en el acceso y permanencia en sistema educativo. A los 15 años los jóvenes chilenos aún no han culminado el ciclo de enseñanza obligatoria, que se extiende hasta los 12 años de educación. En Uruguay, a dicha edad deberían estar culminando o recién haber culminado el ciclo de enseñanza obligatoria (9 años de educación) de acuerdo con la legislación vigente en 2006, pudiendo estar asistiendo al segundo ciclo de secundaria. Sin embargo, a partir de la entrada en vigencia de la nueva ley de educación en diciembre de 2008 (Ley 18.437), es obligatoria también la realización del ciclo de enseñanza media superior.

Una primera forma de medir la desigualdad en el acceso que existe en cada país es a través del porcentaje de asistencia al sistema educativo para la población de 15 años. A su vez, una medida tradicionalmente utilizada para medir los logros educacionales es el nivel educativo alcanzado, por lo que una forma de medir la desigualdad es el porcentaje de

adolescentes que completaron los diferentes niveles educativos. Asimismo, para medir el efecto del contexto socio-económico sobre estos logros, se presentan las tasas de asistencia y el nivel educativo alcanzado promedio para los jóvenes pertenecientes a distintos grupos determinados por factores de contexto. Estos indicadores serán presentados a partir de los datos relevados por las encuestas de hogares que realizan los Institutos de Estadística de Uruguay y Chile.

Desigualdad en las capacidades educativas adquiridas

El logro de un cierto nivel educativo no es un indicador suficiente de las capacidades adquiridas, personas con igual cantidad de años de educación pueden lograr muy diferentes capacidades. Como ya se mencionó, un indicador útil para aproximarnos a la medición de las capacidades educativas es la prueba de PISA. En este sentido, utilizaremos indicadores de desigualdad sobre los resultados de la prueba PISA 2006 en Uruguay y Chile.

Antes de detallar los índices de desigualdad que serán utilizados, es necesario reseñar algunas características de la fuente de datos que restringe el tipo de índices que puede utilizarse así como los procedimientos que es necesario realizar.

En primer lugar, las variables con que trabajamos (competencias educativas evaluadas en PISA en las pruebas de matemática, ciencias y lectura) son obtenidas a partir de la metodología de Teoría de Respuesta al Ítem, como se explica en el anexo V. 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. Esto lleva a que, para poder realizar comparaciones se deben elegir indicadores de desigualdad tal que los mismos no se vean afectados por esta transformación de la variable, es decir que sea invariante ante un cambio de escala y ante un traslado de la media. La transformación que se realiza al resultado es la siguiente:

$$x_2 = 500 + \frac{100}{sd_{OCDE}} (x_1 - \bar{x}_{OCDE}),$$

siendo x_1 el resultado original, y \bar{x}_{OCDE} y sd_{OCDE} la media y el desvío estándar del conjunto de países de la OCDE.

Esta estandarización dificulta la medición de la desigualdad presente en los resultados de PISA, ya que 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 (Ferreira y Gignoux, 2008).

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, la posición relativa de los diferentes respondientes queda invariante. Para nuestro objetivo no necesitamos obtener una medición exacta de la desigualdad en los resultados de cada país, sino que lo que nos interesa es la comparación de la desigualdad entre ambos países. Es decir que podemos identificar qué país es más desigual en los resultados, aunque el valor que tome el índice en cada país carezca de significado.

A continuación se presentan los tres indicadores de desigualdad que utilizaremos; todos son invariantes ante un cambio de escala y tienen otras propiedades deseables que se detallan a continuación.

Índice de entropía ($\beta=2$) - coeficiente de variación al cuadrado/2:

$$E_2(x) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right)^2 - 1 \right] = \frac{V(x)}{2\bar{x}^2} = \frac{CV(x)^2}{2}$$

El índice de entropía (2) es igual al coeficiente de variación al cuadrado dividido por 2. Como todos los índices de la familia de entropía, satisface las propiedades de simetría, invarianza en replicación, invarianza en escala y transferencia (Pigou-Dalton), y se puede descomponer. En particular, el hecho de que sea invariante en escala hace que sea útil para trabajar con los datos de PISA. Una característica de este índice es que no es sensible a en qué parte de la distribución se produce una transferencia; por ejemplo, si se produce una transferencia regresiva ésta tendrá el mismo impacto sobre el índice sin importar en qué parte de la distribución se produjo la transferencia.

Índice de entropía ($\beta=1$) - índice de Theil:

$$E_1(x) = T(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{x_i}{\bar{x}} \ln \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) \right]$$

El índice de entropía (1) o índice de Theil es otro índice de la familia de entropía, por lo que también satisface las propiedades de simetría, invarianza en replicación, invarianza en escala y transferencia (Pigou-Dalton), y se puede descomponer en grupos. A diferencia del $E(2)$, es sensible a en qué parte de la distribución se produce una transferencia; por ejemplo, si se produce una transferencia regresiva ésta tendrá un mayor impacto sobre el índice si se produce en la parte más baja de la distribución.

Coficiente de Gini:

$$G(x) = \frac{1}{2\bar{x}n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [x_i - x_j]$$

El coeficiente de Gini es la suma de todas las posibles diferencias entre pares de individuos. Satisface las propiedades de simetría, invarianza en replicación, invarianza en escala y transferencia (Pigou-Dalton), por lo que puede ser utilizado con los datos de PISA. Este índice no se puede descomponer por grupos. Una característica particular del índice de Gini es que, debido a que tiene en cuenta cada una de las diferencias entre pares de personas, es sensible a las transferencias de acuerdo a la cantidad de personas que hay entre las dos que hicieron la transferencia; por ejemplo, si se produce una transferencia regresiva entre dos personas muy alejadas en la distribución, ésta tendrá más impacto que si se produce entre dos personas que están cerca.

La utilización de datos de PISA introduce una complejidad adicional, debido al tipo de muestreo que realiza. Como se explica en el anexo V, PISA utiliza un diseño muestral en dos etapas, por lo que si se aplican las fórmulas de distribución muestral desarrolladas para el muestreo aleatorio simple se estaría subestimando la varianza muestral. 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. Estos métodos funcionan generando varias submuestras o muestras replicadas a partir de la muestra completa. Una muestra replicada se forma simplemente mediante una transformación de los pesos muestrales totales según un algoritmo específico para el método de replicación, y pueden aplicarse a cualquier estimador. (OCDE 2004)

Asimismo, la utilización de la teoría de respuesta al ítem lleva a que no se tenga una estimación puntual de la capacidad de cada estudiante, sino un conjunto de valores plausibles de esa capacidad. Esto se debe, a que el objetivo de la prueba es evaluar las competencias de una población y por tanto es más importante reducir el error de medición para realizar inferencias sobre la población que reducir el error a nivel individual (OCDE 2004). La variable que se pretende medir es una capacidad subyacente inobservable (competencias cognitivas), para lo cual se elaboran una serie de ítems o problemas que los estudiantes deben responder, a partir de los cuales se pretende inferir dicha capacidad. Esto lleva a un problema de error de medición debido a que no es posible estimar exactamente esta capacidad inobservable a partir de un número limitado de ítems (Ferreira y Gignoux, 2008).

Para evitar que se produzcan inferencias sesgadas se utilizan los valores plausibles, lo que consiste en elaborar una distribución continua a partir de las puntuaciones de las pruebas. Esta estrategia consiste en estimar distribuciones (llamadas *distribuciones a posteriori*) a partir de los puntajes puntuales obtenidos en la prueba, y luego asignar a cada individuo un conjunto de valores aleatorios (en este caso 5) tomados a partir de estas distribuciones. En lugar de estimar directamente la capacidad de un alumno, PISA estima una distribución de probabilidad para la capacidad de cada estudiante en función de sus respuestas a los ítems y de la dificultad relativa de cada ítem, y se seleccionan cinco valores aleatorios de esa función de probabilidad, con una probabilidad asociada a cada uno de esos valores.

Para el cálculo de intervalos de confianza de cualquier estadístico univariante, es necesario estimar su error típico a través del método de replicación repetida balanceada (BRR). En primer lugar se calcula el estadístico para cada uno de los 5 valores plausibles utilizando el peso final del estudiante. Luego se estima la varianza muestral del estimador a través del cálculo de 80 iteraciones utilizando cada uno de los 80 pesos replicados que la base de datos que PISA provee, para cada valor plausible, y luego se promedia para los cinco valores plausibles. Posteriormente se estima la varianza de imputación a partir de las diferencias entre las estimaciones realizadas con los 5 valores plausibles. Por último, el estadístico final se calcula como el promedio de los 5 estadísticos estimados con cada valor plausible, y la varianza del estadístico es la suma de la varianza muestral y la varianza de imputación (este procedimiento es explicado en mayor detalle en el anexo V). De esta manera se puede calcular el desvío estándar para la determinación del intervalo de confianza del estadístico (en el anexo IV se presenta un ejemplo de los programas utilizados para el cálculo de las varianzas).

Por último, también nos aproximaremos a la distribución de los resultados a través de la estimación de funciones de densidad kernel. Este método no paramétrico permite la

estimación de la función de densidad de la variable en la población a través de la información de la muestra, sin tener que presuponer una determinada forma de la función de densidad.

A diferencia del histograma, la densidad kernel permite para la estimación de la función de probabilidad que los intervalos considerados para la estimación en cada punto se solapen. Cuanto mayor es el intervalo que se considera alrededor de cada punto para la estimación, más suavizada será la función. Esto permite disminuir las variaciones inducidas por la selección de los puntos en los cuales se realiza la estimación. Asimismo, la función kernel asigna a cada punto del intervalo pesos diferentes, dependiendo de su distancia con el punto en el cual se realiza la estimación. La función de densidad kernel general puede escribirse como (DiNardo y Tobias, 2001):

$$pdf(x_0) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right)$$

Donde $K(\cdot)$ es la función kernel, que determina el peso que se le da a cada x_i según su distancia con el punto en el cual se realiza la estimación (x_0), y h es el ancho de la banda. Cuanto más ancha es la banda, más suavizada va a ser la función de densidad.

Se estiman las funciones de densidad condicionadas según algunos factores individuales y de contexto (sexo, región, nivel educativo de la madre, tipo de ocupación de los padres) para indagar sobre las diferencias existentes en los puntajes asociadas a estas variables.

3) Estimación de una función de producción de capacidades educativas

En la sección anterior se presentaron los métodos que se utilizarán para el análisis no paramétrico de la desigualdad en las capacidades educativas en los adolescentes de 15 años de Uruguay y Chile. En particular, se presentaron índices de desigualdad utilizados para comparar los resultados de la prueba PISA en ambos países. En esta sección se presenta la metodología utilizada para indagar sobre los factores individuales, de contexto y escolares que inciden en los resultados de la prueba PISA.

Como se discutió en los capítulos anteriores, nos interesa identificar los factores que inciden en la acumulación de capacidades educativas, y en especial nos interesa discriminar la incidencia de los factores vinculados al contexto familiar y social del estudiante, por una parte, y de los factores originados en el sistema educativo, por otro. Para identificar y cuantificar estos efectos estimaremos una función de producción de logros educativos, que representa la función de conversión de medios en capacidades educativas vista en el marco teórico.

Para la estimación insesgada de los parámetros se realizará además una corrección del sesgo de selección muestral que tiene la prueba. Los resultados que se obtengan servirán, además de su interés en sí mismos, para la estimación de los indicadores de incidencia del sistema educativo en la desigualdad que se presentarán en la sección siguiente.

Modelo a estimar: función de producción de capacidades educativas

La función a estimar está dada por la ecuación (3) presentada en el modelo de análisis (capítulo 1):

$$Y_i = \alpha + \beta X_{c_i} + \varphi X_{e_i} + \gamma X_{p_{-i}} + \psi T_i + u_i \quad (3)$$

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_i 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 de insumos familiares y escolares 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 los insumos pasados. Por lo tanto, la ecuación que se estima es la siguiente:

$$Y_i = \alpha + \beta X_{c_i} + \varphi X_{e_i} + \gamma X_{p_{-i}} + u_i \quad (3')$$

En el caso de los insumos individuales y familiares se puede suponer que los insumos presentes y pasados no son muy diferentes, ya que se trata de características bastante estructurales (el sexo, el nivel educativo de la madre y el tipo de ocupación de los padres son en general los insumos de contexto más relevantes). Los insumos escolares, por el contrario, pueden tener importantes variaciones durante la vida de la persona, por lo que la inclusión de sólo los insumos presentes puede traer aparejados problemas en la estimación. Por una parte, la estimación del efecto sobre los resultados de las variables escolares presentes podría ser sesgada si los insumos presentes y los insumos pasados omitidos están correlacionados. Además, aún si no estuvieran correlacionados, su omisión llevaría a que el modelo tenga una menor varianza explicada, ya que es mayor el término de error u_i de la ecuación (3'). Este problema es muy frecuente en los antecedentes relevados ya que generalmente no se cuenta con información sobre el pasado.

Sesgo de selección

El modelo presentado debería reflejar el efecto de los diferentes insumos sobre las capacidades educativas de la población objetivo en su conjunto, es decir, de los adolescentes de 15 años. Sin embargo, los datos de los que se dispone solamente son relevados para una muestra de los estudiantes de dicha edad que asisten actualmente al sistema educativo formal post-primaria. Esto introduce un sesgo de selección si se pretende estimar los parámetros poblacionales con la información de esta muestra a partir del modelo presentado anteriormente, como se demuestra a continuación.

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

$$Y_i^* = \alpha + \beta Xc_i + \varphi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + u_i \quad (3'')$$

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 existe una regla de selección: 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:

$$S_i = \mathbb{I}[Z_i \omega + v_i > 0] \quad (4)$$

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 (3'') y (4).

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:

$$P(S_i = 1) = \Phi(Z_i \omega) \quad (5)$$

Los supuestos del modelo son (Woodrige, p 562):

- (a) Las variables S_i y Z_i son observables para toda la población, mientras que Y_i^* es observada solamente cuando $S_i=1$;
- (b) (u, v) son independientes de Z_i con media 0;
- (c) $v \sim \text{Normal}(0,1)$;
- (d) $u_i = \rho v_i + \varepsilon_i$, con $\varepsilon_i \sim \text{Normal}(0,1)$ independiente de v_i .

Si se estiman los parámetros de la ecuación estructural a partir de los datos muestrales, existirá un sesgo que es igual a la esperanza del error u_i dado que todos los individuos asisten al sistema educativo post-primaria:

$$\begin{aligned} E[u_i | S_i = 1, Z_i] &= E[u_i | \langle v_i > -Z_i \omega \rangle, Z_i] = \\ &= \underbrace{\rho E[v_i | \langle v_i > -Z_i \omega \rangle, Z_i]}_{\rho \lambda(Z_i, \omega)} + \underbrace{E[\varepsilon_i | \langle v_i > -Z_i \omega \rangle, Z_i]}_0 \end{aligned} \quad (6)$$

Donde $\lambda(Z_i, \omega) = \frac{\phi(Z_i, \omega)}{\Phi(Z_i, \omega)}$

En síntesis, el sesgo de selección es:

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

Por lo tanto, existe sesgo de selección distinto de 0 en la estimación de los parámetros de la FPE cuando $\rho \neq 0$, lo que se da cuando u_i, v_i están correlacionados, que equivale a que los resultados educativos no son independientes de la probabilidad de asistir al sistema educativo post-primaria.

Estimación de la FPE con corrección del sesgo de selección

Para estimar la función de producción de capacidades educativas de Chile y Uruguay se aplicará 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. Sin embargo, como se explicó en la sección anterior, es necesario corregir el sesgo de selección originado en la muestra de PISA, tanto en Chile como en Uruguay.

Para incorporar la corrección del sesgo de selección se aplicará el método de dos etapas propuesto por Heckman (1977). El modelo es el expresado en las ecuaciones (3'') y (4):

$$Y_i^* = \alpha + \beta Xc_i + \varphi Xe_i + \gamma Xp_{-i} + u_i \quad (3'')$$

(función de producción educativa – ecuación estructural)

$$S_i = I[Z_i\omega + v_i > 0] \quad (4)$$

(ecuación de selección)

Como se demostró en la sección anterior, si se estiman los parámetros de la ecuación estructural a partir de los datos muestrales, se obtiene un sesgo dado por:

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

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 (para las cuales $S_i = 1$) es la siguiente:

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

Entonces, con los datos observados podrían estimarse los parámetros $\alpha, \beta, \varphi, \gamma, \rho$ si se conociera ω . El método propuesto por Heckman consiste en estimar ω para poder estimar luego los parámetros de la ecuación estructural, a partir de los siguientes pasos:

- 1) Estimar $\hat{\omega}$ a través de un Probit cuya variable dependiente binaria es S_i , utilizando los regresores Z (ecuación de selección (4)) para una muestra representativa de toda la población. Luego estimar el ratio $\lambda(Z_i, \hat{\omega}) = \frac{\phi(Z_i, \hat{\omega})}{\Phi(Z_i, \hat{\omega})}$ para los individuos presentes en la muestra en la cual se observa la variable Y_i .
- 2) Estimar $\alpha, \beta, \varphi, \gamma, \rho$ a través de MCO en la regresión:

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

Los estimadores obtenidos son consistentes y asintóticamente normales, lo que permite utilizar los estadísticos t y F.

Primera etapa: Estimación de la ecuación de selección

La variable dependiente S_i de la ecuación de selección es la asistencia (o inasistencia) al sistema educativo formal pos-primaria, que es lo que determina estar o no en la muestra de PISA. Para estimar la ecuación de selección de cada país es necesario contar con la variable S_i y los regresores Z para 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 (9') es necesario replicar el valor de $\lambda(Z_i, \hat{\omega})$ para los adolescentes presentes en la muestra de PISA. Es decir, debido a que se trabajará en cada una de las dos etapas con dos muestras diferentes (las de la encuesta de hogares y las de PISA), para incorporar dentro de la ecuación (9') el sesgo producido por la probabilidad de estar o no en la muestra, de manera de obtener estimadores insesgados de los parámetros de la ecuación estructural, es necesario contar con las mismas variables Z en ambas encuestas.

Para la selección de las variables independientes a incorporar en la ecuación (4), se tomó como base los antecedentes de estimación de modelos de selección para explicar la deserción en la enseñanza media en ambos países. También fue necesario considerar que estas variables fueran relevadas tanto en PISA como en la encuesta de hogares, debido a que luego es necesario replicar la inversa del ratio de Mills en la base de datos de PISA. En este sentido, se tuvo especial cuidado con que las variables seleccionadas presentaran una distribución similar en ambas bases de datos, es decir para los individuos de la muestra de PISA y para los adolescentes de 15 años que asisten al sistema educativo post-primaria relevados por las encuestas de hogares. En la sección 2 del anexo II se presenta una comparación de la distribución las variables utilizadas en ambas bases de datos para cada país. En función de estas consideraciones se seleccionaron las siguientes variables explicativas:

VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA ECUACIÓN DE SELECCIÓN

| Variable | Indicador |
|--------------------------------------|---|
| Sexo | Sexo (0=varón / 1=mujer) |
| Repetición | En Chile: rezago en años respecto al año que debería estar cursando de acuerdo con la edad. En Uruguay: repitió en primaria (1=repitió al menos un año en primaria) |
| Status socio-económico de la familia | Índice de riqueza basado en la posesión de bienes durables. |
| Nivel educativo de la madre | Nivel educativo más alto alcanzado por la madre (dummies por tramos de educación completados) |
| Ocupación de los padres | Se incorporan dummies para reflejar si la ocupación de mayor calificación de ambos padres es: cuello blanco alta calificación, cuello blanco baja calificación, cuello azul alta calificación, cuello azul baja calificación. |
| Área de residencia | Se incorporan dummies para reflejar si la persona reside en el área metropolitana, en el Interior urbano o en el Interior rural |

De acuerdo con este método, las variables explicativas que se utilizan para la estimación del sesgo deberían ser un conjunto de variables incluidas en el modelo a estimar, pero también se debe incluir alguna variable diferente, que en este caso es la repetición en primaria (en el caso de Uruguay) y el rezago (en Chile).

Para la selección de las variables independientes se tomaron en cuenta los antecedentes existentes en cada país sobre la deserción, ya presentados en el capítulo de antecedentes, pero con la limitante de que las variables debían ser relevadas también por los cuestionarios de PISA. Si bien algunas variables relevantes no se pudieron incluir por este motivo (como por ejemplo si la persona trabaja o si tiene hijos), de todas formas sí se cuenta con las variables más comúnmente utilizadas para modelizar la asistencia. Las variables utilizadas en ambos países son similares, aunque con algunas variantes en los indicadores de acuerdo con la información que brinda cada base de datos.

Sexo: En ambos casos se introduce la variable sexo a través de una dummy que vale 1 cuando es mujer.

Repetición: En Chile se utiliza un indicador de rezago que es una dummy que vale 1 cuando la persona se encuentra cursando un nivel educativo inferior al que le corresponde por la edad (si no está cursando se utiliza el último nivel cursado). En el caso de Uruguay se cuenta con información sobre la repetición en primaria en el módulo de educación, que es un mejor predictor de la deserción que el rezago; el indicador es una dummy que vale 1 cuando la persona repitió al menos un año en la educación primaria.

Situación socio-económica familiar: El nivel socio-económico de la familia es uno de los determinantes de la deserción. En PISA no se cuenta con información sobre ingresos, pero sí se cuenta con una serie bienes durables, por lo que se construyó un indicador de riqueza que es una variable continua estimada a partir de un análisis de componentes principales aplicado al conjunto de bienes durables. Los ítems incluidos no son exactamente los mismos en ambos países, ya que en cada caso se incluyeron aquellos que son relevados tanto por la encuesta de hogares como por PISA. En el anexo II se presenta la metodología utilizada para la construcción del índice, los ítems utilizados y los resultados del análisis factorial.

Nivel educativo más alto completado por el jefe de hogar o su cónyuge: Como indicador del nivel educativo de los padres se utilizó el máximo nivel educativo completado por el jefe de hogar o su cónyuge. Las dummies que se introducen en el modelo de Uruguay indican educación primaria completa (*nc_edmax_pri*), secundaria ciclo básico (*nc_edmax_cb*), y bachillerato o más (*nc_edmax_bch*). La variable omitida corresponde a un nivel de instrucción inferior a primaria completa. Las dummies utilizadas en el modelo de Chile indican: al menos 6 años de educación básica (*nc_edmax_6a8*), al menos 9 años de educación (*nc_edmax_9a11*), y secundaria completa, es decir al menos 12 años de educación (*nc_edmax_12*). La variable omitida corresponde a un nivel de instrucción inferior a 6 años. Para su replicación en PISA se utilizó el nivel educativo más alto completado por la madre (en el anexo II se presenta la comparación de la distribución de estas variables en ambas encuestas).

Categoría ocupacional de los padres: El tipo de ocupación de los padres ha sido señalado como uno de los factores que incide en el desempeño educativo de los hijos. Se construye una tipología a partir de la clasificación internacional de ocupaciones ISEI que es utilizada también por los estudios de PISA (2006), y que clasifica las ocupaciones según sean de cuello blanco o de cuello azul, y según el nivel de calificación que requieren. Se introducen dummies que representan cuello blanco calificado (*oc_bl_calif*), cuello blanco no calificado (*oc_bl_nocalif*) y cuello azul calificado (*oc_az_calif*). Se omitió cuello azul no calificado.

Región de residencia: En Uruguay se introdujeron dummies para indicar si la persona vive en Montevideo y área metropolitana (*areametro*), en una capital departamental (*capdpto*), en el Interior urbano (omitida) o en el Interior rural (*rural*). En Chile la dummy corresponde a las regiones rurales (*zonarural*), y las zonas urbanas están omitidas.

Segunda etapa: Estimación de los parámetros de la ecuación estructural (FPE)

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 serán 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 clasificaremos 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. A continuación se presenta un resumen de las variables incorporadas como insumos en el modelo de función de producción de capacidades educativas, con sus respectivos indicadores:

| VARIABLE | INDICADOR | DIMENSIONES |
|--|---|--|
| VARIABLES DEL ALUMNO Y DEL CONTEXTO SOCIO-ECONÓMICO Y CULTURAL | | |
| Sexo | Mujer (0=varón / 1=mujer) | |
| Status socio-económico y cultural de la familia del estudiante | Índice de estatus socio-económico y cultural construido por PISA | Índice de el nivel educativo más alto alcanzado por los padres Índice de status ocupacional más alto alcanzado por los padres Índice de bienes del hogar (riqueza) Índice de recursos educativos del hogar Índice de bienes culturales en el hogar |
| Tipo de comunidad (según tamaño de la localidad) | En Uruguay, Capital y área metropolitana, Capital del Interior del país, pequeña localidad, medio rural. En Chile, medio urbano o rural. | |
| EFECTO DE LOS PARES | | |
| Status socio-económico y cultural de los pares | Promedio para los estudiantes del mismo centro educativo del Índice de status socio-económico y cultural construido por PISA. | Índice de el nivel educativo más alto alcanzado por los padres Índice de status ocupacional más alto alcanzado por los padres Índice de bienes del hogar Índice de recursos educativos del hogar Índice de bienes culturales en el hogar |
| FACTORES ESCOLARES | | |
| Tipo de centro educativo según administración y fuente de financiamiento | Asistencia a un centro educativo privado subvencionado, privado independiente o público (en Chile). Asistencia a un centro educativo privado o público (en Uruguay). | |
| Tamaño del centro educativo | Matrícula total del centro educativo. | |
| Tamaño de la clase | Indicador de PISA de tamaño promedio de los grupos en el centro educativo | |
| Nivel de calificación de los docentes | Porcentaje de docentes con título habilitante para la docencia en el centro educativo. Porcentaje de docentes con título universitario. | |

| VARIABLE | INDICADOR | DIMENSIONES |
|---|--|--|
| Disponibilidad de docentes calificados | Índice de escasez de personal docente. Alternativamente, se utilizan los tres siguientes: Insuficiencia de profesores de ciencias calificados. Insuficiencia de profesores de matemática calificados. Insuficiencia de profesores de lenguaje o literatura calificados. | |
| Disponibilidad de personal de apoyo | Insuficiencia de personal de apoyo | |
| Disponibilidad de recursos didácticos en el centro educativo | Índice de escasez de los recursos educativos. | Insuficiencia de equipo de laboratorio Insuficiencia de materiales didácticos Insuficiencia de equipo informático para la enseñanza Ausencia o inadecuación de conexión a Internet Insuficiencia de software para la enseñanza Insuficiencia de materiales de biblioteca Insuficiencia de recursos audiovisuales |
| Grado de autonomía en las decisiones sobre recursos del centro educativo | Índice de autonomía en la asignación de recursos elaborado por PISA. | |
| Grado de autonomía en las decisiones sobre el programa curricular del centro educativo | Índice de autonomía curricular elaborado por PISA. | |
| Existencia de una política de división de grupos según diferentes capacidades de los alumnos. | Índice de agrupación o no de los alumnos según sus capacidades, dentro de la misma clase o en diferentes clases. | |
| Grado de influencia directa de los padres en las decisiones del centro educativo | Influencia directa de los padres en relación con la asignación de personal, elaboración de presupuestos, determinación del contenido educativo y las prácticas de evaluación. | |

Variables del alumno y del contexto socio-económico y cultural

Dentro de este grupo, incluimos como característica personal la variable *sexo*; se construyó una variable dummy denominada *mujer* tal que (0=varón/1=mujer). Esta variable individual, según la evidencia recogida, puede tener resultados diferentes según la disciplina que se esté considerando.

En cuanto al *contexto familiar*, las variables más relevantes de acuerdo con la literatura revisada en el capítulo II se vinculan con el nivel educativo alcanzado por los padres (y en mayor medida el de la madre), el tipo de ocupación de los padres, y los medios con los que cuentan (ingresos o riqueza). Como indicador para esta variable y sus múltiples dimensiones, utilizamos el índice de *status socio-económico y cultural del estudiante* construido por PISA. Este índice es elaborado integrando a su vez tres índices, el HISCED, HISEI y el Índice de posesiones del hogar, como se presenta en el cuadro siguiente y se detalla a continuación:

| | | |
|---|--|----------------------------|
| Índice de estatus económico, social y cultural (ESCS) | HISCED (Máximo nivel educativo alcanzado por los padres) | |
| | HISEI (Máximo nivel ocupacional de los padres) | |
| | Índice de posesiones del hogar | <i>Recursos educativos</i> |
| | | <i>Bienes culturales</i> |
| <i>Riqueza</i> | | |

El *índice del nivel educativo más alto alcanzado por los padres* (HISCED) se construye tomando el máximo de los años de escolaridad del padre y la madre.

El *índice de estatus ocupacional más alto alcanzado por los padres* (HISEI) se construye a partir del máximo valor del índice ISEI para la madre y el padre, y se deriva de las respuestas de los estudiantes sobre la ocupación de los padres. El ISEI es un índice que ordena las ocupaciones clasificándolas de acuerdo con el Organismo Internacional de Clasificación Uniforme de Ocupaciones (CIUO 1988), y ordenándolas de forma tal de capturar óptimamente la relación entre el nivel de calificación requerido para la ocupación y el impacto de ésta sobre los ingresos (Ganzeboom et al., 1992). Las variables sobre la ocupación de los padres se transforman en cuatro categorías: i) *cuello blanco de alta calificación*: legisladores, altos funcionarios y gerentes, profesionales, técnicos y profesionales; ii) *cuello blanco de baja calificación*: trabajadores de servicios, empleados en tiendas y mercados; iii) *cuello azul de alta calificación*: trabajadores del comercio agrícola, de la pesca, artesanía y afines; iv) *cuello azul de baja calificación*: operarios de plantas y máquinas (OCDE 2007, anexo AI).

El *índice de posesiones del hogar* es obtenido a través de las respuestas de los estudiantes sobre si tenían en su casa una serie de ítems. El valor asignado a cada estudiante en este índice es el resultado de la aplicación de un análisis de componentes principales estandarizado de manera tal que para el conjunto de los países de la OCDE la media del índice sea cero y su desvío estándar uno (OCDE 2007, anexo AI). Los ítems utilizados para la construcción de este índice se agrupan en tres subíndices:

- *Recursos educativos del hogar*: un escritorio para estudiar; un lugar tranquilo para estudiar; una computadora que puedan usar para la escuela; software educativo; calculadora propia; libros de ayuda a su trabajo escolar; y un diccionario.
- *Bienes culturales*: literatura clásica, libros de poesía y obras de arte.

- *Riqueza*: si los estudiantes tienen una habitación propia; conexión a Internet; lavavajillas; DVD o VCR; número de teléfonos celulares, televisores, ordenadores y autos; y otros ítems que pudieran ser relevantes para cada país en particular, en el caso Uruguayo se incluye TV cable, lavarropas y microondas.

Efecto pares

Para estudiar la influencia que los pares ejercen sobre los logros educativos emplearemos el *Índice de status socio-económico y cultural de los pares (SES pares)*. Este índice es de construcción propia, y se realizó a través del promedio para los estudiantes del mismo centro educativo del Índice de status socio-económico y cultural construido por PISA. El valor de este índice para cada individuo corresponde al promedio para los demás estudiantes del mismo centro educativo –es decir, excluido el estudiante en consideración– del valor del indicador del *escs*.

Según la literatura expuesta en el capítulo II, el efecto pares es el segundo factor después del entorno socio-económico y cultural de los estudiantes que tiene el mayor peso explicativo en los resultados. Esta variable tiene una influencia a través del nivel de la variable (que el entorno sea favorable o desfavorable) y también según la heterogeneidad u homogeneidad del nivel socio-económico de los estudiantes, que puede operar de forma diferente según se trate de contextos favorables o desfavorables. En general los antecedentes señalan que los estudiantes de contextos familiares desfavorables son quienes más se benefician de un contexto escolar con mayor nivel socio-económico y cultural y con la mayor heterogeneidad del entorno.

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 (esta metodología es utilizada por Schneeweis y Winter-Ebmer (2005)).

El entorno social incide también a través del tipo de comunidad de que se trate, según el *tamaño de la localidad*. En Uruguay se cuenta con un mayor nivel de desagregación de esta variable, por lo que se construyeron dummies para: Montevideo y área metropolitana; capitales departamentales del Interior del país; pequeñas localidades; y medio rural. En Chile, se construyeron dummies para las regiones urbanas y las rurales.

Insumos escolares

Antes de entrar en la descripción de los diversos insumos escolares que inciden en los resultados educativos, importa señalar que estos insumos pueden agruparse según los tipos de factores en los cuales distintas corrientes hacen énfasis, como ya fue referido en el marco teórico.

En primer lugar, algunos estudios ponen el énfasis en el aporte de los recursos, como el tamaño de la escuela, la relación estudiantes/docentes, la calidad de la infraestructura física y de los recursos educativos, la experiencia de los docentes, su formación y compensación (OCDE 2007, anexo AI). En los estudios sobre escuelas eficaces se sostiene que las mismas deben poseer ciertas características vinculadas al personal docente, su capacitación, la disponibilidad de recursos y materiales educativos, tanto como estudiantes motivados en el aprendizaje. A su vez, se comprueba que estos factores están asociados

con el rendimiento. Sin embargo, la provisión y mejoramiento de los recursos escolares no garantiza buenos resultados, tal como se expuso en la revisión de antecedentes, pero la ausencia de estos recursos podría afectar negativamente el aprendizaje.

En segundo lugar, parte de los estudios sobre las escuelas eficaces, como se mencionó anteriormente, se centran en las características organizativas y de gestión de las escuelas, el clima escolar, las expectativas y estímulo al rendimiento, el nivel de autonomía del centro educativo, el liderazgo del director, las estrategias y prácticas de evaluación, la participación de los padres y el desarrollo del personal.

Por último, otros estudios sobre la efectividad de las escuelas y en especial de las prácticas de enseñanza de los docentes, tienden a centrarse en la gestión del aula y las estrategias de enseñanza, para captar las oportunidades de los estudiantes de aprender, el tiempo de enseñanza, la supervisión del rendimiento a nivel de la clase, los métodos de enseñanza y las prácticas de diferenciación (OCDE 2007, anexo AI).

PISA ofrece información sobre los dos primeros tipos de variables, relevadas principalmente a partir del cuestionario suministrado al director del centro educativo, pero no ofrece información sobre el último tipo de variables vinculadas al aula y las prácticas de enseñanza. Por tanto debido a las limitaciones de información las variables consideradas para nuestro estudio son de los dos primeros tipos antes mencionados.

Dentro de este grupo identificamos primeramente los factores institucionales relativos al tipo de administración de los centros educativos, en donde tenemos que para el caso de Uruguay éstos pueden ser públicos o privados, para lo que se introduce la dummy *privado*; y para el caso de Chile pueden ser *públicos*, *privados independientes* (pagos), para los cuales se utiliza la dummy *schprivind*, y *privados dependientes* (subvencionados por el Estado), cuya dummy es *schprivdep*.

En cuanto a esta dialéctica público/privado, merece resaltar el hecho de que solo para unos pocos países en el mundo el modelo de educación privada es común. Sólo en Japón, Corea, México, España, China Taipei, Macao-China, Indonesia, Jordania, Uruguay, Colombia y Tailandia, la proporción de estudiantes matriculados en escuelas privadas independientes es más del 10% (PISA 2006a). Para el caso de Uruguay es del 15%; y en Chile es del 8%, siendo a su vez estos porcentajes del 45% para las escuelas privadas subvencionadas y del 47% para las públicas.

Ahora bien, en cuanto a cómo estos distintos tipos de instituciones influyen sobre el rendimiento escolar, existen diferentes consideraciones y un gran debate en torno al tema. En primer lugar, se sostiene que las características de los estudiantes son distintas en las escuelas públicas y privadas. Y en segundo lugar, está el hecho de que al ajustar por los factores demográficos y socioeconómicos, la gestión de las escuelas privadas no tienen porque estar asociadas a mejores rendimientos en comparación con las escuelas públicas, dado que se suele sostener que son las ventajas económicas de los alumnos que asisten a privado lo que contribuye a generar un ambiente más propicio para el aprendizaje.

Asimismo, parte del debate comprende la consideración de que en las escuelas privadas existen prácticas de selectividad a la hora de aceptar el ingreso de los estudiantes. Esto puede generar problemas en la medida de que en los países donde exista una fuerte segregación residencial y por ende socio-económica, esto influye fuertemente en dichas

políticas de admisión lo que impacta a su vez, en las decisiones de los padres a la hora de elegir la mejor escuela para sus hijos. Por otra parte, las escuelas eficaces atraen en mayor medida a los buenos estudiantes y maestros, lo que hace que las escuelas menos eficaces “pierdan” estos estudiantes y maestros determinando su deterioro. (OCDE 2007, anexo AI)

Dentro de los factores vinculados a los recursos educativos, consideramos en primer lugar el tamaño del establecimiento, a través de la matriculación (*schsize*).

Para poder realizar una aproximación a la cuestión de cómo la falta de docentes puede influir en los resultados, en PISA 2006 se recoge la percepción de los directores de las escuelas sobre la medida en que la enseñanza se vio obstaculizada por la falta de profesores cualificados en las materias fundamentales. A partir de estas preguntas construimos las siguientes variables: escasez de profesores de matemáticas (*escz_prof_math*); escasez de profesores de ciencias (*escz_prof_scie*); y escasez de profesores de lectura (*escz_prof_read*).

A su vez, como otro indicador de los recursos de los centros educativos, PISA calcula el número promedio de alumnos por profesor en cada centro, en base a las respuestas de los directores sobre el número de estudiantes y el número de profesores de tiempo completo y parcial, construyendo la variable *tamaño de la clase* (*clsiz*).

En cuanto a la formación de los docentes se cuenta con dos variables la proporción de docentes con título habilitante para la docencia en el centro educativo (*propcert*); y la proporción de docentes con título universitario (*propqual*), que refiere a la proporción de docentes con título universitario.

Asimismo, se considera la disponibilidad de personal de apoyo, a partir de la respuesta del director respecto a la medida en la cual la enseñanza se ve afectada por la *insuficiencia de personal de apoyo* (*escz_apoyo*). Por último respecto a los recursos del centro educativo se utiliza el *índice de escasez de los recursos educativos* (*escz_mat*). Este índice es construido por PISA y se deriva de siete preguntas que relevan la percepción del director del centro educativo sobre potenciales factores que estén limitando la capacidad docente del mismo: insuficiente o inadecuado equipamiento de laboratorio de ciencias, materiales instructivos (por ejemplo libros de texto), computadoras para la enseñanza, conexión a Internet, software informático para la enseñanza, materiales de biblioteca, y recursos audio-visuales. Las respuestas fueron invertidas de forma que valores positivos indican evaluaciones positivas, y se construyó un índice utilizando la Teoría de Respuesta al Ítem (OCDE 2007, anexo AI).

En cuanto al segundo grupo de factores, se cuenta con una serie de indicadores sobre la organización y gestión del centro educativo. En primer lugar, se cuenta con índices sobre la autonomía del centro educativo en la presupuestación y en la determinación de los contenidos educativos.

El *índice de autonomía en la asignación de recursos* construido por PISA (*respres*), se deriva del número de decisiones relacionadas con los recursos de la escuela que son de responsabilidad de la escuela, como la selección de profesores para su contratación y su despido, la determinación de los sueldos, la formulación de los presupuestos y decisiones sobre la asignación de recursos dentro del centro.

Por otra parte, interesa la forma en que la escuela toma las decisiones relativas al currículo. Para el estudio de esta dimensión se utiliza el *índice de autonomía curricular (respcurr)*, también elaborado por PISA, que se deriva del número de decisiones que se refieren al plan de estudios que son de responsabilidad del centro educativo. Entre estas decisiones se incluyen el establecimiento de políticas disciplinarias, de políticas de evaluación de los alumnos, las políticas de selección de los estudiantes para el ingreso, la elección de los libros de texto, la determinación de los contenidos de los cursos y qué cursos se ofrecen.

Por otra parte, uno de los factores destacados en las teorías de las escuelas eficaces refiere al grado de involucramiento de la familia del estudiante en el centro educativo. Para aproximarnos a esto construimos una variable en base a la pregunta sobre la influencia de grupos de padres en una serie de decisiones respecto a la asignación de personal, la elaboración de presupuestos, determinación del contenido educativo y prácticas de evaluación. La variable (*inpadres*) toma valor 1 cuando los padres ejercen influencia en al menos dos de las cuatro decisiones.

Una práctica posible en cuanto a la distribución de los alumnos en diferentes grupos, consiste en la búsqueda de la creación de ambientes de aprendizaje más homogéneos, justificado en la provisión de un beneficio a los alumnos según sus necesidades. Es por ello que en los cuestionarios PISA dirigidos a los directores, se les preguntó a los mismos si los estudiantes se *agruparon por sus capacidades* en diferentes clases o dentro de su clase, así como si estos grupos se llevaron a cabo en todas las asignaturas o en algunos temas, o no se realizaron tales divisiones (*division*). Este tipo de políticas podría tener ventajas si se utilizan para la nivelación de conocimientos con programas específicamente diseñados para esto, pero también pueden ser perjudiciales, sobre todo para los estudiantes con peores desempeños, en cuanto puede generar segmentación y al mismo tiempo desaprovechar la influencia positiva que puede tener el *efecto pares*.

Por otra parte, nos interesa aproximarnos al estímulo que reciben los estudiantes y las expectativas que tienen los docentes sobre su desempeño. Para ello, construimos una variable (*incentivo*), 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.

Por último, se utilizan indicadores sobre las prácticas de evaluación y monitoreo de los centros educativos. Suele resultar divergente las opiniones en cuanto a la necesidad de emplear herramientas de evaluación y monitoreo, pero también en cuanto a cómo deben ser utilizadas. En este sentido surgen interrogantes acerca de cómo los resultados de evaluaciones comparativas entre escuelas deben ser puestas a disposición de los padres para que éstos lo usen a la hora de elegir la escuela para sus hijos. Estos planteos suelen vincularse al debate antes mencionado sobre las escuelas públicas y privadas, ya que muchos los usan para incentivar la competencia entre las mismas en cuanto a la asignación de los recursos, en el entendido que esto puede incentivar a que se mejoren las prácticas de enseñanza. Lo anterior toma mayor relevancia para el caso de Chile, dado el sistema educativo que posee, tal fuera detallado anteriormente. Sin embargo, estas prácticas, si no resultan efectivas para la mejora y no todas las personas tienen la opción de elegir cualquier institución, especialmente cuando hay políticas de selección, este monitoreo

podría generar una segmentación de los estudiantes que asisten a centros con las peores evaluaciones.

En este sentido, PISA pregunta a los directores de las escuelas sobre si los datos sobre el rendimiento de los estudiantes fueron monitoreados por una autoridad administrativa, utilizados en la evaluación de los profesores o del director, o en las decisiones sobre la asignación de recursos para la instrucción y dentro de la escuela.

Características y limitaciones de la fuente de datos

Existen algunas limitaciones para nuestro análisis que provienen de la información relevada por PISA. Algunas condiciones de los estudiantes que pueden ser relevantes para los resultados obtenidos no son relevadas por PISA, por ejemplo, si la persona es madre o padre, o si trabaja. Estas variables son muy relevantes también para determinar la probabilidad de estar en sistema educativo, por lo que hubiera sido muy útil poder utilizarlas en la estimación del sesgo de selección.

Asimismo, se releva muy poca información sobre la trayectoria del estudiante. Esto sucede en general en todos los estudios de este tipo; sin embargo, ANEP incorpora para el estudio de Uruguay dos preguntas sobre repetición en primaria y secundaria que resultan muy relevantes, y que se utilizó para la estimación del sesgo de selección, pero que no se pudo incorporar en la FPE porque esta variable sólo es relevada en Uruguay. La información que proporciona PISA resulta un indicador parcial del ambiente de aprendizaje acumulativo, ya que los estudiantes progresan a través de diferentes tipos de instituciones educativas y reciben la instrucción de múltiples docentes, pero sólo se relevan los insumos presentes.

Por otra parte, una de las principales limitaciones es que no se releva información sobre el aula ni sobre los docentes específicos de cada estudiante, variables que en la literatura se consideran muchas veces aún más importantes que las características del centro educativo en general. Si bien se relevan algunos indicadores sobre la calidad de los docentes, estos son indicadores promedio del centro educativo, por lo que no permiten observar con precisión sus efectos sobre el aprendizaje, ya que en muchos casos estos promedios ocultan situaciones muy disímiles dentro de un mismo centro educativo.

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 (los coeficientes de variación de las variables se presentan en la sección 3 el anexo III). 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).

4) Identificación de factores que explican la desigualdad de capacidades educativas

La desigualdad de los resultados en la prueba PISA puede estar generada por los siguientes conjuntos de factores:

- Las diferencias entre individuos provenientes de características innatas, la motivación y el esfuerzo (no observables);
- Las diferencias de las características de las familias de los estudiantes que inciden en sus aprendizajes (contexto del estudiante), así como algunas características y valores de la sociedad que pueden generar diferencias en los estímulos que reciben los estudiantes (por ejemplo las diferencias de género);
- Las diferencias en la composición de los centros educativos, derivadas de los diferentes contextos socio-económicos de sus estudiantes; este factor si bien no es completamente endógeno al sistema educativo, tampoco es completamente exógeno al mismo;
- Las diferencias en la cantidad y calidad de los insumos educativos, es decir en las características de los centros educativos y del proceso de enseñanza; estos factores son los que llamamos *insumos escolares*;
- Por último, el sesgo de selección que produce el hecho de que haya estudiantes por fuera del sistema educativo también incide en la desigualdad que se observe en los resultados; sería esperable que en un país con menor deserción la heterogeneidad de los resultados sea mayor que en un país donde una proporción menor de los estudiantes asiste al sistema educativo, especialmente si la probabilidad de asistir está asociada a factores que inciden también en los resultados.

La hipótesis central de este trabajo refiere la desigualdad en las capacidades educativas presentes en los sistemas educativos uruguayo y chileno. Las hipótesis son que tanto en Uruguay existe mayor desigualdad en las capacidades educativas que en Chile, y que a su vez en Uruguay una parte menor de esta desigualdad observada es explicada por el contexto social de los estudiantes. En la segunda sección de este capítulo se presentaron los métodos utilizados para probar la primera de estas hipótesis; para probar la segunda construiremos un indicador que identifique la incidencia del contexto sobre la desigualdad de las capacidades educativas. Además construiremos algunos indicadores adicionales para estimar el impacto sobre la desigualdad de los factores escolares identificados en la FPE como relevantes, así como el impacto del sesgo de selección.

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 John Roemer. 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, 3).

Nuestra interpretación del indicador es diferente a la que realizan Bourguignon et al, ya que debemos adaptarlo a nuestro marco de análisis basado en el enfoque de las capacidades. Desde esta perspectiva, consideramos al total de desigualdad en los resultados educativos como inequidad, y no solamente a la parte de esta desigualdad que

es explicada por los factores de contexto. Sin embargo, este indicador nos permite aproximarnos a qué factores explican la desigualdad en las capacidades.

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

$$\Theta_{BFM} = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y})}{I(Y)} \quad (9)$$

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 la única los factores de contexto fueran homogéneos entre todos los individuos (sólo se dejan variar las variables escolares), tal que:

$$\tilde{Y}_i = \alpha + \beta \overline{Xc} + \varphi X e_i + \gamma \overline{Xp_{-i}} + \rho \overline{\lambda(Z \hat{\omega})} + u_i \quad (10)$$

Donde \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 en el 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.

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 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.

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, es decir que la desigualdad observada es mayor a la desigualdad si sólo el contexto fuera la causa de la desigualdad; esto podría implicar que el sistema educativo está amplificando las desigualdades que genera el contexto.

En relación a las hipótesis del trabajo, el índice puede ser interpretado como sigue: las hipótesis afirman que la desigualdad en las capacidades educativas en Uruguay es mayor a la de Chile (H1), y además en Uruguay una menor parte de la desigualdad está explicada por el contexto social (H2). Esta segunda hipótesis se demuestra si el indicador Θ_{BFM} es menor en Uruguay que en Chile.

Cabe realizar algunas aclaraciones respecto a qué conjuntos de factores son considerados como “de contexto”, es decir exógenos al sistema educativo, y por lo tanto son 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 *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}' específica para identificar la incidencia de esta variable, en la cual el \tilde{Y} de la ecuación (9) está dado por:

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

En cuanto al sesgo de selección, se incluye su media en la estimación del \tilde{Y} para descontar de la 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. Cuando se comparan países con diferentes tasas de asistencia al sistema educativo, es esperable que esto introduzca un sesgo sobre la desigualdad, ya que los países con mayores tasas de asistencia en principio tendrán dentro del sistema educativo a estudiantes más heterogéneos. Esta mayor heterogeneidad no es atribuible al sistema educativo sino a los determinantes de la asistencia, que en nuestra ecuación de selección son variables de contexto del estudiante.

Para estimar en qué medida este sesgo de selección incide en la desigualdad que presentan los resultados de PISA, se estima un indicador Θ_{BFM}'' alternativo, en el cual el \tilde{Y} de la ecuación (9) está dado por:

$$\tilde{Y}_i'' = \alpha + \beta Xc_i + \phi Xe_i + \gamma \overline{Xp_{-i}} + \rho \bar{\lambda} (Z \hat{\omega}) + u_i \quad (12)$$

La diferencia entre la desigualdad del resultado observado y la desigualdad del resultado simulado \tilde{Y}_i'' es aquella provocada exclusivamente por el impacto que tiene sobre los resultados la heterogeneidad en la probabilidad de asistir al sistema educativo de los estudiantes de la muestra. Si no existiera sesgo de selección en los resultados, ρ sería igual a cero, por lo que el indicador Θ_{BFM}'' sería también igual a cero.

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

$$\Theta_{BFM}^{escolar} = \frac{I(Y) - I(\hat{Y})}{I(Y)} \quad (13)$$

Donde $\hat{Y}_i = \alpha + \beta Xc_i + \varphi \overline{Xe}_i + \gamma Xp_{-i} + \rho \lambda (Z \hat{\omega}) + u_i$

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 que se debe 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.

Efectos parciales de los insumos educativos 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:

$$\Theta_{BFM}^j = \frac{I(Y) - I(Y | Xe_i^j = \overline{Xe}^j, \forall i)}{I(Y)} = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y}^j)}{I(Y)}$$

El indicador Θ_{BFM}^j representa la disminución en la desigualdad en los resultados de la prueba que se produce cuando se simula una igualación del insumo escolar Xe^j , de manera tal que todos los estudiantes 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.

5) Resumen de las pruebas de hipótesis a realizar

A continuación se presentan esquemáticamente las pruebas de hipótesis a realizar para cada una de las hipótesis planteadas en este trabajo:

Hipótesis 1) La desigualdad en las capacidades educativas a los 15 años de edad es mayor en Uruguay que en Chile.

Para probar esta hipótesis se realizan dos pasos: en primer lugar, se estima la desigualdad de los resultados de PISA 2006 en ambos países con diferentes indicadores de desigualdad:

$$I(Y_U) > I(Y_{Ch}) \quad (H1a)$$

Donde $I(Y)$ es un indicador de desigualdad (índice de Gini, índice de Theil e índice de entropía con $\beta=2$) de los resultados de la prueba PISA.

En segundo lugar se resta al índice de desigualdad el efecto generado por el sesgo de selección que tiene la prueba de PISA, para comparar cuál sería la desigualdad en ambos países si no existieran diferencias en la probabilidad de asistir al sistema educativo en ambas muestras. Se prueba la hipótesis de que luego de esta corrección la desigualdad se reduce más en Chile que en Uruguay:

$$\Theta_{BFM}^U > \Theta_{BFM}^{Ch} \quad (H1b)$$

Donde:

$$\Theta_{BFM}^U = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y}^U)}{I(Y)}, \text{ con } \tilde{Y}_i^U = \alpha + \beta X_{c_i} + \phi X_{e_i} + \gamma X_{p_{-i}} + \rho \bar{\lambda}(Z \hat{\omega}) + u_i$$

Hipótesis 2) En Uruguay una menor parte de la desigualdad en las capacidades educativas puede ser explicada por el contexto social que en Chile.

En primer lugar se comparan los parámetros estimados en la FPE para las variables de contexto, para testear si existen diferencias entre ambos países en la correlación de los resultados con el contexto social.

En segundo lugar, para probar la hipótesis, se comparan los índices Θ_{BFM} de ambos países, considerados como indicadores de la incidencia sobre la desigualdad en las capacidades educativas del sistema educativo:

$$\Theta_{BFM}^U < \Theta_{BFM}^{Ch} \quad (H2)$$

$$\text{Donde } \Theta_{BFM} = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y})}{I(Y)}, \text{ con } \tilde{Y}_i = \alpha + \beta \bar{X}_c + \phi X_{e_i} + \gamma \bar{X}_{p_{-i}} + \rho \bar{\lambda}(Z \hat{\omega}) + u_i$$

CAPÍTULO 5

Resultados

En este capítulo se presentan los resultados del análisis empírico. El capítulo se estructura en cuatro secciones, que siguen el orden de las etapas planteadas en la metodología. En la primera sección se presentan los resultados de la estimación de la desigualdad en las capacidades educativas en Uruguay y Chile. En la segunda sección se presenta la estimación de la función de producción de capacidades educativas para Uruguay y Chile, y se discuten los determinantes de los resultados educativos y la incidencia del sesgo de selección muestral en la estimación. En la tercera sección, se presentan los resultados respecto a la incidencia del contexto y del sistema educativo en la desigualdad de capacidades. Por último, en la cuarta sección se presentan las conclusiones respecto a las hipótesis planteadas en el trabajo.

1) Desigualdad en las capacidades educativas

Para medir la desigualdad de capacidades educativas en ambos países utilizamos como indicador de capacidades los resultados de la prueba PISA 2006. Sin embargo, esta prueba se aplica solamente a una muestra de las personas de 15 años de edad que asisten a la educación media, por lo que quienes no contamos con una medida de las capacidades educativas de quienes no asisten al sistema educativo o aún se encuentran cursando el nivel de primaria. Debido a que estas personas han alcanzado un menor nivel de escolarización, es esperable que hayan logrado también un menor desarrollo de capacidades respecto a las que podrían lograr si asistieran a la enseñanza media. Por lo tanto una primera dimensión de las desigualdades en las capacidades educativas es la desigualdad en el acceso, medida a través de las tasas de asistencia a la educación media en cada país.

Desigualdad en el acceso

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. Es decir que un 18% de los adolescentes de 15 años no se encontraban asistiendo al sistema educativo en Uruguay, siendo la no asistencia mayor entre los varones (21%) que entre las mujeres (16%).

En Chile en cambio, una mayor parte de la población accede a la educación media. En 2006 asistía al sistema educativo un 95% de los adolescentes de 15 años de edad, siendo mínima la diferencia entre la asistencia de varones y mujeres.

Cuadro 5.1. Asistencia al sistema educativo de los adolescentes de 15 años de edad en Uruguay y Chile, por sexo. Año 2006.

| Asistencia | Uruguay | | | Chile | | |
|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | varones | mujeres | Total | varones | mujeres | Total |
| No asiste | 21.2 | 15.7 | 18.4 | 5.2 | 5.0 | 5.1 |
| Asiste | 78.8 | 84.3 | 81.6 | 94.8 | 95.0 | 94.9 |
| Total | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

Fuente: ECH (Uruguay) y CASEN (Chile).

Como puede observarse en el cuadro 5.2, el porcentaje de adolescentes de 15 años que culminaron 6 años de educación (primaria completa en Uruguay, 6 años de educación básica en Chile) es similar en ambos países, siendo levemente superior en Chile debido a que en Uruguay hay un mayor porcentaje de adolescentes que no asisten y no culminaron primaria. Sin embargo, las mayores diferencias se producen en el nivel de enseñanza media, debido a la mayor deserción que se produce en Uruguay en este nivel. Vale aclarar que, debido a que en Chile el nivel de enseñanza básica tiene una duración de 8 años, un 13.5% de los adolescentes en Chile, que clasificamos como asistiendo a educación media porque ya culminaron 6 años de educación, en realidad se encuentran cursando los últimos dos años de la enseñanza básica, en tanto que el 80% se encuentra realmente cursando la enseñanza media.

Cuadro 5.2. Asistencia al sistema educativo y nivel educativo alcanzado, adolescentes de 15 años de edad en Uruguay y Chile. Año 2006.

| | Uruguay | Chile |
|---|-------------|-------------|
| Asiste enseñanza media (más de 6 años de educación) | 80.1 | 93.1 |
| No asiste, cursó media (más de 6 años de educación) | 6.5 | 3.3 |
| No asiste, culminó 6 años de educación y no cursó ningún año de enseñanza media | 8.5 | 0.6 |
| Subtotal: culminaron 6 años de educación | 95.1 | 97.0 |
| Asiste enseñanza primaria (hasta 6 años de educación) | 1.9 | 1.9 |
| No asiste, (no culminó 6 años de educación) | 3.0 | 1.1 |
| Subtotal: no culminaron 6 años de educación | 4.9 | 3.0 |
| Total | 100 | 100 |

Fuente: ECH (Uruguay) y CASEN (Chile).

Por lo tanto puede afirmarse que la desigualdad de acceso a la educación en los adolescentes de 15 años es mayor en Uruguay que en Chile, debido a que en nuestro país hay un mayor porcentaje que no asiste al sistema educativo, y también debido a que un menor porcentaje culmina los primeros 6 años de educación formal.

Desigualdad en las capacidades educativas

Para medir la desigualdad de capacidades educativas en ambos países utilizamos como indicador de capacidades los resultados de la prueba PISA 2006. En primer lugar, se compara la media de los resultados en cada disciplina, lo que se presenta en el cuadro 5.3. Los intervalos de confianza fueron estimados a través de la realización de 80 replicaciones

con los pesos muestrales replicados por el método BRR⁵. Como puede observarse, Uruguay y Chile obtienen resultados similares en promedio; mientras que Uruguay supera a Chile en la media de matemática, Chile supera a Uruguay en las competencias lectoras, al tiempo que la diferencia de medias entre ambos países no es significativa en el caso de las competencias científicas.

Cuadro 5.3. Media de los resultados de la prueba PISA 2006 en Uruguay y Chile en las tres disciplinas.

| Disciplina | URUGUAY | | | CHILE | | |
|------------|---------|-------------------------------|--------|--------|-------------------------------|--------|
| | media | Intervalo al 95% de confianza | | media | Intervalo al 95% de confianza | |
| Matemática | 426.80 | 421.69 | 431.91 | 411.35 | 402.37 | 420.33 |
| Lectura | 412.52 | 405.79 | 419.25 | 442.09 | 432.31 | 451.88 |
| Ciencias | 428.13 | 422.66 | 433.52 | 438.18 | 429.71 | 446.64 |

Fuente: estimación propia en base a datos de PISA 2006.

Para comparar la desigualdad de estos resultados, se estimaron tres indicadores de desigualdad sobre los puntajes de las pruebas: el índice de Gini, el índice de Theil y el índice de Entropía con $\beta=2$ (que es proporcional al coeficiente de variación al cuadrado). Los resultados se presentan en el cuadro 5.4.

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, tampoco existen diferencias significativas en la desigualdad de los resultados en ambos países.

Cuadro 5.4. Desigualdad de los resultados de la prueba PISA 2006 en Uruguay y Chile en las tres disciplinas, de acuerdo a los índices de Gini, Theil y Entropía 2.

5.4.1 Matemática

| Indicador | Uruguay | | Chile | | Comparación |
|------------|-------------|--------|-------------|--------|-------------------------|
| | Desigualdad | sd | Desigualdad | sd | |
| Gini | 0.1314 | 0.0025 | 0.1201 | 0.0032 | Mayor en Uruguay al 95% |
| Theil | 0.0281 | 0.0011 | 0.0229 | 0.0012 | Mayor en Uruguay al 95% |
| Entropía 2 | 0.0270 | 0.0010 | 0.0226 | 0.0012 | Mayor en Uruguay al 95% |

5.4.2 Lectura

| Indicador | Uruguay | | Chile | | Comparación |
|------------|-------------|--------|-------------|--------|-------------------------|
| | Desigualdad | sd | Desigualdad | sd | |
| Gini | 0.1657 | 0.0037 | 0.1317 | 0.0032 | Mayor en Uruguay al 99% |
| Theil | 0.0468 | 0.0022 | 0.0284 | 0.0016 | Mayor en Uruguay al 99% |
| Entropía 2 | 0.0432 | 0.0018 | 0.0273 | 0.0014 | Mayor en Uruguay al 99% |

⁵ En el anexo metodológico se presenta la metodología utilizada para la estimación de los errores muestrales.

5.4.3 Ciencias

| Indicador | Uruguay | | Chile | | Comparación |
|-------------------|-------------|--------|-------------|--------|--------------------------------------|
| | Desigualdad | sd | Desigualdad | sd | |
| Gini | 0.1247 | 0.0027 | 0.1185 | 0.0023 | No son significativamente diferentes |
| Theil | 0.0249 | 0.0012 | 0.0221 | 0.0009 | No son significativamente diferentes |
| Entropía 2 | 0.0243 | 0.0010 | 0.0219 | 0.0008 | No son significativamente diferentes |

Fuente: estimación propia en base a datos de PISA 2006.

En resumen, los resultados de la prueba PISA son más desiguales en Uruguay que en Chile en lectura y en matemática, y son igualmente desiguales en Ciencias. 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.

La primera hipótesis de este trabajo era que *la desigualdad en las capacidades educativas a los 15 años de edad es mayor en Uruguay que en Chile* (hipótesis 1), y en el capítulo anterior se propuso como primer paso para probar esta hipótesis la estimación de la desigualdad de los resultados de PISA 2006 en ambos países con los diferentes indicadores de desigualdad que se estimaron en esta sección. A partir de estas estimaciones se puede concluir que no se rechaza la hipótesis de que la desigualdad en las capacidades educativas sea mayor en Uruguay que en Chile en las competencias de matemática y lectura, mientras que en ciencias no se puede rechazar la hipótesis de que la desigualdad en ambos países sea igual.

En la segunda sección de este capítulo se evalúa en qué medida esta regla de selección de la prueba genera un sesgo en los resultados, restando al índice de desigualdad el efecto generado por el sesgo de selección que tiene la prueba de PISA, para comparar cuál sería la desigualdad en ambos países si no existieran diferencias en la probabilidad de asistir al sistema educativo en ambas muestras. La hipótesis es que luego de esta corrección la desigualdad se reduce más en Chile que en Uruguay, lo que reforzaría los hallazgos encontrados en esta sección respecto a la mayor desigualdad existente en Uruguay.

Adicionalmente, presentamos la estimación de funciones de densidad kernel para la distribución de los resultados según diferentes variables de corte, para conocer en qué medida la distribución de los resultados se encuentra asociada a desigualdades sociales de partida como el género, la región de residencia y el nivel educativo de la madre.

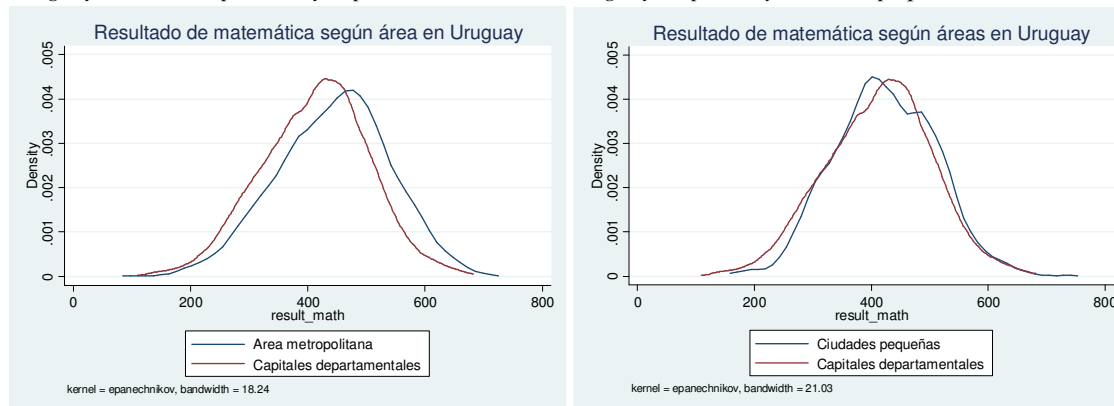
En primer lugar se presentan las funciones de densidad por regiones. Para Uruguay fue posible dividir la muestra en cuatro regiones: área metropolitana, capitales departamentales, ciudades del Interior urbano e Interior rural. En el caso de Chile solo se cuenta con la división de región urbana y rural. En la gráfica 5.1 se comparan los resultados de matemática por regiones, las tres primeras gráficas corresponden a la comparación de regiones en Uruguay, y la última corresponde a las regiones de Chile. En el anexo I se presentan las gráficas correspondientes a los resultados de ciencias y de lectura (gráficas A.I.1 y A.I.2 respectivamente).

En ambos países se observan diferencias importantes entre regiones, aunque no en el mismo sentido. En Chile, las áreas rurales tienen una distribución de resultados en matemática más sesgada hacia la derecha (resultados más altos) que las áreas urbanas; esta diferencia entre áreas urbanas y rurales se mantiene en Chile para ciencias y lectura.

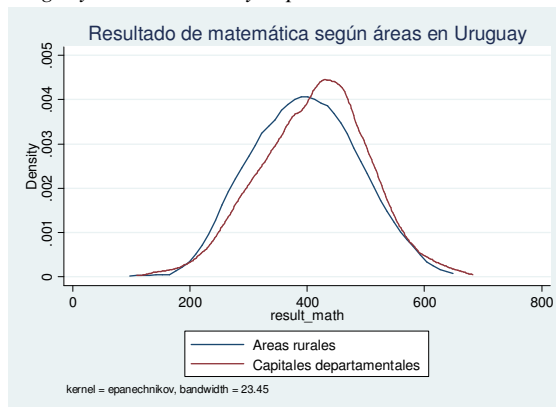
En Uruguay, en cambio, el área metropolitana tiene una distribución de resultados más altos que el Interior en todas las disciplinas. Estas diferencias podrían estar explicadas por el menor nivel educativo promedio alcanzado por los adultos en el Interior del país respecto a la capital (ya que este es un factor determinante en los resultados educativos de los hijos). Como se verá en la sección siguiente, a partir de los resultados de la estimación de la FPE para cada una de las disciplinas, las diferencias a favor del área metropolitana no se mantienen luego de que se controla por los demás determinantes de los resultados. Asimismo, en las distribuciones kernel no se observan diferencias relevantes entre las capitales y las ciudades pequeñas del interior en ninguna de las disciplinas. En cuanto a las áreas rurales, éstas tienen una distribución de resultados más bajos que el Interior urbano en matemática, no presentando diferencias importantes en ciencias y lectura.

Gráfica 5.1. Funciones de densidad kernel de los resultados de matemática en Uruguay y Chile condicionadas según región de residencia.

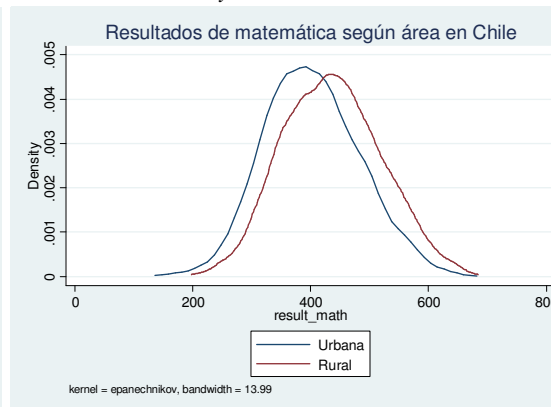
Uruguay: área metropolitana y capitales del Interior *Uruguay: capitales y ciudades pequeñas del Interior*



Uruguay: áreas rurales y capitales del Interior



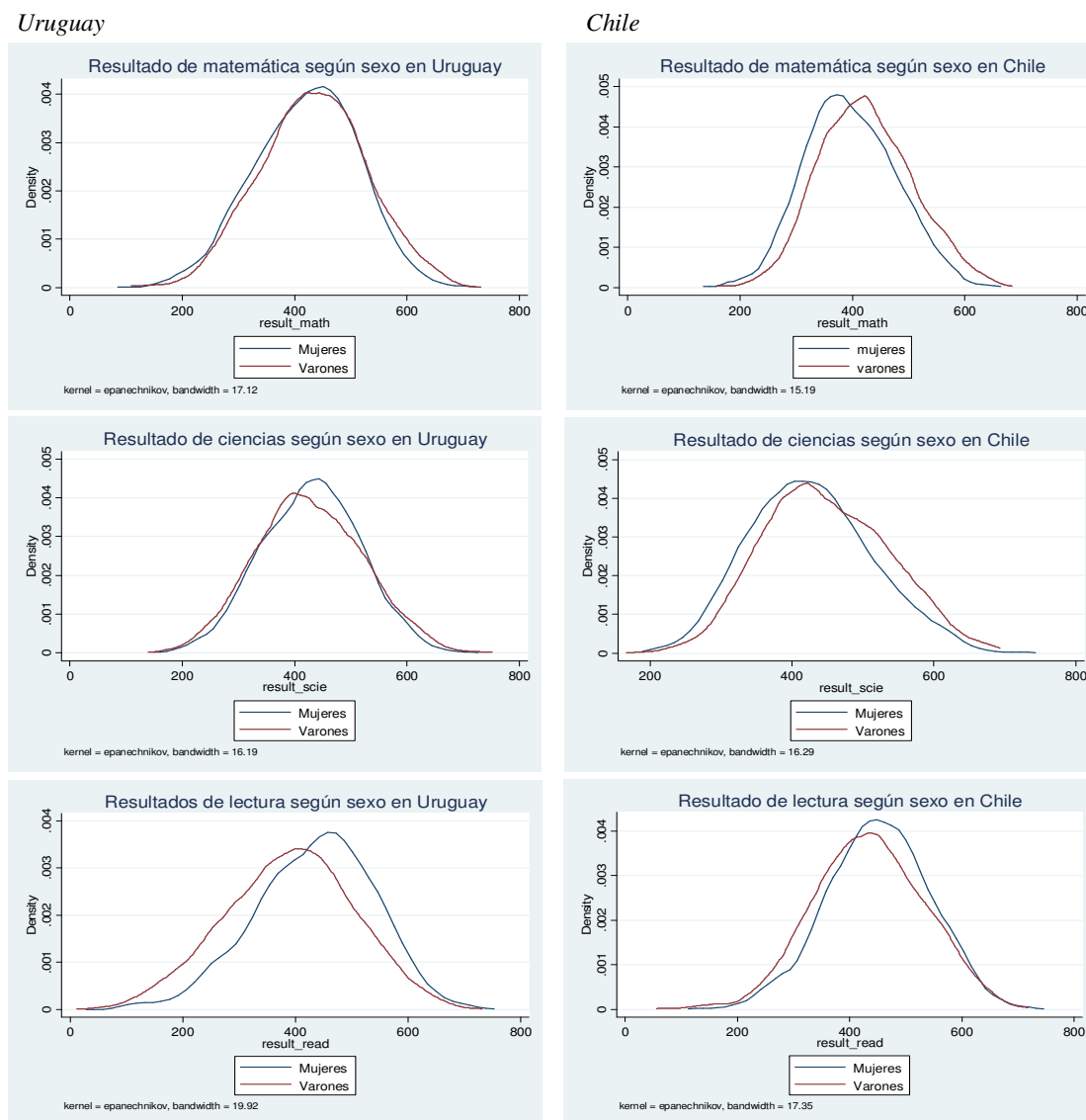
Chile: áreas rurales y áreas urbanas



En relación a las desigualdades de género, en ambos países se observan diferencias en las distribuciones que favorecen a los varones en matemática y ciencias, mientras que las mujeres obtienen mejores resultados en lectura (gráfica 5.2). Esto es coherente con los antecedentes relevados, y de acuerdo con las teorías feministas se debe a que culturalmente algunas disciplinas son asociadas al género masculino y otras al género femenino, y los sistemas educativos reproducen estos valores. De acuerdo a lo que se observa en las gráficas, estas diferencias parecen ser más marcadas en Chile tanto en matemática como en ciencias, incluso en este último caso en Uruguay no parece ser clara

la presencia de un sesgo de género. En cambio en lectura la diferencia a favor de las mujeres es mayor en Uruguay que en Chile.

Gráfica 5.2. Funciones de densidad kernel de los resultados de matemática, ciencias y lectura en Uruguay y Chile condicionadas por sexo.



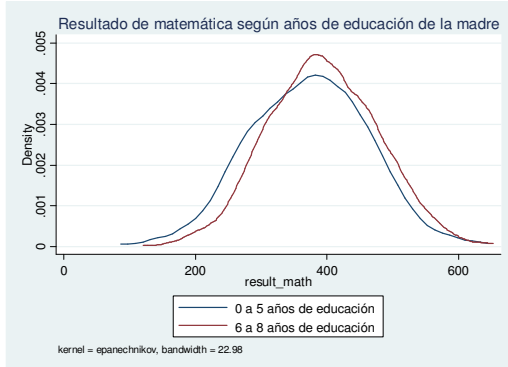
Por último se presentan las distribuciones de los resultados de matemática condicionados según los años de educación de la madre, variable que es señalada en la literatura como el principal factor que incide en las diferencias observadas en los resultados educativos. En el anexo I se presentan las distribuciones de los resultados de ciencias (gráfica A.I.3) y lectura (gráfica A.I.4).

En ambos países se puede observar que cuanto más alto es el nivel educativo alcanzado por la madre, la distribución de resultados se encuentra más a la derecha, indicando mayores puntajes. Las diferencias más marcadas se observan entre los estudiantes cuyas madres completaron secundaria (12 años de educación o más) y el resto de los estudiantes. En cuanto a la comparación entre ambos países, no se observan grandes diferencias en las

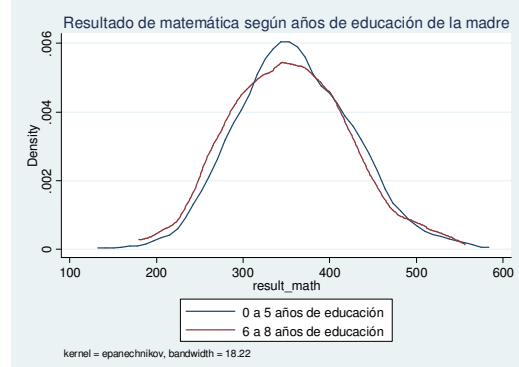
distribuciones de los resultados que señalen que en uno de ellos los resultados estén más asociados al nivel educativo de la madre que en el otro.

Gráfica 5.3. Funciones de densidad kernel de los resultados de matemática en Uruguay y Chile condicionadas según años de educación de la madre.

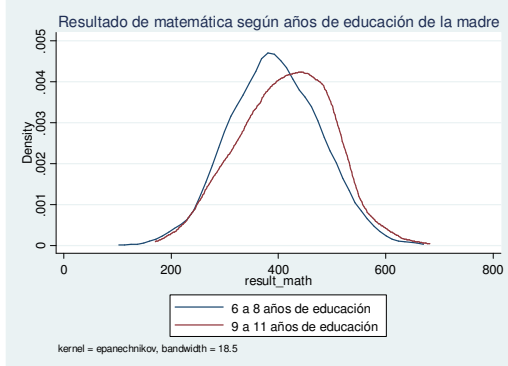
Uruguay: menos de 6 años y 6 a 8 años



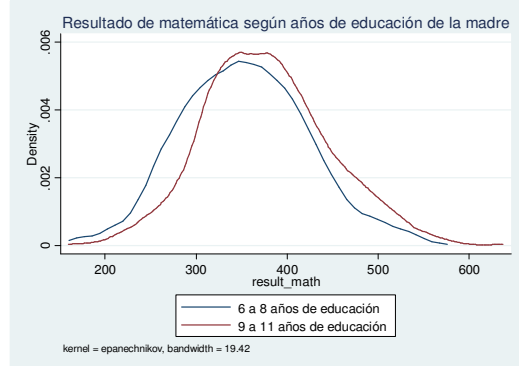
Chile: menos de 6 años y 6 a 8 años



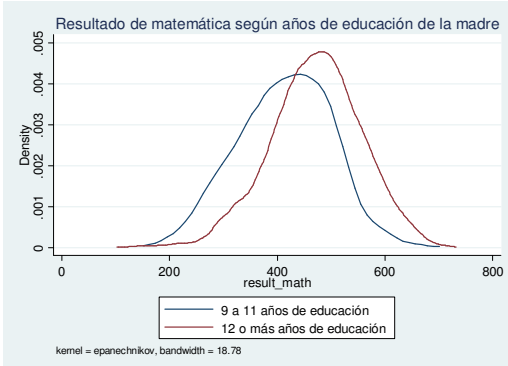
Uruguay: 6 a 8 años y 9 a 11 años



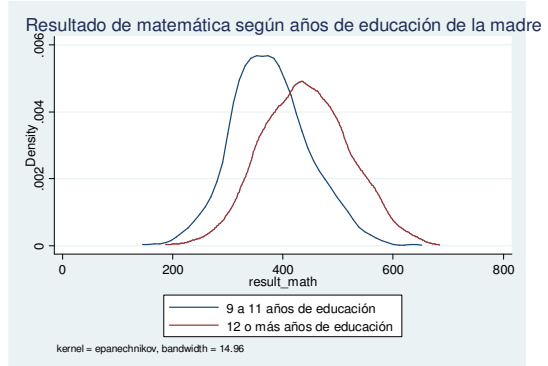
Chile: 6 a 8 años y 9 a 11 años



Uruguay: 9 a 11 años y 12 o más años



Chile: 9 a 11 años y 12 o más años



2) Estimación de una función de producción de capacidades educativas

Esta sección presenta los resultados de la estimación de la función de producción de capacidades educativas (FPE). En primer lugar se presenta la estimación de la ecuación de selección de cada país, para obtener los determinantes de la probabilidad de estar en el sistema educativo post-primaria (sección 2.1). Utilizando los parámetros estimados, en la siguiente sección (2.2) se estiman las FPE para Chile y Uruguay, lo que permite analizar los determinantes de los resultados educativos en cada país, y probar la hipótesis de la existencia de sesgo de selección en los resultados de PISA.

2.1) Primera etapa: ecuación de selección

Como se señaló en el capítulo metodológico, la estimación de los parámetros de la función de producción de los resultados de la prueba de PISA podría tener un sesgo de selección provocado por el hecho de que la muestra no representa a todos los adolescentes sino sólo a aquellos que se encuentran asistiendo a la enseñanza media de cada país. Para corregir el sesgo de selección y estimar correctamente los parámetros de la función, se utiliza el método de Heckman, que consiste en estimar en una primera etapa una corrección del sesgo de selección a través de la estimación de una ecuación de selección, y luego incluir esa corrección como uno de los elementos de la regresión para la estimación de los parámetros de la FPE.

Para estimar la ecuación de selección es necesario recurrir a los datos de las encuestas de hogares de ambos países, debido a que no se cuenta con información sobre quienes no asisten en la base de datos de PISA. Por lo tanto, se estimó una ecuación de selección para determinar la probabilidad de asistencia al sistema educativo post-primaria de los adolescentes de 15 años utilizando los datos de las encuestas de hogares. Las variables incorporadas en la función son variables relevadas también por PISA, de manera de poder replicar estos resultados para las personas que integran la muestra de PISA con los datos de PISA, para luego corregir el sesgo de selección en la estimación de la FPE.

La comparación de la distribución de las variables utilizadas en PISA y en las encuestas de hogares se presenta en el anexo II. Las distribuciones de algunas de estas variables tienen diferencias importantes entre las bases de datos de PISA y las encuestas de hogares de Chile y Uruguay, lo que puede deberse a múltiples razones, entre las cuales pueden estar las diferencias en la forma en que se preguntan algunas de estas variables y errores de medición, pero también diferencias en las muestras que pueden vincularse entre otras cosas a que dependiendo del momento del año en que se realiza la evaluación puede cambiar la cantidad de adolescentes que se encuentran asistiendo. Estas diferencias entre ambas bases de datos constituyen una limitación ya que introduce un error de estimación en la corrección del sesgo. De todas formas, a pesar de esto y dada la relevancia que puede tener el sesgo, se considera pertinente realizar la corrección del sesgo de selección.

En el caso de Uruguay se utilizaron los datos de los adolescentes de 15 años relevados en la ENHA del primer trimestre de 2006. La elección de este trimestre se basa en la existencia de un módulo especial sobre educación, que permite contar con la variable de repetición en primaria, y también debido a que al tomar a los adolescentes que tenían 15 años cumplidos en esa fecha se está tomando a la misma cohorte que la relevada en PISA

2006, lo cual favorece la compatibilidad de los resultados para extrapolar la ecuación de selección estimada en la ENHA a los datos de PISA.

En cuanto a Chile, se utilizaron los datos de la encuesta CASEN para el año 2006. Debido a las fechas en las cuales se realizó la encuesta CASEN y el relevamiento de PISA, se decidió utilizar los datos de los adolescentes de 15 y 16 años en la encuesta CASEN ya que son los que más se aproximan a los relevados por PISA.

En ambos casos se estimó la ecuación de selección a través de un modelo probit, en el cual la variable dependiente es una dummy que vale 1 cuando la persona asiste al sistema educativo formal posterior a lo que corresponde a primaria en Uruguay (6 años de educación), y que en la clasificación internacional de niveles educativos corresponde al nivel ISCED 1. Por tanto se consideró como “asistentes” a personas que asisten a la enseñanza media en Uruguay (secundaria o UTU), y en el caso de Chile aquellos que asisten a los últimos dos años de la enseñanza básica (7° y 8°) y a aquellos que asisten a la enseñanza media en sus diferentes modalidades.

A continuación se presentan los resultados de la estimación de la ecuación de selección para Uruguay (Cuadro 5.5) y para Chile (Cuadro 5.6). Las salidas se presentan en el anexo II.

Cuadro 5.5. Resultados del modelo de selección en Uruguay para adolescentes de 15 años. Encuesta de nacional de hogares ampliada, primer trimestre de 2006.

| Variable | Coficiente | P>z | [Intervalo al 95% de confianza] | |
|---------------|------------|-------|---------------------------------|------------|
| mujer | 0.2758841 | 0 | 0.2469127 | 0.3048555 |
| rprimaria | -0.4198715 | 0 | -0.4493471 | -0.3903958 |
| riqueza | 0.1346373 | 0 | 0.1282521 | 0.1410225 |
| nc_edmax_pri | 0.313155 | 0 | 0.2680684 | 0.3582416 |
| nc_edmax_cb | 0.6408126 | 0 | 0.5898193 | 0.6918059 |
| nc_edmax_bch | 0.8489307 | 0 | 0.7831424 | 0.914719 |
| oc_bl_calif | 0.9033947 | 0 | 0.8314143 | 0.9753751 |
| oc_bl_nocalif | 0.1832786 | 0 | 0.14577 | 0.2207872 |
| oc_az_calif | 0.2256505 | 0 | 0.190022 | 0.2612789 |
| areometro | 0.0532081 | 0.009 | 0.0135396 | 0.0928767 |
| capdpto | 0.1145154 | 0 | 0.0722471 | 0.1567836 |
| Rural | -0.3997672 | 0 | -0.4607879 | -0.3387466 |
| constante | 0.3849235 | 0 | 0.3288648 | 0.4409823 |

Cuadro 5.6. Resultados del modelo de selección en Chile para adolescentes de 15 y 16 años. Encuesta CASEN 2006.

| Variable | Coefficiente | P>z | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|---------------|--------------|-------|---------------------------------|------------|
| mujer | 0.0366347 | 0 | 0.025756 | 0.0475135 |
| rezago | -1.45845 | 0 | -1.469706 | -1.447194 |
| riqueza | 0.1039232 | 0 | 0.1011041 | 0.1067423 |
| nc_edmax_6a8 | 0.0765107 | 0 | 0.0609051 | 0.0921163 |
| nc_edmax_9a11 | 0.1359789 | 0 | 0.1183054 | 0.1536524 |
| nc_edmax_12 | 0.2337897 | 0 | 0.2160643 | 0.251515 |
| oc_bl_calif | 0.2014969 | 0 | 0.1767886 | 0.2262051 |
| oc_bl_nocalif | -0.1163806 | 0 | -0.132894 | -0.0998671 |
| oc_az_calif | 0.0111133 | 0.101 | -0.0021747 | 0.0244013 |
| zonarural | 0.0260105 | 0.001 | 0.0111945 | 0.0408266 |
| constante | 1.880254 | 0 | 1.863771 | 1.896737 |

En términos generales se observa que en Uruguay todas las variables consideradas en la ecuación resultan significativas a un nivel de significación del 1% dado los p-valores que se observan. En el caso de Chile también se observa que todas las variables son significativas, aunque una de las categorías de ocupación no tiene diferencia significativa con la categoría omitida.

El coeficiente para la dummy de *mujer* es positivo en ambos países, lo que está indicando que las mujeres tienen mayor probabilidad de asistir al sistema educativo que los hombres.

En ambos países la repetición tiene un impacto significativo y negativo, siendo uno de los determinantes más fuertes de la deserción de los estudiantes, lo cual es consistente con los antecedentes relevados. En Chile el efecto de la variable *rezago* muestra que cuando la persona se encuentra cursando un nivel educativo inferior al que le corresponde por la edad, tiene menores probabilidades de continuar asistiendo al sistema educativo, al igual que lo que sucede con la variable de repetición en primaria usada para Uruguay.

En cuanto al nivel educativo más alto completado por los padres los coeficientes indican que cuanto mayor es ese nivel, mayor probabilidad tienen los jóvenes de seguir en el sistema educativo. Como puede verse en los cuadros 5.5 y 5.6, los intervalos de confianza de los distintos niveles educativos no se solapan en ninguno de los dos países, lo que indica que la diferencia es significativa en el efecto sobre la asistencia de cada uno de los niveles. Esto también se reafirma con los antecedentes en donde se indicaba que el nivel educativo de los padres es una de las variables más influyentes en los logros educativos de los hijos.

En cuanto a la categoría ocupacional de los padres en Uruguay se observa que los hijos de padres cuya ocupación es clasificada como de cuello blanco con alta calificación tienen mayores probabilidades de asistir, seguidos por los hijos de padres con ocupación de cuello azul de alta calificación y de cuello blanco de baja calificación, que no tienen una diferencia significativa entre sí, y todos ellos tienen mayor probabilidad de asistir que los hijos de padres con ocupaciones de cuello azul de baja calificación. En Chile en cambio, los adolescentes cuyos padres tienen un tipo de ocupación de cuello blanco de baja

calificación tienen menor probabilidad de asistir que aquellos cuyos padres tienen una ocupación de cuello azul, ya sea de alta o baja calificación, ya que éstos últimos no presentan una diferencia significativa entre sí.

Finalmente en cuanto a la región de residencia, aquellos que viven en Montevideo y área metropolitana tienen mayores probabilidades de asistir así como aquellos que viven en una capital departamental, en comparación al resto del Interior urbano. Finalmente, para los que viven en el Interior rural las probabilidades de asistencia son menores. En cambio en Chile, donde sólo se utilizó la división de regiones urbanas y rurales, la residencia en zonas rurales tiene un impacto positivo sobre la asistencia respecto a la residencia en las zonas urbanas.

2.2) Segunda etapa: 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, a través de lo cual se pretende estimar la incidencia de algunos factores de contexto y de algunas características de los centros educativos sobre los resultados que los estudiantes obtienen en la prueba PISA.

Como se explicó en el capítulo metodológico, se pretende obtener una estimación de los parámetros de la FPE que no esté sesgada por el hecho de que en la muestra se cuenta sólo con aquellos adolescentes que se encuentran asistiendo al nivel secundario de enseñanza. Por lo tanto, se incorpora a través del método de Heckman una variable que es el inverso del ratio de Mills que surge de la función de selección presentada en la sección anterior (*inv mills*), y que permite corregir la ecuación e identificar el sesgo de selección.

Se estimaron diferentes especificaciones del modelo para las tres disciplinas en ambos países. En el anexo III se presentan los resultados de la estimación de un primer modelo, con todas las variables consideradas, a partir del cual se identificaron las variables que resultaron significativas en al menos una de las disciplinas en alguno de los dos países. Las variables que no resultaron significativas se eliminaron para la especificación de un segundo modelo más reducido, cuyos resultados se analizan a continuación. Estas variables que no fueron incluidas en la segunda especificación fueron la escasez de materiales (*escz_mat*), la escasez de profesores de lenguaje y de ciencias (*escz_prof_read* y *escz_prof_scie*), la proporción de docentes con tiempo completo (*propTC*), la autonomía curricular del centro (*respcurr*).

En el cuadro 5.7 se presentan los resultados de las estimaciones de la segunda especificación de las funciones de producción educativas de Uruguay y Chile. Los intervalos de confianza de los coeficientes se presentan en el anexo III. Para el conjunto de variables consideradas en nuestro estudio veremos si las mismas resultan significativas o no para explicar los resultados de los estudiantes de 15 años en la prueba PISA.

En primer lugar analizaremos los coeficientes asociados a las variables de contexto, es decir aquellas variables que son exógenas, o al menos no completamente endógenas, al sistema educativo. Dentro de éstas se encuentran el contexto socio-económico y cultural del estudiante, la región de residencia, el sexo, y el contexto socio-económico y cultural de los pares.

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 estimador es un indicador de la relación existente entre las capacidades educativas, medidas a través de los resultados de las pruebas, y el contexto del estudiante; un valor positivo y significativo indica que cuanto mejor es el contexto del estudiante (en cuanto a clima educativo y cultural del hogar y disponibilidad de recursos), mejores son los resultados que obtiene. 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. De la misma manera, los coeficientes estimados son mayores en ciencias y menores en lectura en ambos países, pero las diferencias entre las estimaciones de las distintas disciplinas para cada país tampoco son estadísticamente significativas.

Cuadro 5.7. 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** |
| incentivo | 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 |
| invfills | -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%].

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.

Este resultado para Uruguay contrasta con lo observado en las funciones de densidad kernel condicionadas según región que fueron presentadas en la sección anterior, en las cuales se observaba una distribución de resultados más altos para el área metropolitana. Si bien se observa una distribución de resultados más altos en las ciudades, al estimar la regresión controlando por las demás variables se observa el efecto contrario, por lo que estos resultados contradictorios podrían estar indicando que los peores resultados de las áreas rurales y las pequeñas localidades estarían explicados 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. Estos resultados son iguales a los que habíamos encontrado a partir de las estimaciones de las funciones de densidad de la sección anterior. De acuerdo con las teorías relevadas en el marco teórico, estas diferencias entre los resultados obtenidos por mujeres y varones no estarían vinculadas a diferencias biológicas sino culturales, sobre las cuales también puede influir la educación.

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, y cuya relación es directa en el sentido de que cuanto mejor sea el contexto socio-cultural de los pares esto impactará positivamente en los resultados del individuo; y cuanto más desfavorable sea dicho contexto, esto impactará negativamente en los resultados. 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.

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. Por tanto, al igual que sucede con el contexto del estudiante, no se rechaza la hipótesis de que el nivel socio-económico y cultural de los demás estudiantes del centro educativo tenga un efecto similar sobre los resultados en ambos países.

Antes de presentar los resultados para los insumos educativos, veremos los resultados de la corrección del sesgo de selección (*inv mills*). Recordemos que el parámetro ρ asociado a esta variable representa la correlación entre el término de error de la FPE si es estimada a partir de los datos de la muestra (u_i) y el término de error de la ecuación de selección (v_i),

es decir que indica en qué medida los resultados educativos no son independientes de la probabilidad de asistir a la enseñanza media.

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.

Ahora bien, 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 (*incentivo*); el tamaño promedio de clase (*clsiz* y *clsiz2*) 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. Esto podríamos interpretarlo en el sentido de que a mayor formación de los docentes mejores son los resultados de los estudiantes, lo que suele confirmarse en varios de los estudios empíricos. Sin embargo, este resultado también muestra que entre los centros educativos existe una diferencia en la proporción de docentes con título lo suficientemente importante como para reflejarse en los resultados de los estudiantes. En la sección siguiente se analizará cuánto podría mejorar la equidad de los resultados si este factor se distribuyera equitativamente entre los centros educativos.

En cuanto a *incentivo*, 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 variables 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 tiene un efecto no lineal, ya que el efecto de *clsiz* es positivo pero el efecto de esta variable al cuadrado es negativo. Esto indica que 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 (*incentivo*); 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, *escz_prof_math*, 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 la determinación y asignación del presupuesto (*respres*), 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 (*inpadres*). 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 *incentivo* 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 división de los estudiantes según sus habilidades que logra mejorar los resultados de los estudiantes. Si bien habría que investigar en mayor profundidad para corroborarlo, esto podría estar asociado a la política que se desarrolla a partir del programa *Liceos Preferentes* (ex *Liceo para todos*), uno de cuyos componentes es el *Plan de Nivelación Restitutiva en Lenguaje y Matemáticas*. Este

plan consiste el desarrollo de cursos diferenciados en el primer año de enseñanza media (equivalente a 3er año de liceo en Uruguay), a partir de un diagnóstico de las competencias de los estudiantes al ingresar, su división en grupos según este diagnóstico, y el desarrollo de programas con trayectorias y materiales diferenciados para cada nivel durante el año lectivo, con el fin de que todos los estudiantes culminen el año habiendo alcanzado el mismo nivel de competencias en estas disciplinas (Marshall, 2004).⁶

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).

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

En la primera sección de este capítulo se presentaron índices de desigualdad de los resultados de la prueba PISA en Uruguay y Chile, como indicadores de la desigualdad en las capacidades educativas acumuladas por los adolescentes de 15 años, resultando que en todas las competencias evaluadas los resultados son igual o más desiguales en Uruguay que en Chile. El objetivo de la presente sección es estimar en qué medida la desigualdad de capacidades en cada país está explicada por las desigualdades del contexto de los estudiantes.

La hipótesis 2 planteada en este trabajo es que *en Uruguay una menor parte de la desigualdad en las capacidades educativas puede ser explicada por el contexto social que en Chile*. A partir de los resultados presentados en la sección anterior, se observa que los resultados educativos son más desiguales en Uruguay que en Chile en matemática y lectura, mientras que en ciencias no se rechaza que tengan el mismo nivel de desigualdad. En esta segunda hipótesis se pretende indagar respecto a si esta mayor o igual desigualdad

⁶ El programa Liceos Preferentes se aplicó en el año 2007 en 748 establecimientos de educación media, que corresponden a cerca del 60% del total (datos del anuario estadístico del MINEDUC, http://w3app.mineduc.cl/DedPublico/anuarios_estadisticos).

de las capacidades educativas observada en Uruguay respecto a Chile es explicada por una mayor desigualdad de contexto que se transmite hacia los resultados, o si por el contrario (como plantea la hipótesis 2) el contexto explica una mayor proporción de la desigualdad en Chile, y por tanto la mayor desigualdad que presenta Uruguay en los resultados no puede explicarse por una mayor desigualdad de contexto.

De acuerdo a lo hallado en la estimación de las funciones de producción educacionales, no puede rechazarse la hipótesis de que los parámetros de la variable de contexto (*escs*) son iguales en ambos países, lo que sería un primer indicio de que el efecto del contexto sobre los resultados es de similar magnitud.

En esta sección, para probar la hipótesis 2, se comparan los índices Θ_{BFM} de ambos países, considerados como indicadores de la incidencia del contexto sobre la desigualdad en las capacidades educativas:

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

$$\text{con } \tilde{Y}_i = \alpha + \beta \overline{Xc} + \varphi \overline{Xe}_i + \gamma \overline{Xp}_{-i} + \rho \overline{\lambda}(Z \hat{\omega}) + u_i$$

Para el cálculo de este índice se utilizaron tres indicadores alternativos de desigualdad: el índice de Gini, el índice de Theil y el índice de entropía 2. El resultado simulado \tilde{Y} se estimó a partir de los parámetros estimados en la función de producción de capacidades educativas presentados en la sección anterior, pero sustituyendo las variables de contexto (del estudiante y de los pares) y la corrección del sesgo de selección, por sus medias respectivas.

Como se explicó anteriormente, este índice indica qué parte de la desigualdad está explicada por el contexto, por lo que si se compara este índice para Uruguay y Chile, aquel que presente un valor del índice más alto tendrá una mayor proporción de su desigualdad explicada por el contexto.

A continuación se presentan las estimaciones del índice 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.

Cuadro 5.8

Índice Θ_{BFM} según el índice de desigualdad utilizado. Prueba PISA de matemática en Uruguay y Chile

| Índice de desigualdad | URUGUAY | | | CHILE | | |
|-----------------------|------------------|---------------------------------|--------|---------------------|---------------------------------|--------|
| | Θ_{BFM}^U | [Intervalo al 95% de confianza] | | Θ_{BFM}^{Ch} | [Intervalo al 95% de confianza] | |
| Gini | 0.1756 | 0.1459 | 0.2052 | 0.2785 | 0.2407 | 0.3163 |
| Theil | 0.3249 | 0.2780 | 0.3718 | 0.4830 | 0.4292 | 0.5368 |
| Entropía 2 | 0.3164 | 0.2700 | 0.3627 | 0.4784 | 0.4250 | 0.5319 |

Cuadro 5.9**Índice Θ_{BFM} según el índice de desigualdad utilizado. Prueba PISA de ciencias en Uruguay y Chile**

| Índice de desigualdad | URUGUAY | | | CHILE | | |
|-----------------------|------------------|---------------------------------|--------|---------------------|---------------------------------|--------|
| | Θ_{BFM}^U | [Intervalo al 95% de confianza] | | Θ_{BFM}^{Ch} | [Intervalo al 95% de confianza] | |
| Gini | 0.1722 | 0.1472 | 0.1973 | 0.2317 | 0.2005 | 0.2629 |
| Theil | 0.3152 | 0.2750 | 0.3553 | 0.4053 | 0.3568 | 0.4539 |
| Entropía 2 | 0.3108 | 0.2710 | 0.3506 | 0.4045 | 0.3568 | 0.4523 |

Cuadro 5.10**Índice Θ_{BFM} según el índice de desigualdad utilizado. Prueba PISA de lectura en Uruguay y Chile**

| Índice de desigualdad | URUGUAY | | | CHILE | | |
|-----------------------|------------------|---------------------------------|--------|---------------------|---------------------------------|--------|
| | Θ_{BFM}^U | [Intervalo al 95% de confianza] | | Θ_{BFM}^{Ch} | [Intervalo al 95% de confianza] | |
| Gini | 0.1659 | 0.1398 | 0.1920 | 0.2119 | 0.1697 | 0.2540 |
| Theil | 0.3163 | 0.2693 | 0.3632 | 0.3863 | 0.3147 | 0.4579 |
| Entropía 2 | 0.2998 | 0.2559 | 0.3437 | 0.3754 | 0.3085 | 0.4423 |

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 la competencia matemática, en la primera sección de este capítulo se mostraba que 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} que se presentan en el cuadro 5.8 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 tanto, Chile tiene una menor desigualdad total, y a su vez una mayor parte de esa desigualdad está explicada por el contexto de los estudiantes, por lo que la mayor desigualdad que presenta Uruguay no es atribuible solamente al contexto de los estudiantes.

En el caso de la competencia científica, en la primera sección se mostraba que no es posible rechazar la hipótesis de que los resultados son similarmente desiguales en Uruguay y en Chile. Por otra parte, como se observa en el cuadro 5.9, 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.

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.

Respecto a la competencia lectora, en el cuadro 5.10 se observa que el índice Θ_{BFM} no es significativamente distinto en Uruguay y en Chile, por lo que podría afirmarse que la incidencia del contexto sobre la desigualdad es similar en ambos países. Es decir que los resultados en lectura son más desiguales en Uruguay que en Chile, como se vio en la

primera sección, al tiempo que la incidencia del contexto en la desigualdad sería similar en ambos casos.

En cuanto a las magnitudes de los índices, las únicas que pueden interpretarse son las del índice construido a partir del índice de desigualdad entropía 2. Esto se debe a que, como se explicó en el capítulo metodológico, los resultados de PISA son estandarizados en función de los resultados obtenidos en los países de la OCDE, por lo que el índice utilizado debería ser invariante ante un traslado de la media y un cambio de escala. 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.

Por lo tanto, podemos interpretar el valor del índice construido a partir del índice de entropía 2, es decir la última línea de los cuadros 3.1 a 3.3. En este sentido, se observa que 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.

Incidencia del contexto de los pares en la desigualdad

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, como se mencionó en el capítulo metodológico, la exogeneidad de esta variable para el sistema educativo es discutible, 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.

Tanto en el caso uruguayo como en el chileno, existen colegios privados pagos a los cuales sólo es posible asistir si se tiene la posibilidad económica de pagar la matrícula, por lo que en cierta medida la coexistencia de centros públicos y centros privados pagos implica de por sí la tolerancia de cierta segmentación de los estudiantes en distintos centros educativos de acuerdo con su contexto familiar. Esta característica de los sistemas educativos uruguayo y chileno es común en Latinoamérica, pero no es así en otras partes del mundo. En los países europeos por ejemplo es muy pequeña la proporción de estudiantes que asisten a centros privados. Por otra parte, existen otros mecanismos de segmentación. En el caso de Uruguay, dentro del sistema público los estudiantes asisten en general a los centros educativos más cercanos a su lugar de residencia, por lo que la segmentación residencial se traduce en una segmentación de los centros educativos a los cuales asisten los adolescentes, en especial en Montevideo. En el caso chileno, los estudiantes pueden asistir gratuitamente a los establecimientos municipales o a los privados subvencionados, pero estos últimos practican en general políticas de selección de los estudiantes, lo que genera una segmentación asociada al nivel socio-económico.

Por lo tanto, la magnitud en la cual los estudiantes asisten a centros educativos a los cuales asisten personas de su misma situación socio-económica no es totalmente exógena a las políticas educativas. 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 el siguiente indicador:

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

Donde $\tilde{Y}'_i = \alpha + \beta X_{c_i} + \varphi X_{e_i} + \gamma \overline{X_{p_i}} + \rho \lambda (Z \hat{\omega}) + u_i$, y donde $I(Y)$ es la desigualdad en los resultados estimada a partir del índice de entropía 2.

En el cuadro 5.11 se presentan los resultados de la estimación del índice para Uruguay y Chile, para las tres competencias evaluadas por PISA. Como puede observarse, 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%. 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.

Cuadro 5.11

Índice Θ_{BFM}' 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}^{Ch} | [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 |

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 (*SESpares*) 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.

Este resultado es muy relevante ya que esto podría implicar que el sistema educativo no sólo puede incidir en la equidad a través de la mejor provisión de los insumos escolares, sino que también podría actuar sobre la desigualdad de los resultados a partir de políticas que disminuyeran la heterogeneidad entre los centros educativos en cuanto al contexto social de sus estudiantes, debido a que las características de los pares incide en una magnitud muy importante sobre los aprendizajes de los estudiantes. Esto se discutió también en la sección anterior, cuando se mostraba que el impacto del *efecto pares* en la FPE en ambos países es significativamente mayor que el del contexto social del propio estudiante.

Incidencia del sesgo de selección de PISA en la estimación de la desigualdad de capacidades

En la primera sección de este capítulo se presentaron los indicadores de desigualdad de las capacidades educativas en Uruguay y Chile medidas a través de los resultados de la prueba PISA, con el objetivo de probar la primera hipótesis del trabajo, que afirma que *la desigualdad en las capacidades educativas a los 15 años de edad es mayor en Uruguay que en Chile*. Allí se mostró que se verifica una mayor desigualdad en Uruguay para las competencias de matemática y lectura, mientras que no se puede rechazar la hipótesis de igualdad de los índices de desigualdad de los resultados de ciencias en ambos países.

Sin embargo, los datos de PISA tienen un sesgo de selección debido a que representa sólo a los estudiantes de enseñanza media, y los resultados de la prueba no son independientes de la probabilidad de asistir a la enseñanza media. Debido a esto, es esperable que este sesgo influya en la estimación de la desigualdad de los resultados, por lo que se planteó la hipótesis 1b: *la existencia de un sesgo de selección en la prueba PISA tiene una incidencia mayor sobre la desigualdad de los resultados en Chile que en Uruguay*.

Como se explicó en el capítulo 3, esta hipótesis se deriva de que la diferencia en las tasas de asistencia de Uruguay y Chile genera que en Chile se evalúe a una proporción mayor de los adolescentes y esto podría implicar que se esté evaluando a una muestra más heterogénea que en Uruguay, donde una parte menor de los adolescentes está representado en la muestra. Esta hipótesis se basa en que las variables que inciden en la deserción también son variables que inciden en los resultados, como se mostró cuando se estimaron las FPE para ambos países y el parámetro ρ resultó significativo para todas las disciplinas.

Para probar la hipótesis 1b se estima un nuevo indicador Θ_{BFM}'' , para comparar cuál sería la desigualdad en ambos países si no existieran diferencias en la probabilidad de asistir al sistema educativo en ambas muestras. Se prueba la hipótesis de que luego de esta corrección la desigualdad se reduce más en Chile que en Uruguay:

$$\Theta_{BFM}^U > \Theta_{BFM}^{Ch}$$

Donde:

$$\Theta_{BFM}'' = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y}'')}{I(Y)}, \text{ con } \tilde{Y}_i'' = \alpha + \beta X_{c_i} + \varphi X_{e_i} + \gamma X_{p_{-i}} + \rho \bar{\lambda}(Z \hat{\omega}) + u_i$$

Este indicador surge de restar a la desigualdad observada la parte de la desigualdad provocada exclusivamente por el impacto que tiene sobre los resultados el sesgo de selección que tiene la prueba de PISA, que surge de la probabilidad de asistir al sistema educativo de los estudiantes de la muestra.

Cuadro 5.12

Índice $\Theta_{BFM}^{''}$ de la incidencia del sesgo de selección 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 | | |
|-------------|----------------------|---------------------------------|--------|-----------------------|---------------------------------|--------|
| | $\Theta_{BFM}^{U''}$ | [Intervalo al 95% de confianza] | | $\Theta_{BFM}^{Ch''}$ | [Intervalo al 95% de confianza] | |
| Matemática | 0.1758 | 0.1420 | 0.2096 | 0.2442 | 0.1761 | 0.3124 |
| Lectura | 0.1680 | 0.1334 | 0.2026 | 0.2142 | 0.1464 | 0.2821 |
| Ciencias | 0.1448 | 0.1180 | 0.1715 | 0.1909 | 0.1300 | 0.2519 |

Como puede observarse en el cuadro 5.12, el valor del indicador es significativo para las tres disciplinas en ambos países. Si bien las estimaciones puntuales son menores en Uruguay que en Chile en las tres disciplinas, las diferencias entre ambos países no son significativas al 90% de confianza, por lo que no se puede verificar la hipótesis planteada en el trabajo respecto a que el sesgo de selección incide más en la estimación de la desigualdad en el caso de Chile que en el de Uruguay. No se rechaza la hipótesis de que el sesgo de selección tenga la misma incidencia sobre la desigualdad estimada en ambos países.

Es importante interpretar este resultado con cuidado, ya que este indicador no nos dice nada acerca de cuál sería la desigualdad si todos los adolescentes fueran relevados y no sólo los que están en el sistema educativo; lo único que corrige este indicador es la estimación de la desigualdad para la población que es representada por la muestra, es decir que estima qué proporción de la desigualdad de los resultados de aquellos que asisten al sistema educativo puede ser explicada por el sesgo de selección muestral.

Efectos parciales de los insumos educativos sobre la desigualdad

En las secciones anteriores se analizó la incidencia en la desigualdad de los factores de contexto en cada país, encontrándose que la incidencia del contexto no permite explicar la mayor desigualdad en los resultados que presenta Uruguay en comparación con Chile. En esta sección analizamos cuánto explican de la desigualdad los insumos educativos que incorporamos en la función de producción educativa en ambos países. Asimismo, analizamos los efectos parciales sobre la desigualdad que se podrían obtener si se igualara cada uno de los insumos educativos entre los estudiantes en Uruguay.

En primer lugar, se presenta el efecto conjunto de todos los insumos educativos incorporados en la función de producción sobre la desigualdad (cuadro 5.13). Este efecto es calculado a través del siguiente indicador:

$$\Theta_{BFM}^{escolar} = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y}^{escolar})}{I(Y)}, \text{ con } \tilde{Y}_i^{escolar} = \alpha + \beta Xc_i + \phi \bar{X}e_i + \gamma Xp_{-i} + \rho \lambda (Z \hat{\omega}) + u_i$$

No se incluye 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.

Cuadro 5.13

Índice $\Theta_{BFM}^{escolar}$ 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 |

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.

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, a partir del siguiente indicador:

$$\Theta_{BFM}^j = \frac{I(Y) - I(\tilde{Y}^j)}{I(Y)}, \text{ con } \tilde{Y}_i^j = \alpha + \beta Xc_i + \varphi_j \overline{Xe^j} + \varphi_{-j} Xe_i^{-j} + \gamma Xp_{-i} + \rho \lambda(Z \hat{\omega}) + u_i$$

Siendo Xe^j la variable escolar de interés cuyo impacto parcial se quiere estimar, y Xe^{-j} el resto de las variables escolares. Este indicador representa el cambio en la desigualdad que se produciría si la variable Xe^j se distribuyera homogéneamente entre todos los estudiantes, de tal forma que su valor fuera igual a la media para todos los estudiantes

Estos efectos se estimaron para cada una de las variables que resultaron tener efectos significativos y positivos sobre los resultados en Uruguay (ver cuadro 5.7), que fueron el tamaño promedio de la clase (*clsiz* y *clsiz2*), el grado en que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos que los ayudarán en sus estudios post-secundarios (*incentivo*), y la proporción de docentes con título habilitante para la docencia (*propcert*).

Cuadro 5.14

Índice Θ_{BFM}^j de la incidencia parcial de cada insumo educativo (*clsiz*, *incentivo* y *propcert*) en la desigualdad, a partir del índice de entropía 2. Para las tres competencias de la prueba PISA Uruguay.

| Competencia | Θ_{BFM}^{clsiz} | $\Theta_{BFM}^{incentivo}$ | $\Theta_{BFM}^{propcert}$ |
|-------------|------------------------|----------------------------|---------------------------|
| Matemática | 0.0344** | 0.0463*** | 0.0480*** |
| Lectura | 0.0596*** | 0.0567*** | 0.0754*** |
| Ciencias | 0.0419*** | 0.0529*** | 0.0636*** |

Como puede verse en el cuadro 5.14, si se distribuyera homogéneamente cada uno de estos insumos, en los tres casos se obtendría una reducción significativa de la desigualdad. 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 desigualdad 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.

CAPÍTULO 6

Conclusiones

Este trabajo se propuso aportar un marco de análisis para identificar los principales desafíos en materia educativa, basado en el rol de 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.

En este sentido partimos del *enfoque de las capacidades*, según el cual 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. Las diversas combinaciones de funcionamientos que la persona puede alcanzar, y entre las cuales puede elegir, son las *capacidades*, y constituyen las libertades de las personas para el bienestar. La evaluación del bienestar en el espacio de los recursos o los bienes, en cambio, tiene el problema de que las personas tienen diferentes capacidades para transformar esos recursos en bienestar; y la evaluación del bienestar en el espacio de los *funcionamientos alcanzados*, tiene el problema de que las personas pueden elegir diferentes funcionamientos de acuerdo a lo que valoren.

La educación es central en el enfoque de las capacidades, y es considerada una *capacidad básica*, por una parte porque un individuo que no posea la oportunidad de ser educado estará en desventaja, y por otra, por su rol de expansión de otras capacidades, influyendo en las *elecciones de las personas* y la *participación*, los cuales refieren a su vez a la *libertad* de los individuos para alcanzar su bienestar. Desde este enfoque 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.

A partir del trabajo pionero de Coleman et al conocido como el *Reporte Coleman* (1966), se puso en discusión en qué medida el sistema educativo reproduce las desigualdades sociales. El enfoque de las capacidades permite evaluar en qué medida la educación puede generar ventajas e identificar situaciones de desventaja y exclusión, ya que pone el foco en la transformación de capacidades en funcionamientos y en los factores de conversión que intervienen en este proceso. Esta conversión de capacidades en funcionamientos se produce con la incidencia de factores de conversión internos a la persona, incluyendo la valoración que la persona hace de la educación, así como factores externos, vinculados con la calidad de la educación a la que puede acceder la persona y las formas de discriminación a las que se puede ver sometido (Unterhalter 2009).

En este trabajo proponemos una aplicación empírica de este marco de análisis para la evaluación de la desigualdad en el ámbito educativo. En este sentido, se propone la consideración de la educación a través de lo que llamamos *capacidades educativas*, que son 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 (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, propusimos la utilización del concepto de *función de conversión* de medios a capacidades educativas, a la cual llamamos *función de producción de capacidades educativas*.

Se propuso entonces que una sociedad es más igualitaria cuanto menos desiguales son las *capacidades educativas* de las personas, ya que dicha desigualdad constituye una desigualdad en un conjunto de capacidades básicas que afectan las libertades para alcanzar mayores niveles de bienestar. Una sociedad es más igualitaria en la dimensión de las *capacidades educativas* cuanto menos desiguales son las habilidades que desarrollan las personas a través de su pasaje por la educación.

En función de esto, nos propusimos evaluar la equidad existente en las capacidades educativas en Uruguay y Chile. Para ello se propuso comparar la desigualdad existente en las competencias alcanzadas por las personas a los 15 años de edad en ambos países. En este sentido se planteó como hipótesis (*hipótesis 1*) que *en Uruguay existe una mayor desigualdad en las capacidades educativas alcanzadas por los estudiantes a los 15 años que en Chile*.

En una primera aproximación se cuantificó la desigualdad en el acceso y permanencia en el sistema educativo en ambos países, a partir de la asistencia de los adolescentes de 15 años, relevada por las encuestas de hogares de ambos países en 2006. En este sentido se observó una mayor proporción de los adolescentes de 15 años que asisten al sistema educativo en Chile (95%) que en Uruguay (82%). Asimismo en Chile una mayor proporción se encuentra asistiendo al nivel de enseñanza media⁷ (93% en Chile frente a 80% en Uruguay).

En segundo lugar nos aproximamos a las *capacidades educativas*, utilizando como indicador la medición realizada por PISA en las competencias de ciencias, matemática y lectura. Los resultados de Uruguay y de Chile en PISA 2006 fueron similares en promedio, siendo superiores en Uruguay en la media de matemática, superiores en Chile en lectura, y no teniendo ambos países una diferencia significativa en la media de los resultados de ciencias.

Para evaluar la desigualdad en las capacidades educativas en ambos países, se estimaron indicadores de desigualdad de los resultados en las tres pruebas en cada país, y se compararon para ver en qué país se observan mayores desigualdades. Se estimaron los índices de Gini, Theil y Entropía(2), y si bien no pueden interpretarse los valores puntuales de estos índices porque los resultados de PISA se encuentran estandarizados a nivel internacional, sí pudimos comparar estos índices en ambos países para estimar en cuál los resultados son más desiguales. Los resultados obtenidos indican que en matemática y lectura las capacidades educativas en Uruguay son más desiguales que en

⁷ Se considera como enseñanza media los niveles posteriores a la culminación de 6 años de educación, que en la clasificación internacional ISCED corresponde al nivel 2. Dentro de este nivel se incluyen por tanto los últimos dos años de enseñanza básica en Chile (7° y 8°).

Chile, para todos los indicadores de desigualdad estimados, mientras que en ciencias no se pudo rechazar la hipótesis de igualdad de los indicadores de desigualdad en ambos países.

Sin embargo, dado que Uruguay tiene un mayor porcentaje de adolescentes de 15 años que no están representados en la prueba debido a que no asisten al sistema educativo, es esperable que la desigualdad de Uruguay se ampliara en mayor medida que la de Chile si la prueba se aplicara a todos los estudiantes. Esto es algo que no se puede probar a partir de los datos de PISA, pero lo que sí se hizo en este trabajo es estimar en qué medida la mayor cobertura de la población de 15 años en Chile puede estar incidiendo en la estimación de la desigualdad en las competencias educativas de los estudiantes de enseñanza media.

En la ecuación de selección estimada se utilizó como variable de exclusión (variable no incluida en la FPE posteriormente) el rezago del estudiante, que resultó ser la variable más fuertemente asociada a la no asistencia a la enseñanza media. Asimismo se encontró que variables que inciden en los resultados, como el nivel educativo y la categoría ocupacional de los padres, son determinantes relevantes de la asistencia.

En la FPE el parámetro asociado al efecto del sesgo de selección resulta significativo en ambos países en todas las disciplinas, y con signo negativo, como era esperado. Asimismo, el valor del parámetro ρ estimado es mayor en Chile que en Uruguay en las FPE de matemática y ciencias, lo que indicaría que el sesgo de selección tiene un efecto de mayor magnitud en Chile que en Uruguay. Este resultado podría explicarse porque, dado que en Chile la proporción de adolescentes que no asisten a la enseñanza media es menor que en Uruguay, es probable que estos adolescentes sean los que tienen resultados educativos más condicionados por las variables que determinan la deserción.

Se probó la hipótesis de que *la existencia de un sesgo de selección en la prueba PISA tiene una incidencia mayor sobre la desigualdad de los resultados en Chile que en Uruguay (hipótesis 1b)*. Para probar esta hipótesis se elaboró un indicador que compara cuál sería la desigualdad en cada país si no existieran diferencias en la probabilidad de asistir al sistema educativo en ambas muestras, siendo nuestra hipótesis que luego de esta corrección la desigualdad se reduce más en Chile que en Uruguay. El valor del indicador estimado fue significativo para las tres disciplinas en ambos países, indicando que los factores determinantes de la asistencia explican parte de la desigualdad de los resultados. Si bien las estimaciones puntuales de este indicador fueron menores en Uruguay que en Chile en las tres disciplinas, las diferencias entre ambos países no son significativas por lo que no se pudo comprobar la hipótesis planteada. En definitiva, los resultados indican que la desigualdad de los resultados provocada por el efecto de la selección sería similar en Chile y Uruguay.

Un objetivo central de este trabajo fue comparar en qué medida la desigualdad en las capacidades educativas de ambos países puede ser explicada por la desigualdad del contexto social. La desigualdad social puede transferirse a los logros educativos a partir de la influencia de la familia y el contexto social del estudiante en su aprendizaje y en el capital social que ha adquirido a lo largo de su vida. Pero las inequidades sociales también pueden estar presentes en el sistema educativo, siendo los principales mecanismos que intentamos identificar: la segmentación del sistema educativo, que se manifiesta en los logros educativos a través de la importancia de la influencia de los pares en los logros de los individuos; la inequitativa distribución de los recursos entre los centros educativos, que

se traducen en diferencias en variables como el tamaño de la clase, la proporción de docentes titulados, etc.; así como a través de aspectos pedagógicos y de organización del proceso de enseñanza que pueden favorecer o no el aprendizaje de los estudiantes con mayores dificultades, como la división de grupos según habilidades, la realización de actividades que promuevan la continuación de los estudios, entre otros. Asimismo, desde el enfoque de las *escuelas eficaces* se ha planteado que algunas prácticas organizacionales pueden tener efectos positivos sobre los aprendizajes de los estudiantes, como la autonomía del centro, la participación de los padres en las decisiones, las expectativas sobre los resultados de los estudiantes y el sentido de responsabilidad por los resultados que se puede ver reforzado por prácticas de monitoreo y evaluación.

La segunda hipótesis del trabajo (*hipótesis 2*) afirma que *en Uruguay una menor parte de la desigualdad en las capacidades educativas puede ser explicada por el contexto social que en Chile*. Los resultados educativos son más desiguales en Uruguay que en Chile en matemáticas y lectura, y similares en ciencias. Esta segunda hipótesis sugiere que la mayor desigualdad que presenta Uruguay en los resultados no puede explicarse por una mayor desigualdad de contexto. Para probar esta hipótesis se analizó en qué medida los resultados educativos están asociados al contexto social del estudiante y del centro educativo, y se estimó un indicador de la incidencia de estas variables de contexto en la desigualdad de los resultados en cada país.

La medida en la cual los resultados educativos se encuentran asociados con el contexto familiar, estimada a partir del parámetro del contexto del estudiante en la FPE, nos indica cuánto incide este contexto en los resultados de los estudiantes, siendo un indicador de la reproducción de la desigualdad social en la educación. La variable de contexto socio-económico y cultural del estudiante (*escs*) tiene un coeficiente positivo y significativo en todas las disciplinas en ambos países. Asimismo, no se rechaza la hipótesis de que el nivel socio-económico y cultural de los estudiantes del centro educativo tenga un efecto similar sobre los resultados en ambos países, lo que indicaría niveles similares de reproducción de la desigualdad en ambos países.

A su vez, el contexto socio-económico de los pares tiene un efecto significativamente mayor que el efecto del contexto del propio estudiante en todos los casos. Esto puede indicar que la reproducción de la desigualdad no se produce solamente a través del capital social del estudiante, sino que también influye el contexto social del centro educativo, a través del efecto pares o a través de otras características no observadas del proceso educativo que puedan estar vinculadas al contexto social del centro (en las teorías de las escuelas efectivas se destaca la importancia del *clima escolar*, la motivación y las expectativas de los docentes y los estudiantes, por ejemplo). Las estimaciones puntuales de este parámetro en la FPE 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, al igual que sucedió con el contexto del estudiante.

Para estimar qué proporción de la desigualdad de los resultados es explicada por el efecto directo del contexto social de los estudiantes y de sus pares, se estimó un indicador en base a la metodología propuesta por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005). Este indicador se obtiene simulando el resultado que obtendrían los estudiantes si se sustituye el valor de cada individuo de las variables de contexto (del estudiante y de los pares) y la corrección del sesgo de selección por sus medias, de tal forma que todos los estudiantes tengan el

contexto promedio, y simulando el resultado a partir de los parámetros estimados en la función de producción. El indicador es el cambio en la desigualdad del resultado simulado respecto a la desigualdad de los resultados observados. Por lo tanto es un indicador de la parte de la desigualdad que sería generada directamente por el efecto del contexto de los estudiantes y sus pares sobre los resultados.

Los resultados obtenidos indican en Uruguay existe una menor proporción de la desigualdad en las capacidades que es explicada por el contexto socio-económico y cultural en las competencias matemática y científica, mientras que el índice no es significativamente diferente entre ambos países en lectura.

Si analizamos los resultados hasta aquí enunciados, se obtiene que en matemática Uruguay tiene una mayor desigualdad total en los resultados, y al mismo tiempo una menor proporción de su desigualdad se explica por el contexto que Chile. En este sentido, la mayor desigualdad de los resultados de matemática 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 ciencias no se rechaza la hipótesis de que los resultados sean igualmente desiguales, pero la proporción de la desigualdad que es explicada por el contexto es mayor en Chile que en Uruguay. En este caso la situación por tanto es diferente a la observada en matemática, ya que no se puede afirmar que las capacidades educativas con que cuentan los estudiantes de 15 años sean más desiguales en Uruguay que en Chile. Sin embargo, cabe recordar que este resultado no se puede extrapolar a toda la población porque existe un sesgo de selección en PISA. Asimismo, si bien los niveles de desigualdad de los resultados son similares en ambos países, la proporción explicada por el contexto es mayor en Chile.

En lectura, por otra parte, Uruguay tiene una mayor desigualdad total en los resultados, al tiempo que son similares las proporciones de la desigualdad que en cada país se explican por el contexto. Este caso es también diferente a los dos anteriores, ya que al igual que en matemática es mayor la desigualdad en las capacidades educativas de los estudiantes en Uruguay, pero la proporción explicada por el contexto es similar en Chile y en Uruguay.

Por otra parte, como se señaló anteriormente el nivel socio-económico de los pares tiene un impacto mayor en los resultados que el del propio estudiante. En función de esto nos preguntamos cuál es el efecto parcial del nivel socio-económico de los pares en la desigualdad de los resultados. Los resultados encontrados indican que esta variable tiene un impacto importante sobre la desigualdad, y que este impacto es significativamente mayor en Chile que en Uruguay sólo en matemática. Este resultado podría estar asociado a que el nivel de segmentación en la distribución de los estudiantes entre centros educativos según su nivel socio-económico es mayor en Chile, lo que estaría respaldado por la mayor correlación entre el nivel socio-económico del estudiante y el de sus pares en ese país. En síntesis, si bien existiría una mayor segmentación en Chile, la incidencia de esta segmentación en la desigualdad de resultados no es estadísticamente diferente en dos de las tres disciplinas analizadas. El efecto pares (asociado a la segmentación) ejercería una influencia similar en la desigualdad de resultados en Uruguay y en Chile, aun cuando *a priori* el sistema educativo uruguayo parece presentar una menor segmentación por nivel socioeconómico.

El resultado obtenido respecto a la incidencia del nivel socio-económico del centro sobre la desigualdad de los resultados, abre la posibilidad de que el sistema educativo pueda incidir en la equidad a partir de políticas que disminuyan la heterogeneidad entre los centros educativos en cuanto al contexto social de sus estudiantes. A su vez, algunos antecedentes señalan que los efectos de los pares podrían no ser homogéneos según el nivel del estudiante, teniendo más incidencia en los estudiantes de contexto más desfavorable. Esto refuerza la importancia que la distribución de los estudiantes entre centros puede tener en términos de equidad.

Ahora bien, cabe preguntarse cuál es la incidencia de las características de los centros educativos en la desigualdad. Para ello, en primer lugar comentaremos cuáles fueron las variables escolares que se identificaron como significativas para explicar los resultados en ambos países, para luego presentar los resultados encontrados en cuanto a la incidencia de estas variables en la desigualdad.

En la estimación de las funciones de producción de capacidades educativas para Uruguay, la proporción de docentes con título habilitante para la docencia tuvo un efecto positivo y significativo en las tres disciplinas, siendo el insumo escolar con un efecto más importante y robusto en los resultados en Uruguay. El grado en el que los docentes del centro dedican esfuerzos a desarrollar habilidades en los alumnos que los ayudarán en sus estudios post-secundarios, tuvo un efecto positivo y significativo sobre los resultados de matemática y ciencias. Esta variable puede estar reflejando el efecto de las expectativas de los docentes respecto a los resultados que pueden alcanzar los estudiantes y la estimulación que les transmitan. El tamaño de la clase también tuvo un efecto significativo, 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.

En el caso de Chile los insumos escolares que tuvieron efectos de mayor magnitud y más robustos según la disciplina considerada fueron la escasez de profesores de matemática (con signo negativo), y la autonomía del centro educativo para el uso de los recursos. Esta última tuvo 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. Por otra parte, el involucramiento de los grupos de padres en las decisiones del centro educativo también tuvo un efecto positivo en dos de las disciplinas. La separación de los estudiantes en grupos según sus habilidades, tuvo un efecto positivo y significativo en matemática, lo que indicaría la existencia de una política de división de los estudiantes según sus habilidades que logra incidir positivamente sobre los resultados de los estudiantes. Esto podría estar asociado a la política que se desarrolla a partir del programa *Liceos Preferentes*, uno de cuyos componentes es el *Plan de Nivelación Restitutiva en Lenguaje y Matemáticas*, que desarrolla programas específicos para distintos grupos de estudiantes para nivelar sus conocimientos, separándolos en grupos dentro de la misma clase y con el mismo profesor. Este resultado contrasta con el efecto no significativo de esta variable en Uruguay, y las diferencias se pueden deber a muy diferentes formas y fines de la implementación de la separación de estudiantes en grupos. Por último, el tamaño del centro educativo tuvo un efecto similar al del tamaño de clase en Uruguay, es decir que una mayor matriculación tiene un efecto positivo hasta cierto punto a partir del cual los incrementos pasan a tener efectos negativos.

En cuanto a la incidencia sobre la desigualdad de estas variables, se estimó un indicador del impacto conjunto de las mismas sobre la desigualdad en cada país ($\Theta_{BFM}^{escolar}$). De acuerdo a estas estimaciones, en ambos países se produciría una 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. Este resultado plantea la posibilidad de reducir las inequidades educativas en ambos países, e identifica características concretas de los centros educativos que se podrían mejorar para lograr reducciones importantes en la desigualdad. A estos factores que se podrían mejorar se suma el aspecto ya mencionado de mejorar la integración de los estudiantes entre los centros educativos.

La reducción en la desigualdad es mayor en Chile que en Uruguay al 10% de significación en matemática y ciencias), por lo que a partir de estos resultados se puede observar que el efecto de estas variables sobre la desigualdad tampoco logra explicar por qué la desigualdad de los resultados es mayor en Uruguay que en Chile. De hecho, de acuerdo con el R^2 de las regresiones estimadas para cada país (presentado en el cuadro 2.3) se puede observar que el modelo tiene un mayor poder explicativo en Chile, en donde la varianza explicada por el modelo oscila entre un 31% en lectura y un 44% en matemática, mientras que en Uruguay la varianza explicada por el modelo oscila entre 29% en lectura y un máximo de 33% en matemática.

Se estimó además el potencial que podría tener para reducir la desigualdad en los resultados cada una de las variables escolares analizadas e identificadas como significativas en Uruguay. Para ello se estimaron los indicadores Θ_{BFM}^j sustituyendo en el resultado simulado la variable cuyo efecto se quiere estimar por su media, dejando igual todo lo demás.

El efecto sobre la desigualdad de las tres variables consideradas fue significativo. La reducción de la desigualdad que se obtendría de acuerdo con este indicador si se igualara el tamaño de la clase sería de entre un 3% y un 6% de la desigualdad de los resultados dependiendo de la disciplina. 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, se estima que se podrían obtener reducciones de alrededor del 5% de la desigualdad. Por último, si se igualara la proporción de docentes titulados en todos los centros educativos, podría obtenerse reducciones de la desigualdad de alrededor de 7%. Estos resultados indican que la distribución actual de estas variables entre centros es parte de lo que explica la desigualdad de los resultados, pero al mismo tiempo permiten encontrar acciones posibles para reducir las desigualdades.

Debe considerarse además que estos impactos se estimaron bajo el supuesto de que cada una de estas variables se lleva a la media para todos los estudiantes. Si en cambio se aumentara la provisión de estos insumos en los centros con mayores deficiencias sin empeorar su provisión en los demás, estos impactos podrían ser mejores ya que es posible que algunas de estas variables tengan un efecto diferenciado según los rendimientos o el contexto social de los estudiantes.

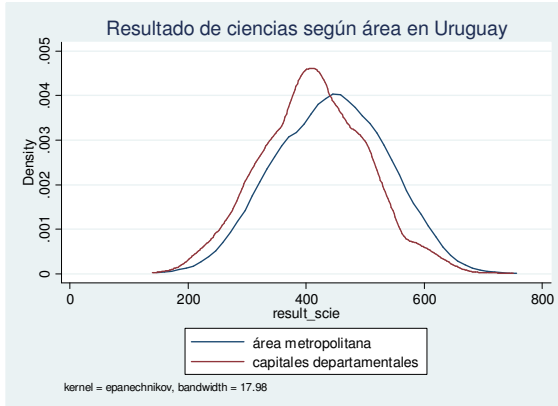
En este trabajo se identificaron algunos aspectos que podrían cambiarse para mejorar la equidad en la enseñanza media en Uruguay. A partir de los resultados encontrados, se plantea como aspecto a profundizar en futuras investigaciones la identificación de otras

variables que puedan explicar la desigualdad de los resultados observados 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; uno de ellos son los aspectos que caracterizan al sistema educativo en su conjunto (por ejemplo, la organización y gestión del sistema educativo o los programas educativos); y otro tipo de variables que seguramente tienen una gran importancia en el logro de resultados más equitativos son las prácticas docentes en el aula.

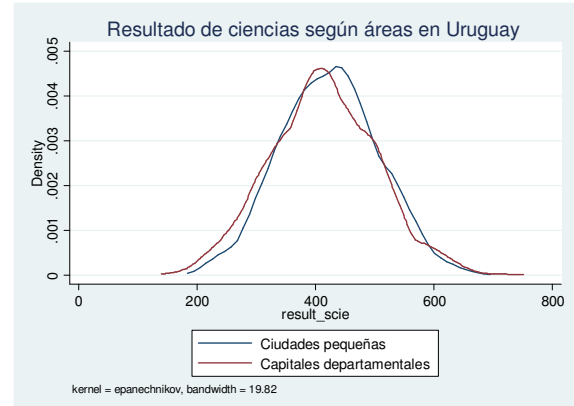
Anexo I. Funciones de densidad de los resultados de PISA en Uruguay y Chile

Gráfica A.I.1. Funciones de densidad kernel de los resultados de ciencias en Uruguay y Chile condicionadas según región de residencia.

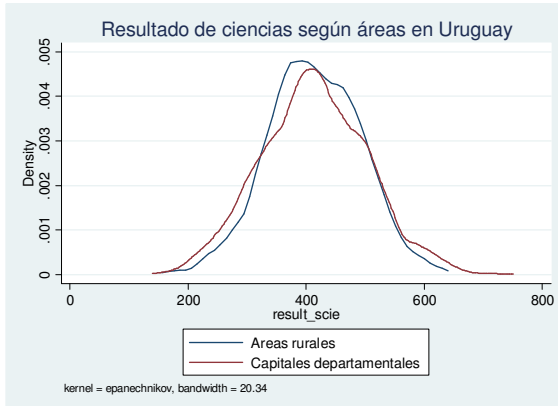
Uruguay: área metropolitana y capitales del Interior Interior



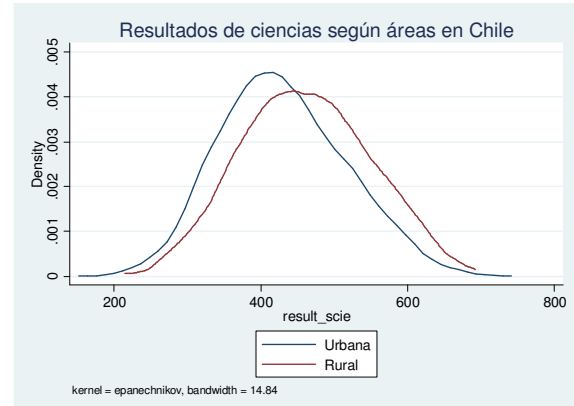
Uruguay: capitales y ciudades pequeñas del Interior



Uruguay: áreas rurales y capitales del Interior

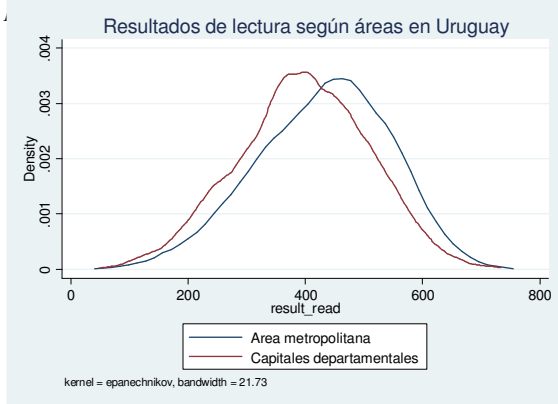


Chile: áreas rurales y áreas urbanas

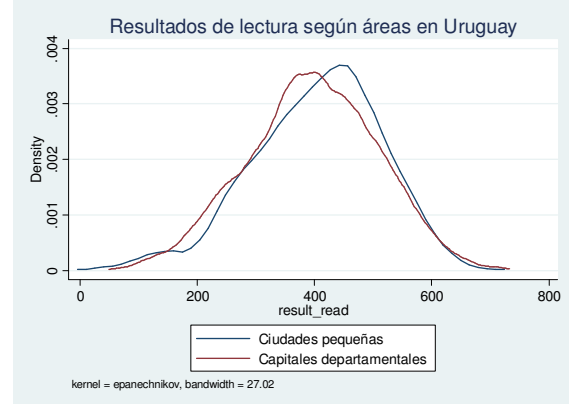


Gráfica A.I.2. Funciones de densidad kernel de los resultados de lectura en Uruguay y Chile condicionadas según región de residencia.

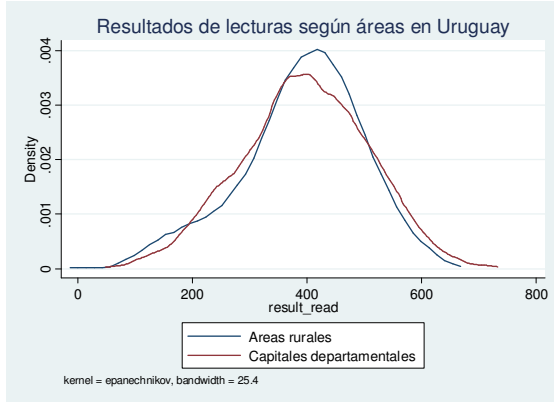
Uruguay: área metropolitana y capitales del Interior



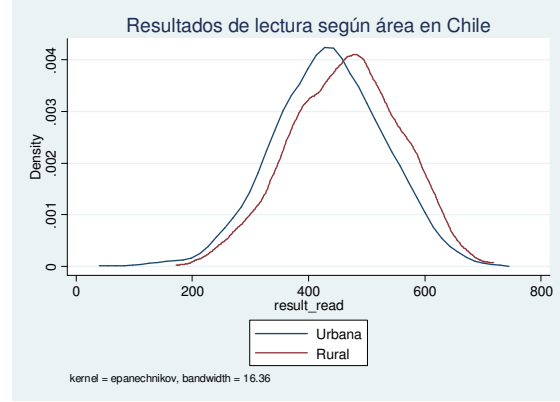
Uruguay: capitales y ciudades pequeñas del



Uruguay: área rurales y capitales del Interior

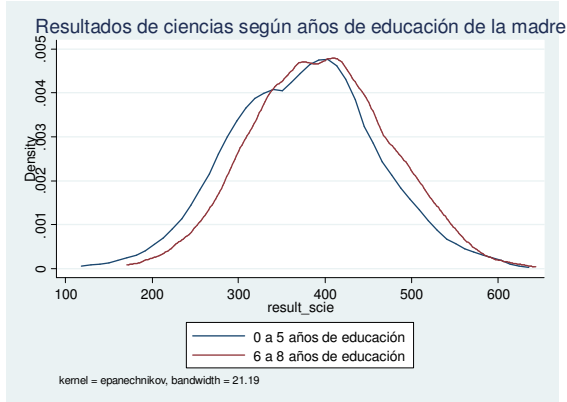


Chile: áreas rurales y áreas urbanas

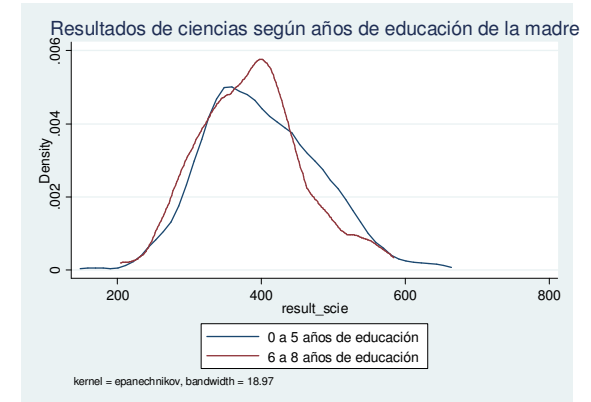


Gráfica A.I.3. Funciones de densidad kernel de los resultados de ciencias en Uruguay y Chile condicionadas según años de educación de la madre.

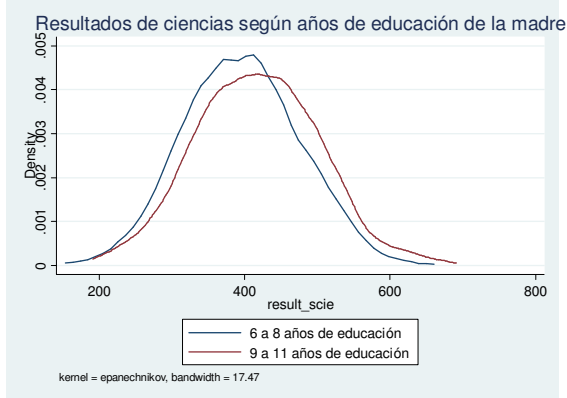
Uruguay: menos de 6 años y 6-8 años



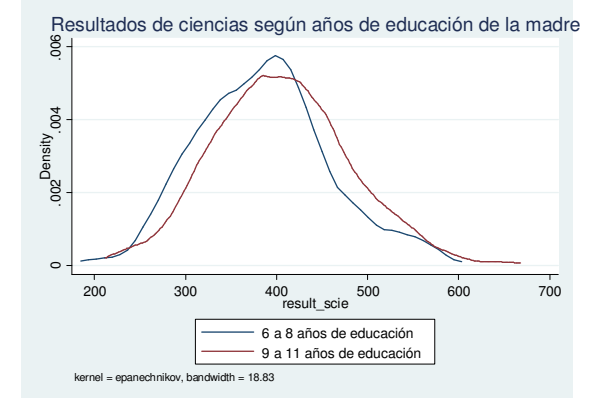
Chile: menos de 6 años y 6-8 años



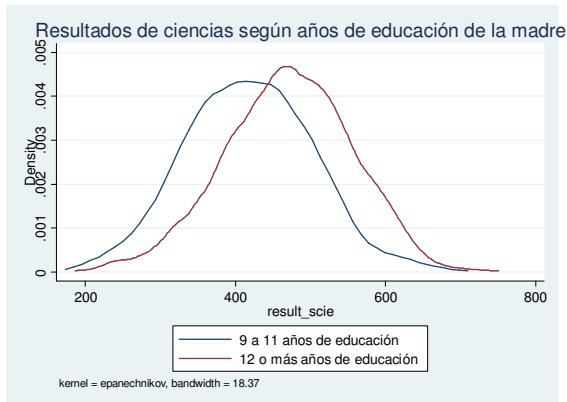
Uruguay: 6-8 años y 9-11 años



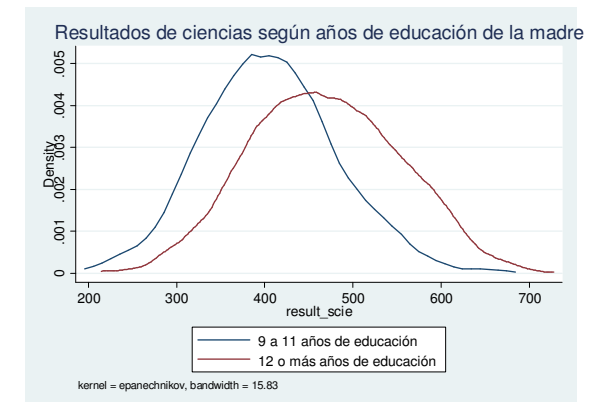
Chile: 6-8 años y 9-11 años



Uruguay: 9-11 años y 12 o más años

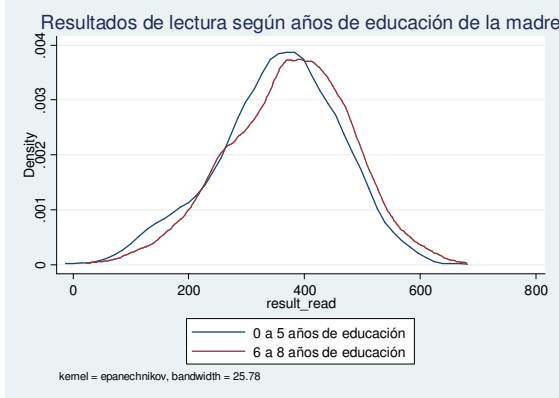


Chile: 9-11 años y 12 o más años

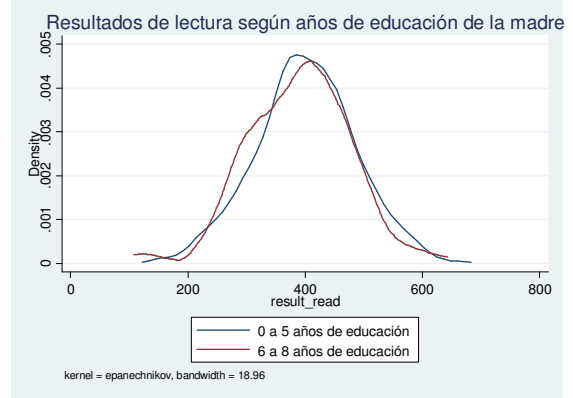


Gráfica A.I.4. Funciones de densidad kernel de los resultados de lectura en Uruguay y Chile condicionadas según años de educación de la madre.

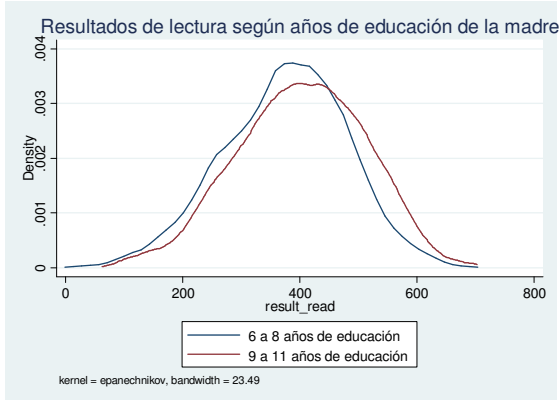
Uruguay: menos de 6 años y 6-8 años



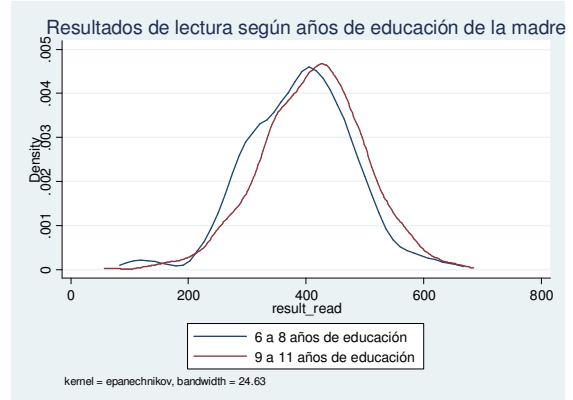
Chile: menos de 6 años y 6-8 años



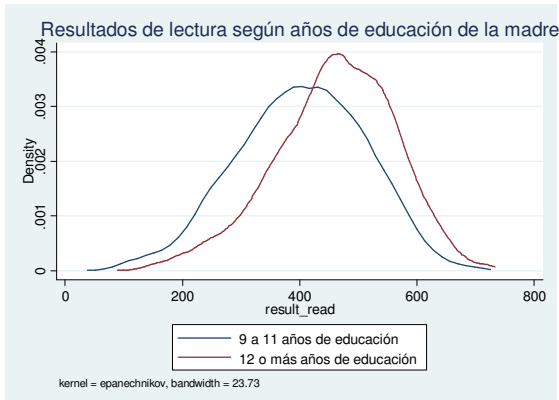
Uruguay: 6-8 años y 9-11 años



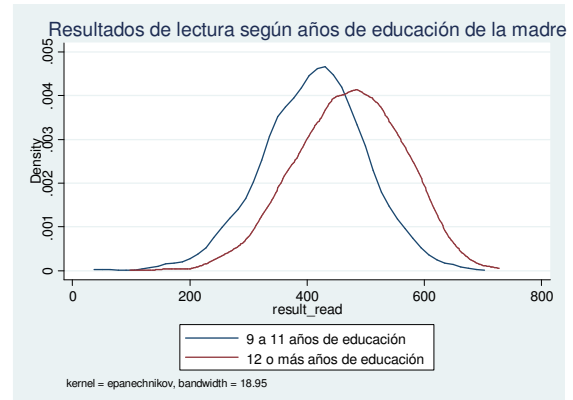
Chile: 6-8 años y 9-11 años



Uruguay: 9-11 años y 12 o más años



Chile: 9-11 años y 12 o más años



Anexo II. Estimación de la ecuación de selección

1) Análisis de componentes principales para la construcción de un índice de riqueza

A continuación se presenta la salida del análisis de componentes principales realizado para la construcción de un índice de riqueza familiar en Uruguay, a partir de la tenencia de un conjunto de bienes durables. La muestra utilizada es de 1139 casos que corresponde a los adolescentes de 15 años de edad relevados en el primer trimestre de la ENHA 2006.

Cuadro A.II.1

Resultados del Análisis de Componentes Principales aplicado a un conjunto de bienes durables en Uruguay, para los adolescentes de 15 años. Datos de la ENHA2006, primer trimestre.

| Factor | Eigenvalue | Difference | Proportion | Cumulative |
|---------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| Factor1 | 3.85979 | 2.90018 | 0.4289 | 0.4289 |
| Factor2 | 0.95961 | 0.15283 | 0.1066 | 0.5355 |
| Factor3 | 0.80678 | 0.05200 | 0.0896 | 0.6251 |
| Factor4 | 0.75478 | 0.12384 | 0.0839 | 0.7090 |
| Factor5 | 0.63095 | 0.01395 | 0.0701 | 0.7791 |
| Factor6 | 0.61699 | 0.06965 | 0.0686 | 0.8477 |
| Factor7 | 0.54735 | 0.06515 | 0.0608 | 0.9085 |
| Factor8 | 0.48220 | 0.14065 | 0.0536 | 0.9621 |
| Factor9 | 0.34154 | . | 0.0379 | 1.0000 |

(sum of wgt is 5.4038e+04)
(obs=1139)

Factor analysis/correlation
Method: principal-component factors
Rotation: (unrotated)

Number of obs = **1139**
Retained factors = **1**
Number of params = **9**

LR test: independent vs. saturated: $\chi^2(36) = 2879.26$ Prob> $\chi^2 = 0.0000$

Factor loadings (pattern matrix) and unique variances

| Variable | Factor1 | Uniqueness |
|-------------|---------------|---------------|
| internet | 0.7043 | 0.5039 |
| lavavajilla | 0.4225 | 0.8215 |
| videodvd | 0.7069 | 0.5002 |
| cable | 0.5133 | 0.7366 |
| lavarropa | 0.6482 | 0.5799 |
| microondas | 0.7416 | 0.4500 |
| celular | 0.6242 | 0.6104 |
| computadora | 0.7854 | 0.3832 |
| auto | 0.6674 | 0.5546 |

A partir de estos resultados se construyó la variable *riqueza* como la combinación lineal de las dummies estandarizadas de tenencia de cada uno de los bienes de acuerdo con los ponderadores obtenidos en el primer componente principal.

A continuación se presenta la salida del análisis de componentes principales realizado para la construcción de un índice de riqueza familiar en Chile. La muestra utilizada es de 10846 casos que corresponde a los adolescentes de 15 y 16 años de edad relevados en la encuesta CASEN 2006.

Cuadro A.II.2

Resultados del Análisis de Componentes Principales aplicado a un conjunto de bienes durables en Chile, para los adolescentes de 15 y 16 años. Datos de la encuesta CASEN 2006.

| (sum of wgt is 6.4525e+05) | | | | |
|--|----------------|----------------|--------------------|---------------|
| (obs=10846) | | | | |
| Factor analysis/correlation | | | Number of obs = | 10846 |
| Method: principal-component factors | | | Retained factors = | 1 |
| Rotation: (unrotated) | | | Number of params = | 6 |
| Factor | Eigenvalue | Difference | Proportion | Cumulative |
| Factor1 | 2.60692 | 1.66855 | 0.4345 | 0.4345 |
| Factor2 | 0.93837 | 0.10727 | 0.1564 | 0.5909 |
| Factor3 | 0.83110 | 0.12541 | 0.1385 | 0.7294 |
| Factor4 | 0.70568 | 0.12726 | 0.1176 | 0.8470 |
| Factor5 | 0.57842 | 0.23891 | 0.0964 | 0.9434 |
| Factor6 | 0.33951 | . | 0.0566 | 1.0000 |
| LR test: independent vs. saturated: $\chi^2(15) = 1.4e+04$ Prob> $\chi^2 = 0.0000$ | | | | |
| Factor loadings (pattern matrix) and unique variances | | | | |
| Variable | Factor1 | Uniqueness | | |
| auto_h | 0.6071 | 0.6315 | | |
| lavadora_h | 0.6291 | 0.6042 | | |
| calefon_h | 0.6925 | 0.5204 | | |
| compu_h | 0.8151 | 0.3356 | | |
| internet_h | 0.7737 | 0.4014 | | |
| celular_h | 0.3164 | 0.8999 | | |

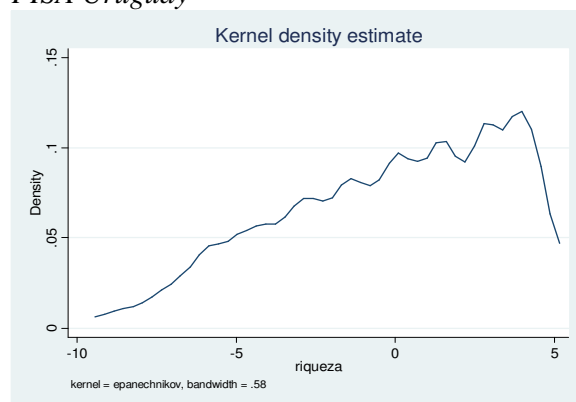
2) Comparación de la distribución de las variables utilizadas para la estimación del sesgo de selección en las bases de PISA y las encuestas de hogares

La variable riqueza creada a partir de ACP se replicó con los datos de PISA utilizando los mismos bienes y la misma combinación lineal obtenida a partir de los datos de la ENHA. En la gráfica A.II.1 se compara la distribución de la variable *riqueza* estimada en la ENHA para los estudiantes de 15 años que asisten a la enseñanza media y la distribución de la replicación de esta variable con los datos de PISA.

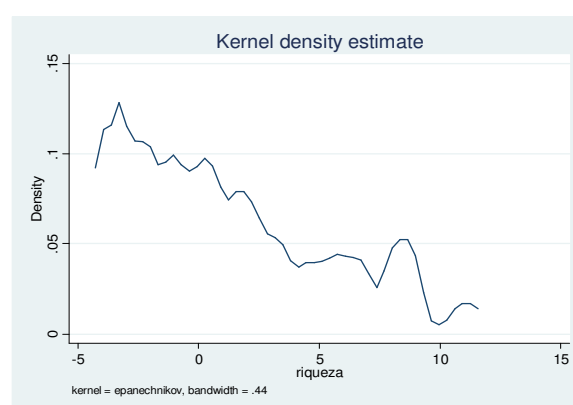
Gráfica A.II.1

Densidad kernel de la variable riqueza para los adolescentes de 15 años que asisten a la enseñanza media según la ENHA 2006 y según PISA.

PISA Uruguay



ENHA



Fuente: elaboración propia en base a datos de PISA 2006.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENHA 2006, primer trimestre.

Cuadro A.II.3

Comparación de indicadores de riqueza del hogar (bienes durables) para los adolescentes de 15 años que asisten a enseñanza media, según la ENHA 2006 y según PISA 2006 en Uruguay.

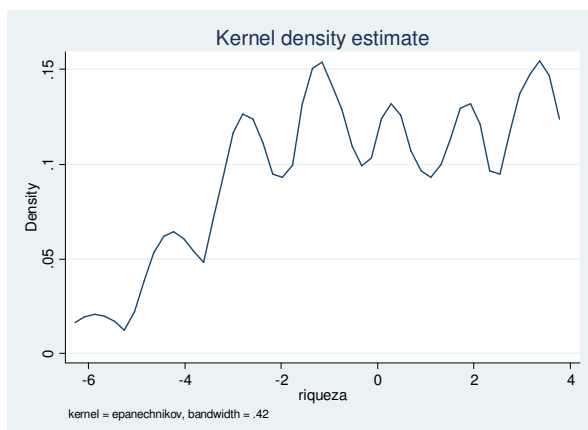
| Ítem | % de adolescentes cuyos hogares poseen el ítem | |
|-------------|--|-------|
| | PISA | ENHA |
| Internet | 38% | 17% |
| Lavavajilla | 28% | 4,5% |
| Video/DVD | 71% | 43,5% |
| TV Cable | 67% | 44% |
| Lavarropas | 83% | 67% |
| Microondas | 59% | 40% |
| Celular | 90% | 56% |
| Computadora | 54% | 33% |
| Automóvil | 54% | 37% |

El mismo procedimiento se realizó para la variable *riqueza* en Chile. En la gráfica A.II.1 se compara la distribución de la variable *riqueza* estimada en la encuesta CASEN para los estudiantes de 15 y 16 años que asisten a la enseñanza media y la distribución de la replicación de esta variable con los datos de PISA.

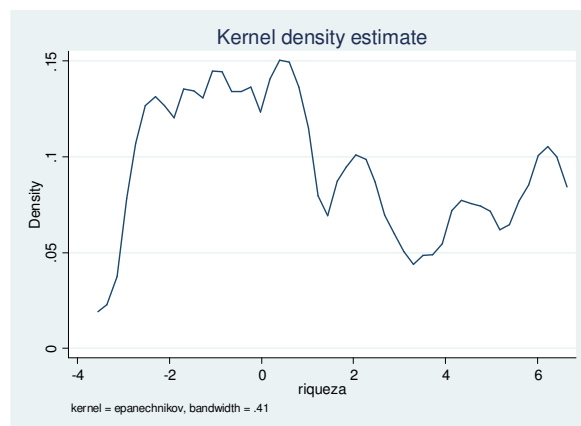
Gráfica A.II.2

Densidad kernel de la variable riqueza para los adolescentes de 15 y 16 años que asisten a la enseñanza media según la CASEN 2006 y según PISA.

PISA Chile



CASEN



Fuente: elaboración propia en base a datos de PISA 2006

Fuente: elaboración propia en base a datos de CASEN 2006.

Cuadro A.II.4

Comparación de indicadores de riqueza del hogar (bienes durables) para los adolescentes de 15 y 16 años que asisten a enseñanza media según la CASEN 2006 y según PISA 2006 en Chile.

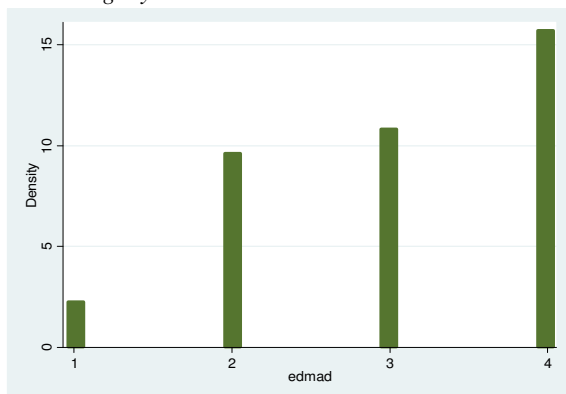
| Ítem | % de adolescentes cuyos hogares poseen el ítem | |
|-------------|--|-------|
| | PISA | CASEN |
| Internet | 29,5% | 25% |
| Lavarropas | 78% | 70% |
| Celular | 96% | 90% |
| Computadora | 53,5% | 44% |
| Automóvil | 44% | 27% |
| Calefón | 70% | 63% |

En las gráficas siguientes se compara la distribución del nivel educativo más alto completado por los padres en PISA y en las encuestas de hogares.

Gráfica A.II.3

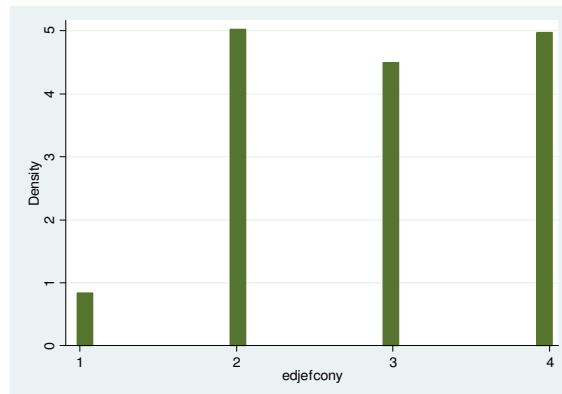
Histograma de la variable educación de la madre para la muestra de PISA y máxima educación del jefe de hogar o cónyuge para los adolescentes de 15 años que asisten al sistema educativo de la ENHA, Uruguay

PISA Uruguay



Fuente: PISA 2006

ENHA



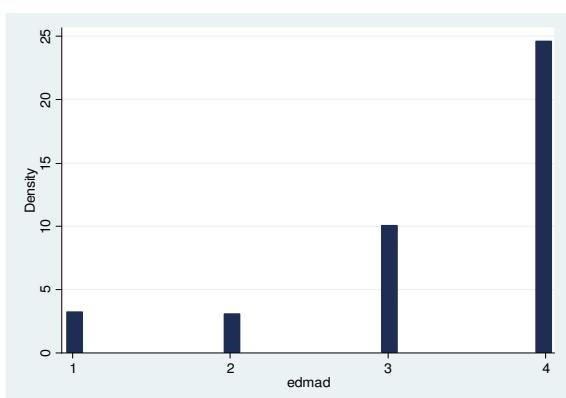
Fuente: ENHA 2006, primer trimestre.

Nota: Los niveles educativos son 1=menos de 6 años de educación, 2=6 a 8 años de educación, 3=9 a 11 años de educación, 4= 12 o más años de educación.

Gráfica A.II.4

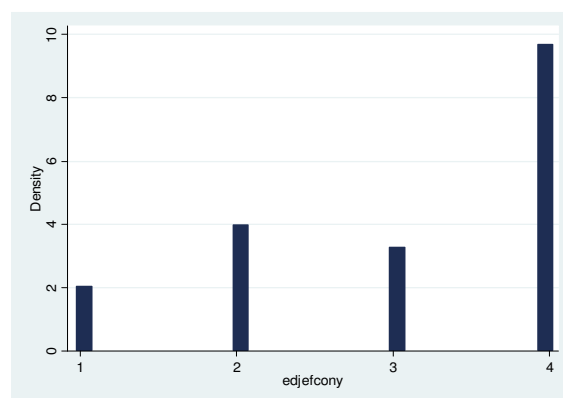
Histograma de la variable educación de la madre para la muestra de PISA y máxima educación del jefe de hogar o cónyuge para los adolescentes de 15 y 16 años que asisten al sistema educativo de la CASEN, Chile

PISA Chile



Fuente: PISA 2006

CASEN



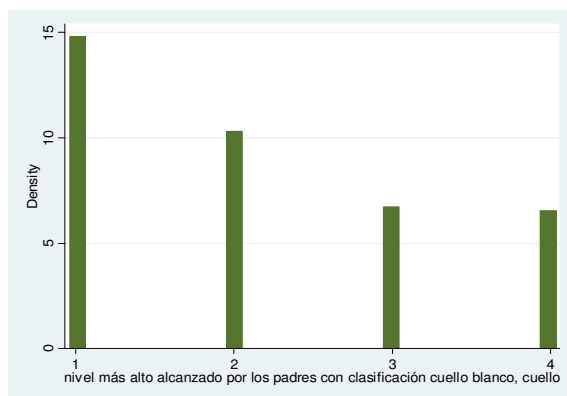
Fuente: CASEN 2006

Nota: Los niveles educativos son 1=menos de 6 años de educación, 2=6 a 8 años de educación, 3=9 a 11 años de educación, 4= 12 o más años de educación.

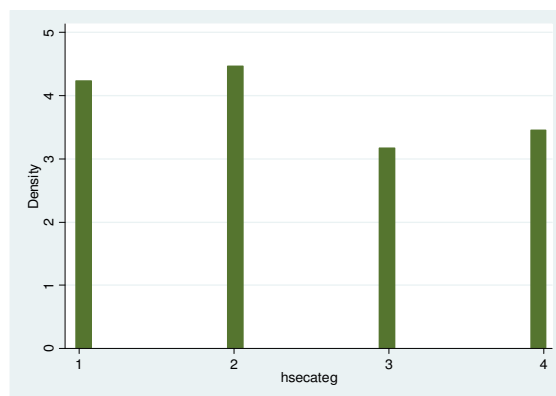
Gráfica A.II.5

Histograma de la variable educación categoría de ocupación máxima de los padres en las bases de PISA y ENHA de Uruguay.

PISA Uruguay



ENHA



Fuente: PISA 2006

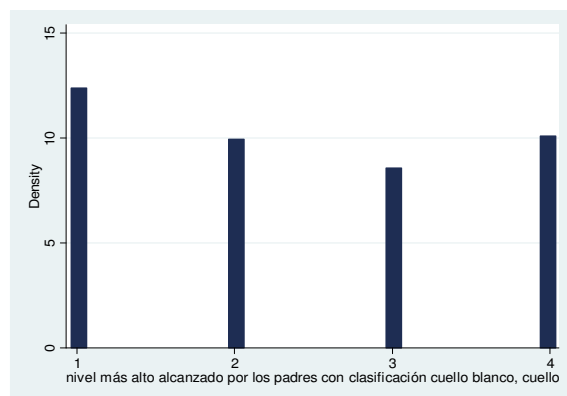
Fuente: ENHA 2006, 1er trimestre

Nota: Las categorías de ocupación son 1= cuello blanco alta calificación, 2= cuello blanco baja calificación, 3= cuello azul alta calificación, 4= cuello azul baja calificación.

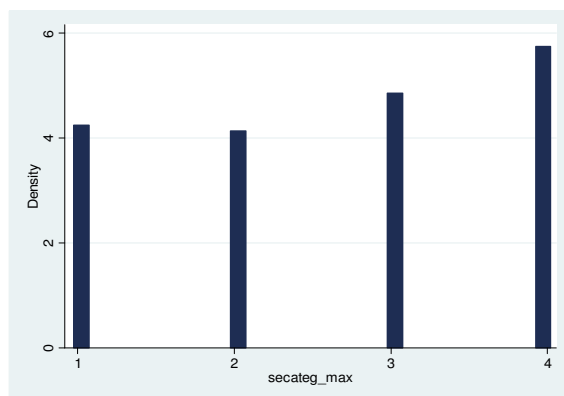
Gráfica A.II.6

Histograma de la variable educación categoría de ocupación máxima de los padres en las bases de PISA y CASEN de Chile.

PISA Chile



CASEN



Fuente: PISA 2006

Fuente: CASEN 2006

Nota: Las categorías de ocupación son 1= cuello blanco alta calificación, 2= cuello blanco baja calificación, 3= cuello azul alta calificación, 4= cuello azul baja calificación.

Anexo III. Función de Producción de Capacidades Educativas

1) Estimaciones de la FPE, primer modelo

Cuadro A.III.1

Resultados de la estimación del modelo 1 para matemática en Uruguay

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|----------------------------------|--------|----------------------------------|--------|
| | | | | | | |
| areametro | -14.52 | | -29.76 | 0.71 | -32.68 | 3.63 |
| capdpto | -21.52 | ** | -37.73 | -5.32 | -40.83 | -2.22 |
| clsize | 3.47 | ** | 1.12 | 5.82 | 0.67 | 6.27 |
| clsize2 | -0.04 | ** | -0.07 | -0.01 | -0.08 | 0.00 |
| division | -7.23 | | -18.77 | 4.31 | -20.98 | 6.53 |
| escs | 7.79 | *** | 4.58 | 11.01 | 3.96 | 11.62 |
| escz_apoyo | 0.03 | | -11.03 | 11.09 | -13.14 | 13.20 |
| escz_mat | -4.94 | | -15.92 | 6.04 | -18.02 | 8.14 |
| escz_prof_math | -6.73 | | -18.35 | 4.90 | -20.58 | 7.12 |
| escz_prof_read | 17.74 | * | 0.20 | 35.29 | -3.16 | 38.65 |
| escz_prof_scie | 7.56 | | -3.92 | 19.04 | -6.12 | 21.24 |
| incentivo | 12.33 | ** | 2.68 | 21.99 | 0.83 | 23.84 |
| inpadres | -15.50 | | -37.80 | 6.80 | -42.07 | 11.07 |
| inv mills | -75.29 | *** | -91.36 | -59.21 | -94.44 | -56.13 |
| mujer | -21.30 | *** | -26.89 | -15.70 | -27.97 | -14.63 |
| privado | -31.26 | *** | -49.05 | -13.48 | -52.46 | -10.07 |
| propcert | 29.51 | ** | 7.72 | 51.29 | 3.55 | 55.46 |
| propTC | -49.45 | ** | -86.34 | -12.56 | -93.40 | -5.50 |
| respcurr | -0.49 | | -9.89 | 8.91 | -11.69 | 10.71 |
| respres | 4.54 | | -4.09 | 13.18 | -5.75 | 14.83 |
| rural | 21.61 | * | 0.47 | 42.75 | -3.58 | 46.81 |
| schsize | -0.02 | | -0.09 | 0.05 | -0.11 | 0.07 |
| schsize2 | 0.00001 | | -0.00005 | 0.0001 | -0.0001 | 0.0001 |
| SESpares | 51.31 | *** | 42.89 | 59.73 | 41.28 | 61.34 |
| cons | 430.91 | *** | 384.66 | 477.16 | 375.80 | 486.02 |

R² Ajustado 0.3330

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

Cuadro A.III.2
Resultados de la estimación del modelo 1 para matemática en Chile

| Variable | coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|---------------------------------|----------|---------------------------------|---------|
| | | | | | | |
| clsize | -1.76 | | -8.65 | 5.12 | -9.97 | 6.44 |
| clsize2 | 0.02 | | -0.07 | 0.12 | -0.09 | 0.13 |
| division | 12.56 | * | 1.49 | 23.63 | -0.64 | 25.75 |
| escs | 6.98 | *** | 4.57 | 9.40 | 4.10 | 9.86 |
| escz_apoyo | 5.27 | | -3.43 | 13.97 | -5.10 | 15.63 |
| escz_mat | 9.08 | * | 0.01 | 18.15 | -1.73 | 19.89 |
| escz_prof_math | -22.82 | *** | -31.58 | -14.07 | -33.25 | -12.39 |
| escz_prof_read | 6.55 | | -7.02 | 20.11 | -9.62 | 22.71 |
| escz_prof_scie | -6.96 | | -19.17 | 5.26 | -21.51 | 7.60 |
| incentivo | 11.75 | * | 1.09 | 22.41 | -0.96 | 24.45 |
| inpadres2 | 12.79 | | -1.84 | 27.43 | -4.64 | 30.23 |
| inv mills | -99.41 | *** | -111.03 | -87.79 | -113.26 | -85.56 |
| mujer | -20.25 | *** | -25.62 | -14.88 | -26.65 | -13.85 |
| propcert | 4.64 | | -17.45 | 26.74 | -21.68 | 30.97 |
| propTC | 8.33 | | -13.38 | 30.05 | -17.54 | 34.21 |
| respcurr | 1.43 | | -3.70 | 6.56 | -4.69 | 7.54 |
| respres | 2.83 | | -2.44 | 8.11 | -3.45 | 9.12 |
| rural | 9.15 | | -2.04 | 20.34 | -4.18 | 22.48 |
| schprivdep | 4.76 | | -4.51 | 14.02 | -6.28 | 15.80 |
| schprivind | -14.71 | | -34.85 | 5.43 | -38.71 | 9.29 |
| schsize | 0.03 | | -0.01 | 0.06 | -0.01 | 0.07 |
| schsize2 | -0.00001 | | -0.00002 | 0.000004 | -0.00002 | 0.00001 |
| SESpares | 37.36 | *** | 30.033 | 44.70 | 28.63 | 46.10 |
| cons | 470.12 | *** | 343.22 | 597.02 | 318.91 | 621.33 |

R² Ajustado 0.4477

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

Cuadro A.III.3

Resultados de la estimación del modelo 1 para ciencias en Uruguay

| Variable | coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|----------------------------------|---------|----------------------------------|--------|
| | | | | | | |
| areametro | -17.56 | *** | -25.20 | -9.91 | -26.67 | -8.45 |
| capdpto | -21.87 | *** | -33.20 | -10.53 | -35.37 | -8.36 |
| clsize | 3.24 | *** | 1.36 | 5.11 | 1.00 | 5.47 |
| clsize2 | -0.04 | ** | -0.07 | -0.01 | -0.07 | -0.01 |
| division | -0.78 | | -10.60 | 9.05 | -12.48 | 10.93 |
| escs | 10.52 | *** | 7.61 | 13.43 | 7.05 | 13.99 |
| escz_apoyo | 1.27 | | -8.88 | 11.42 | -10.83 | 13.36 |
| escz_mat | -4.39 | | -15.08 | 6.31 | -17.13 | 8.36 |
| escz_prof_math | 3.50 | | -7.84 | 14.85 | -10.02 | 17.02 |
| escz_prof_read | 6.43 | | -10.95 | 23.81 | -14.28 | 27.14 |
| escz_prof_scie | 4.82 | | -6.25 | 15.88 | -8.36 | 18.00 |
| incentivo | 10.17 | ** | 1.83 | 18.51 | 0.23 | 20.11 |
| inpadres | -12.66 | | -39.37 | 14.06 | -44.49 | 19.18 |
| inv mills | -51.26 | *** | -64.82 | -37.70 | -67.41 | -35.10 |
| mujer | -5.15 | | -11.13 | 0.82 | -12.27 | 1.97 |
| privado | -19.03 | * | -36.29 | -1.76 | -39.60 | 1.54 |
| propcert | 39.15 | *** | 17.60 | 60.70 | 13.48 | 64.82 |
| propTC | -29.36 | | -74.32 | 15.59 | -82.93 | 24.20 |
| respcurr | -2.66 | | -14.03 | 8.72 | -16.21 | 10.90 |
| respres | 5.14 | | -2.26 | 12.54 | -3.67 | 13.96 |
| rural | 31.12 | *** | 14.81 | 47.43 | 11.68 | 50.56 |
| schsize | 0.02 | | -0.05 | 0.09 | -0.06 | 0.10 |
| schsize2 | -0.00001 | | -0.0001 | 0.00004 | -0.0001 | 0.0001 |
| SESpares | 47.21 | *** | 38.57 | 55.85 | 36.91 | 57.50 |
| cons | 402.22 | *** | 365.56 | 438.88 | 358.53 | 445.90 |

R² Ajustado 0.3145

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

Cuadro A.III.4
Resultados de la estimación del modelo 1 para ciencias en Chile

| Variable | coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|---------------------------------|----------|---------------------------------|---------|
| | | | | | | |
| clsize | -0.83 | | -9.91 | 8.25 | -11.65 | 9.99 |
| clsize2 | 0.00 | | -0.12 | 0.12 | -0.14 | 0.15 |
| division | 1.65 | | -12.55 | 15.85 | -15.27 | 18.57 |
| escs | 7.05 | *** | 4.42 | 9.68 | 3.92 | 10.19 |
| escz_apoyo | 12.78 | ** | 3.00 | 22.56 | 1.12 | 24.43 |
| escz_mat | 2.32 | | -9.49 | 14.12 | -11.75 | 16.39 |
| escz_prof_math | -16.95 | ** | -29.93 | -3.97 | -32.42 | -1.48 |
| escz_prof_read | 5.34 | | -10.64 | 21.33 | -13.71 | 24.39 |
| escz_prof_scie | -7.13 | | -23.39 | 9.14 | -26.51 | 12.26 |
| incentivo | 16.54 | ** | 5.15 | 27.94 | 2.97 | 30.12 |
| inpadres2 | 18.50 | * | 1.57 | 35.43 | -1.68 | 38.68 |
| inv mills | -92.71 | *** | -106.47 | -78.95 | -109.10 | -76.32 |
| mujer | -15.67 | *** | -22.75 | -8.59 | -24.10 | -7.23 |
| propcert | 6.50 | | -14.99 | 27.98 | -19.10 | 32.09 |
| propTC | 4.37 | | -17.75 | 26.50 | -21.99 | 30.74 |
| respcurr | 1.84 | | -4.24 | 7.91 | -5.40 | 9.07 |
| respres | 8.00 | ** | 2.33 | 13.68 | 1.24 | 14.76 |
| rural | 9.70 | | -4.84 | 24.25 | -7.63 | 27.03 |
| schprivdep | 8.47 | | -0.79 | 17.74 | -2.57 | 19.51 |
| schprivind | -17.53 | | -45.59 | 10.53 | -50.96 | 15.90 |
| schsize | 0.05 | * | 0.00 | 0.10 | -0.01 | 0.11 |
| schsize2 | -0.00002 | * | -0.00003 | -0.00001 | -0.00004 | 0.00002 |
| SESpares | 33.35 | *** | 24.70 | 41.99 | 23.049 | 43.64 |
| cons | 481.67 | *** | 320.05 | 643.29 | 289.09 | 674.25 |

R² Ajustado 0.3791

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

Cuadro A.III.5
Resultados de la estimación del modelo 1 para lectura en Uruguay

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|----------------------------------|--------|----------------------------------|--------|
| | | | | | | |
| areametro | -20.64 | * | -38.04 | -3.24 | -41.37 | 0.10 |
| capdpto | -25.50 | ** | -43.34 | -7.66 | -46.75 | -4.24 |
| clsize | 2.95 | * | 0.02 | 5.87 | -0.54 | 6.43 |
| clsize2 | -0.03 | | -0.07 | 0.01 | -0.08 | 0.01 |
| division | 3.19 | | -11.19 | 17.58 | -13.95 | 20.33 |
| escs | 5.30 | * | 0.83 | 9.76 | -0.02 | 10.62 |
| escz_apoyo | 1.38 | | -11.21 | 13.96 | -13.62 | 16.37 |
| escz_mat | -5.49 | | -18.95 | 7.97 | -21.53 | 10.55 |
| escz_prof_math | -6.37 | | -22.66 | 9.92 | -25.78 | 13.04 |
| escz_prof_read | 16.97 | | -6.81 | 40.75 | -11.36 | 45.30 |
| escz_prof_scie | 8.66 | | -5.72 | 23.04 | -8.48 | 25.79 |
| incentivo | 2.73 | | -9.98 | 15.43 | -12.42 | 17.87 |
| inpadres | 1.11 | | -36.69 | 38.90 | -43.93 | 46.14 |
| inv mills | -80.32 | *** | -99.36 | -61.28 | -103.01 | -57.63 |
| mujer | 34.39 | *** | 26.77 | 42.00 | 25.31 | 43.46 |
| privado | -1.20 | | -28.53 | 26.12 | -33.76 | 31.36 |
| propcert | 42.52 | ** | 11.97 | 73.07 | 6.12 | 78.93 |
| propTC | -42.49 | | -120.22 | 35.24 | -135.11 | 50.13 |
| respcurr | -2.69 | | -18.99 | 13.62 | -22.12 | 16.74 |
| respres | 2.50 | | -9.74 | 14.75 | -12.09 | 17.10 |
| rural | 37.92 | ** | 8.99 | 66.85 | 3.45 | 72.39 |
| schsize | 0.05 | | -0.05 | 0.15 | -0.07 | 0.17 |
| schsize2 | 0.00 | | -0.0001 | 0.0001 | -0.0001 | 0.0001 |
| SESpares | 51.69 | *** | 39.27 | 64.12 | 36.89 | 66.50 |
| cons | 363.78 | *** | 299.35 | 428.20 | 287.01 | 440.54 |

R² Ajustado 0.2947

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

Cuadro A.III.6
Resultados de la estimación del modelo 1 para lectura en Chile

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|---------------------------------|---------|---------------------------------|---------|
| | | | | | | |
| clsize | -5.17 | | -14.44 | 4.11 | -16.22 | 5.89 |
| clsize2 | 0.07 | | -0.06 | 0.20 | -0.09 | 0.23 |
| division | 8.48 | | -11.60 | 28.55 | -15.44 | 32.40 |
| escs | 6.49 | *** | 2.60 | 10.38 | 1.86 | 11.13 |
| escz_apoyo | 11.38 | | -3.13 | 25.89 | -5.91 | 28.67 |
| escz_mat | -1.89 | | -16.90 | 13.12 | -19.77 | 16.00 |
| escz_prof_math | -9.87 | | -25.52 | 5.77 | -28.52 | 8.77 |
| escz_prof_read | 0.17 | | -22.06 | 22.39 | -26.31 | 26.65 |
| escz_prof_scie | -8.25 | | -26.14 | 9.64 | -29.56 | 13.07 |
| incentivo | 16.66 | | -1.74 | 35.06 | -5.27 | 38.59 |
| inpadres2 | 7.30 | | -13.70 | 28.30 | -17.73 | 32.33 |
| inv mills | -99.43 | *** | -113.18 | -85.67 | -115.82 | -83.03 |
| mujer | 21.59 | *** | 13.12 | 30.06 | 11.50 | 31.68 |
| propcert | 3.84 | | -19.68 | 27.36 | -24.19 | 31.87 |
| propTC | 14.93 | | -18.30 | 48.17 | -24.67 | 54.53 |
| respcurr | -3.65 | | -11.66 | 4.36 | -13.19 | 5.90 |
| respres | 7.97 | | -0.13 | 16.07 | -1.68 | 17.62 |
| rural | 6.79 | | -14.00 | 27.58 | -17.99 | 31.56 |
| schprivdep | 7.01 | | -6.33 | 20.35 | -8.89 | 22.90 |
| schprivind | -32.05 | * | -63.82 | -0.28 | -69.90 | 5.81 |
| schsize | 0.02 | | -0.04 | 0.07 | -0.05 | 0.09 |
| schsize2 | -0.00001 | | -0.00003 | 0.00001 | -0.00003 | 0.00002 |
| SESpares | 38.44 | *** | 28.51 | 48.37 | 26.61 | 50.27 |
| cons | 548.79 | *** | 389.03 | 708.55 | 358.42 | 739.16 |

R² Ajustado 0.3111

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

2) Estimaciones de la FPE, segundo modelo (reducido)

Cuadro A.III.7

Resultados de la estimación del modelo 2 para matemática en Uruguay

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|---------------------------------|--------|---------------------------------|--------|
| | | | | | | |
| areametro | -15.65 | * | -31.24 | -0.05 | -34.23 | 2.93 |
| capdpto | -20.74 | ** | -37.09 | -4.40 | -40.22 | -1.27 |
| clsize | 3.71 | ** | 1.34 | 6.07 | 0.89 | 6.52 |
| clsize2 | -0.04 | ** | -0.08 | -0.01 | -0.08 | 0.00 |
| division | -8.75 | | -20.58 | 3.09 | -22.84 | 5.35 |
| escs | 7.64 | *** | 4.43 | 10.86 | 3.81 | 11.47 |
| escz_apoyo | -3.89 | | -13.81 | 6.02 | -15.71 | 7.92 |
| escz_prof_math | 1.91 | | -8.83 | 12.65 | -10.88 | 14.71 |
| incentivo | 12.99 | ** | 3.37 | 22.61 | 1.52 | 24.45 |
| inpadres | -10.86 | | -31.57 | 9.85 | -35.53 | 13.82 |
| inv mills | -75.45 | *** | -91.52 | -59.37 | -94.60 | -56.29 |
| mujer | -20.88 | *** | -26.51 | -15.25 | -27.59 | -14.17 |
| privado | -32.17 | *** | -48.92 | -15.41 | -52.13 | -12.20 |
| propcert | 35.30 | *** | 15.10 | 55.51 | 11.23 | 59.38 |
| respres | 3.87 | | -4.75 | 12.49 | -6.40 | 14.14 |
| rural | 18.99 | | -2.34 | 40.32 | -6.43 | 44.41 |
| schsize | -0.004 | | -0.08 | 0.07 | -0.09 | 0.09 |
| schsize2 | -0.000002 | | -0.0001 | 0.0001 | -0.0001 | 0.0001 |
| SESpares | 49.53 | *** | 40.86 | 58.20 | 39.20 | 59.86 |
| cons | 418.60 | *** | 373.41 | 463.80 | 364.75 | 472.46 |

R² Ajustado 0.3276

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

Cuadro A.III.8
Resultados de la estimación del modelo 2 para matemática en Chile

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|---------------------------------|----------|---------------------------------|----------|
| clsize | 0.09 | | -6.36 | 6.55 | -7.60 | 7.78 |
| clsize2 | -0.0066 | | -0.09 | 0.08 | -0.11 | 0.10 |
| division | 12.15 | ** | 2.69 | 21.61 | 0.88 | 23.43 |
| escs | 6.95 | *** | 4.71 | 9.18 | 4.28 | 9.61 |
| escz_apoyo | 6.94 | | -2.02 | 15.90 | -3.73 | 17.62 |
| escz_prof_math | -18.37 | *** | -27.86 | -8.88 | -29.67 | -7.07 |
| incentivo | 12.04 | * | 1.51 | 22.58 | -0.51 | 24.60 |
| inpadres | 18.28 | ** | 3.78 | 32.78 | 1.01 | 35.56 |
| inv mills | -102.85 | *** | -113.66 | -92.03 | -115.73 | -89.96 |
| mujer | -21.61 | *** | -26.77 | -16.44 | -27.76 | -15.45 |
| propcert | 5.59 | | -17.76 | 28.95 | -22.24 | 33.42 |
| respres | 6.40 | ** | 1.06 | 11.74 | 0.03 | 12.77 |
| rural | 6.62 | | -5.05 | 18.29 | -7.29 | 20.53 |
| schprivdep | 1.24 | | -8.40 | 10.88 | -10.25 | 12.73 |
| schprivind | -15.99 | | -34.51 | 2.52 | -38.05 | 6.07 |
| schsize | 0.03 | * | 0.002 | 0.05 | -0.003 | 0.06 |
| schsize2 | -0.00001 | | -0.00002 | 0.000001 | -0.00002 | 0.000003 |
| SESpares | 35.85 | *** | 29.47 | 42.23 | 28.25 | 43.45 |
| cons | 454.36 | *** | 340.42 | 568.31 | 318.59 | 590.13 |

R² Ajustado 0.4446

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

Cuadro A.III.9

Resultados de la estimación del modelo 2 para ciencias en Uruguay

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|---------------------------------|---------|---------------------------------|---------|
| areametro | -18.42 | *** | -26.21 | -10.63 | -27.70 | -9.14 |
| capdpto | -22.08 | *** | -33.45 | -10.70 | -35.63 | -8.52 |
| clsize | 3.36 | *** | 1.48 | 5.23 | 1.12 | 5.59 |
| clsize2 | -0.04 | *** | -0.07 | -0.02 | -0.07 | -0.01 |
| division | -1.39 | | -11.38 | 8.61 | -13.29 | 10.52 |
| escs | 10.43 | *** | 7.46 | 13.39 | 6.90 | 13.96 |
| escz_apoyo | -1.22 | | -10.73 | 8.29 | -12.55 | 10.11 |
| escz_prof_math | 6.69 | | -3.73 | 17.11 | -5.73 | 19.10 |
| incentivo | 10.16 | ** | 1.77 | 18.55 | 0.16 | 20.16 |
| inpadres | -10.45 | | -36.00 | 15.10 | -40.89 | 19.99 |
| inv mills | -51.59 | *** | -65.28 | -37.90 | -67.90 | -35.28 |
| mujer | -4.81 | | -10.97 | 1.35 | -12.15 | 2.53 |
| privado | -21.01 | ** | -36.63 | -5.39 | -39.62 | -2.40 |
| propcert | 41.55 | *** | 21.36 | 61.73 | 17.49 | 65.60 |
| respres | 4.84 | | -2.31 | 11.99 | -3.68 | 13.35 |
| rural | 29.37 | *** | 13.71 | 45.02 | 10.71 | 48.02 |
| schsize | 0.03 | | -0.04 | 0.10 | -0.05 | 0.11 |
| schsize2 | -0.00002 | | -0.0001 | 0.00003 | -0.0001 | 0.00004 |
| SESpares | 46.44 | *** | 38.18 | 54.69 | 36.60 | 56.27 |
| cons | 398.62 | *** | 362.39 | 434.86 | 355.45 | 441.80 |

R² Ajustado 0.3126

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

Cuadro A.III.10**Resultados de la estimación del modelo 2 para ciencias en Chile**

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|---------------------------------|---------|---------------------------------|----------|
| clsize | 0.64 | | -8.12 | 9.40 | -9.80 | 11.07 |
| clsize2 | -0.02 | | -0.14 | 0.10 | -0.16 | 0.12 |
| division | 2.74 | | -9.10 | 14.57 | -11.36 | 16.84 |
| escs | 7.32 | *** | 4.74 | 9.89 | 4.24 | 10.39 |
| escz_apoyo | 11.82 | ** | 2.49 | 21.15 | 0.70 | 22.93 |
| escz_prof_math | -15.63 | ** | -25.78 | -5.48 | -27.72 | -3.53 |
| incentivo | 16.82 | ** | 5.84 | 27.80 | 3.73 | 29.90 |
| inpadres | 19.78 | ** | 3.82 | 35.74 | 0.76 | 38.80 |
| invmills | -95.98 | *** | -108.89 | -83.07 | -111.37 | -80.60 |
| mujer | -15.79 | *** | -22.21 | -9.37 | -23.44 | -8.13 |
| propcert | 5.66 | | -17.36 | 28.68 | -21.77 | 33.09 |
| respres | 9.81 | *** | 4.44 | 15.18 | 3.41 | 16.21 |
| rural | 6.26 | | -6.04 | 18.55 | -8.39 | 20.91 |
| schprivdep | 4.84 | | -5.00 | 14.68 | -6.89 | 16.57 |
| schprivind | -17.30 | | -40.07 | 5.46 | -44.43 | 9.82 |
| schsize | 0.04 | ** | 0.01 | 0.07 | 0.01 | 0.08 |
| schsize2 | -0.00001 | ** | -0.00003 | 0.00000 | -0.00003 | -0.00002 |
| SESpares | 33.81 | *** | 26.87 | 40.75 | 25.54 | 42.08 |
| cons | 465.85 | *** | 313.76 | 617.94 | 284.62 | 647.07 |

R² Ajustado 0.3828

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

Cuadro A.III.11
Resultados de la estimación del modelo 2 para lectura en Uruguay

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|----------------------------------|---------|----------------------------------|--------|
| | | | | | | |
| areametro | -21.87 | ** | -39.56 | -4.18 | -42.95 | -0.79 |
| capdpto | -24.82 | ** | -43.19 | -6.44 | -46.72 | -2.92 |
| clsize | 3.18 | * | 0.29 | 6.08 | -0.26 | 6.63 |
| clsize2 | -0.04 | | -0.08 | 0.00 | -0.08 | 0.01 |
| division | 2.01 | | -11.93 | 15.94 | -14.60 | 18.61 |
| escs | 5.14 | * | 0.65 | 9.63 | -0.21 | 10.49 |
| escz_apoyo | -2.51 | | -14.20 | 9.18 | -16.44 | 11.42 |
| escz_prof_math | 2.52 | | -10.95 | 16.00 | -13.53 | 18.58 |
| incentivo | 3.21 | | -9.59 | 16.01 | -12.05 | 18.47 |
| inpadres | 5.19 | | -31.26 | 41.64 | -38.24 | 48.63 |
| inv mills | -80.51 | *** | -99.64 | -61.38 | -103.31 | -57.71 |
| mujer | 34.79 | *** | 26.87 | 42.70 | 25.36 | 44.21 |
| privado | -3.41 | | -27.99 | 21.18 | -32.70 | 25.89 |
| propcert | 48.07 | *** | 19.29 | 76.85 | 13.77 | 82.36 |
| respres | 2.25 | | -9.67 | 14.17 | -11.95 | 16.45 |
| rural | 35.23 | ** | 6.74 | 63.71 | 1.29 | 69.17 |
| schsize | 0.07 | | -0.04 | 0.17 | -0.06 | 0.19 |
| schsize2 | -0.00004 | | -0.0001 | 0.00005 | -0.0001 | 0.0001 |
| SESpares | 49.90 | *** | 37.29 | 62.51 | 34.87 | 64.93 |
| cons | 354.57 | *** | 292.02 | 417.12 | 280.03 | 429.10 |

R² Ajustado 0.2912

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

Cuadro A.III.12
Resultados de la estimación del modelo 2 para lectura en Chile

| Variable | Coeficiente | | [Intervalo de confianza al 90%] | | [Intervalo de confianza al 95%] | |
|----------------|-------------|-----|---------------------------------|-----------|---------------------------------|----------|
| clsize | -4.07 | | -12.49 | 4.36 | -14.10 | 5.97 |
| clsize2 | 0.05 | | -0.07 | 0.17 | -0.09 | 0.19 |
| division | 7.38 | | -10.44 | 25.20 | -13.86 | 28.61 |
| escs | 6.61 | *** | 2.80 | 10.42 | 2.07 | 11.15 |
| escz_apoyo | 9.77 | | -2.48 | 22.02 | -4.83 | 24.37 |
| escz_prof_math | -14.74 | ** | -26.16 | -3.32 | -28.35 | -1.14 |
| incentivo | 16.81 | | -0.71 | 34.33 | -4.07 | 37.69 |
| inpadres | 12.19 | | -7.79 | 32.18 | -11.61 | 36.00 |
| invmills | -100.81 | *** | -114.96 | -86.66 | -117.67 | -83.95 |
| mujer | 21.55 | *** | 13.86 | 29.24 | 12.39 | 30.71 |
| propcert | 4.61 | | -18.76 | 27.99 | -23.24 | 32.47 |
| respres | 9.54 | ** | 2.74 | 16.34 | 1.43 | 17.64 |
| rural | 9.01 | | -7.01 | 25.02 | -10.08 | 28.09 |
| schprivdep | 5.17 | | -6.93 | 17.28 | -9.25 | 19.59 |
| schprivind | -25.82 | | -51.80 | 0.17 | -56.78 | 5.15 |
| schsize | 0.04 | * | 0.002 | 0.07 | -0.004 | 0.08 |
| schsize2 | -0.00001 | * | -0.00003 | -0.000001 | -0.00003 | 0.000002 |
| SESpares | 35.44 | *** | 27.08 | 43.81 | 25.48 | 45.41 |
| Cons | 533.02 | *** | 385.85 | 680.20 | 357.66 | 708.39 |

R² Ajustado 0.3142

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

3) Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas

Cuadro A.III.13

Estadísticas descriptivas de las variables continuas utilizadas en ambos modelos en Uruguay y Chile

| Variable | URUGUAY | | | CHILE | | |
|-----------|---------|-----------------|--------------------|----------|-----------------|--------------------|
| | Media | Desvío Estándar | Coef. de Variación | Media | Desvío Estándar | Coef. de Variación |
| escs | -0.510 | 1.186 | -2.326 | -0.700 | 1.178 | -1.682 |
| hisced | 3.854 | 18.010 | 0.498 | 3.731 | 1.676 | 0.449 |
| hisei | 44.102 | 18.010 | 0.408 | 40.619 | 16.766 | 0.413 |
| cultposs | -0.054 | 0.877 | -16.166 | -0.082 | 0.847 | 10.364 |
| hedres | -0.425 | 1.068 | -2.514 | -0.682 | 1.087 | 1.594 |
| homepos | -0.770 | 1.057 | -1.374 | -0.896 | 1.092 | 1.219 |
| SESpares | -0.510 | 0.767 | -1.504 | -0.697 | 0.874 | -1.253 |
| inv mills | 0.257 | 0.300 | 1.164 | 0.164 | 0.221 | 1.351 |
| propcert | 0.603 | 0.190 | 0.315 | 0.152 | 0.234 | 1.539 |
| propTC | 0.035 | 0.091 | 2.608 | 0.722 | 0.230 | 0.318 |
| respcurr | -1.103 | 0.463 | -0.420 | -0.238 | 0.843 | -3.547 |
| respres | -0.893 | 0.466 | -0.522 | -0.239 | 0.836 | -3.492 |
| schsize | 434.391 | 249.168 | 0.574 | 1060.392 | 619.329 | 0.584 |
| schsize2 | 250767 | 281369 | 1.122 | 1507920 | 1746111 | 1.158 |
| clsiz | 33.237 | 10.534 | 0.317 | 38.550 | 5.549 | 0.144 |

Cuadro A.III.14

Porcentaje de estudiantes con valor 1 en las dummies utilizadas en ambos modelos en Uruguay y Chile

| Variable | Uruguay | Chile |
|----------------|---------|-------|
| division | 16.55 | 17.95 |
| escz_apoyo | 53.98 | 42.36 |
| escz_mat | 49.03 | 42.06 |
| escz_prof_math | 27.87 | 42.47 |
| escz_prof_read | 12.94 | 21.42 |
| escz_prof_scie | 21.64 | 35.47 |
| incentivo | 36.59 | 31.95 |
| inpadres | 1.4 | 9.92 |
| mujer | 51.17 | 45.99 |
| privado | 14.87 | -- |
| rural | -- | 25.84 |

Cuadro A.III.15**Porcentaje de estudiantes según área de residencia en PISA Uruguay**

| Área de residencia | Porcentaje |
|--------------------|------------|
| Área metropolitana | 45.95 |
| cap. deptos. | 32.23 |
| ciud. peq. | 12.8 |
| rural | 9.03 |
| Total | 100 |

Cuadro A.III.16**Porcentaje de estudiantes según tipo de centro educativo en PISA Chile**

| Titularidad del centro educativo | Porcentaje |
|----------------------------------|------------|
| Privado independiente | 8.15 |
| Privado dependiente del gobierno | 44.93 |
| Público | 46.92 |
| Total | 100 |

Anexo IV. Programas creados en stata para la estimación de las regresiones y la construcción de los indicadores utilizados.

Cuadro A.IV.1. Programa para la estimación de la Función de Producción Educativa con datos de PISA 2006 y para la estimación del indicador Θ_{BFM} , para el modelo 2 de matemática en Uruguay.

```
**** DO-FILE PARA REGRESION Y ESTIMACION DE INDICADORES DE DESIGUALDAD CON PISA 2006 ****

clear
set memory 500m
set more off
cap log close
cd "D:\TESIS\EDUCACIÓN\PISA\URUGUAY"
log using "reducido_math.log", replace

**** Definir los datos para el programa ****

local nrep = 80           // número de iteraciones
local cons = 0.05        // parámetro para la estimación de los errores estándar
local nrovars = 19       // número de variables
local d = 20             // número de variables + 1

*** GENERAR Y CREAR LA BASE DE DATOS, hay que especificar las variables***

use "Uruguay 2006 modificada_09-09-09.dta"

keep w_fstuw t w_fstr* pvlmath-pv5scie areametro capdpto clsize clsize2 division escs escz_apoyo escz_mat /*
*/ escz_prof_math escz_prof_read escz_prof_scie incentivo inpadres invmills mujer privado propcert /*
*/ propTC respcurr respres rural schsize schsize2 SESpares

g variable1 = areametro
g variable2 = capdpto
g variable3 = clsize
g variable4 = clsize2
g variable5 = division
g variable6 = escs
g variable7 = escz_apoyo
g variable8 = escz_prof_math
g variable9 = incentivo
g variable10 = inpadres
g variable11 = invmills
```

```

g variable12 = mujer
g variable13 = privado
g variable14 = propcert
g variable15 = respres
g variable16 = rural
g variable17 = schsize
g variable18 = schsize2
g variable19 = SESpares

save "C:\WINDOWS\temp\sort.dta", replace

*** matrices para los resultados

matrix coefreg = J(`d',2,0)
mat colnames coefreg = coeficiente sd
mat rownames coefreg = areametro capdpto clsize clsize2 division escs escz_apoyo escz_prof_math /*
*/ incentivo inpadres invmills mujer privado propcert respres rural schsize schsize2 SESpares cons

matrix bfm= J(3,2,0)
mat rownames bfm = gini theil ge2

*****
*****                                     REGRESION                                     *****
*****

*** Estimacion de los coeficientes de regresion ***

set more off

forval i=1/5 {

    * regresion
    regress pv`i'math variable1 - variable`nrovars' [iw=w_fstuw]

    * los resultados estan en e(b), los paso a la matriz regcoef
    matrix regcoef`i'=e(b)
    matrix list regcoef`i'
    predict yest_math`i'
    predict r_math`i', r

    * genero locals con los beta estimados
    forval g = 1(1)`d'{
    local b_variable`g`_'`i' = regcoef`i'[1,`g']
    }
}

```



```

* genero las medias de las variables

forval nv = 1(1)`nrovars'{
mean variable`nv' [aw=w_fstuwt]
matrix med`nv'=e(b)
local m_variable`nv'=med`nv'[1,1]
}

*genero el y~
g ygorro_math`i' = `b_variable1_`i''*`m_variable1' + `b_variable2_`i''*`m_variable2' +
*/ `b_variable3_`i''*variable3 + `b_variable4_`i''*variable4 + `b_variable5_`i''*variable5 + /*
*/ `b_variable6_`i''*`m_variable6' + `b_variable7_`i''*variable7 + `b_variable8_`i''*variable8 + /*
*/ `b_variable9_`i''*variable9 + `b_variable10_`i''*variable10 + `b_variable11_`i''*`m_variable11' + /*
*/ `b_variable12_`i''*`m_variable12' + `b_variable13_`i''*variable13 + `b_variable14_`i''*variable14 + /*
*/ `b_variable15_`i''*variable15 + `b_variable16_`i''*`m_variable16' + `b_variable17_`i''*variable17 + /*
*/ `b_variable18_`i''*variable18 + `b_variable19_`i''*`m_variable19' + `b_variable20_`i'' + r_math`i'

*genero indices de desigualdad del resultado verdadero
ainequal pv`i'math [aw=w_fstuwt], alpha(2) all
local indic1_pv`i'math = r(gini_1)
local indic2_pv`i'math = r(theil_1)
local indic3_pv`i'math = r(ge2_1)

*genero indices de desigualdad del y~
ainequal ygorro_math`i' [aw=w_fstuwt], alpha(2) all
local indic1_ygorro_math`i' = r(gini_1)
local indic2_ygorro_math`i' = r(theil_1)
local indic3_ygorro_math`i' = r(ge2_1)

*genero el indicador bfm con cada indice de desigualdad, para cada pv
local bfm_indic1_math`i'=(`indic1_pv`i'math' - `indic1_ygorro_math`i'')/`indic1_pv`i'math'
local bfm_indic2_math`i'=(`indic2_pv`i'math' - `indic2_ygorro_math`i'')/`indic2_pv`i'math'
local bfm_indic3_math`i'=(`indic3_pv`i'math' - `indic3_ygorro_math`i'')/`indic3_pv`i'math'
}

*** COEFICIENTES DE LA REGRESION (PROMEDIO 5PV) ***

forvalues g = 1(1)`d' {
local b_variable`g'=0.2*(`b_variable`g'_1'+`b_variable`g'_2'+`b_variable`g'_3'+`b_variable`g'_4'+`b_variable`g'_5')
matrix coefreg[`g',1]=`b_variable`g'
}

```

```

*** indicador bfm promedio, con cada indice de desigualdad

local bfm_indic1_math=0.2*(`bfm_indic1_math1'+`bfm_indic1_math2'+`bfm_indic1_math3'+`bfm_indic1_math4'+`bfm_indic1_math5')
local bfm_indic2_math=0.2*(`bfm_indic2_math1'+`bfm_indic2_math2'+`bfm_indic2_math3'+`bfm_indic2_math4'+`bfm_indic2_math5')
local bfm_indic3_math=0.2*(`bfm_indic3_math1'+`bfm_indic3_math2'+`bfm_indic3_math3'+`bfm_indic3_math4'+`bfm_indic3_math5')

forval num = 1/3 {
matrix bfm[`num',1]=`bfm_indic`num'_math'
}

*****
*****                                REPLICACIONES                                *****
*****

*** Estimacion de los coeficientes de regresion ***

set more off

forval k=1/`nrep' {

    forval i=1/5 {

        * regresion
        regress pv`i'_math variable1 - variable`nrovars' [iw=w_fstr`k']

        * los resultados estan en e(b), los paso a la matriz regcoef
        matrix regcoef`i'_`k'=e(b)
        matrix list regcoef`i'_`k'
        predict yest_math`i'_`k'
        predict r_math`i'_`k', r

        * genero locals con los beta estimados
        forval g = 1(1)`d'{
            local b_variable`g'_`i'_`k' = regcoef`i'_`k'[1,`g']
        }

        * genero las medias de las variables educativas
        forval nv = 1(1)`nrovars'{
            mean variable`nv' [aw=w_fstr`k']
            matrix med`nv'_`k'=e(b)
            local m_variable`nv'_`k'=med`nv'_`k'[1,1]
        }

        *genero el y~

```

```

g ygorro_math`i`_`k` = `b_variable1`_`i`_`k`'*`m_variable1`_`k`' + `b_variable2`_`i`_`k`'*`m_variable2`_`k`' + /*
*/ `b_variable3`_`i`_`k`'*variable3 + `b_variable4`_`i`_`k`'*variable4 + `b_variable5`_`i`_`k`'*variable5 + /*
*/ `b_variable6`_`i`_`k`'*`m_variable6`_`k`' + `b_variable7`_`i`_`k`'*variable7 + `b_variable8`_`i`_`k`'*variable8 + /*
*/ `b_variable9`_`i`_`k`'*variable9 + `b_variable10`_`i`_`k`'*variable10 + `b_variable11`_`i`_`k`'*`m_variable11`_`k`' + /*
*/ `b_variable12`_`i`_`k`'*`m_variable12`_`k`' + `b_variable13`_`i`_`k`'*variable13 + `b_variable14`_`i`_`k`'*variable14 + /*
*/ `b_variable15`_`i`_`k`'*variable15 + `b_variable16`_`i`_`k`'*`m_variable16`_`k`' + `b_variable17`_`i`_`k`'*variable17 + /*
*/ `b_variable18`_`i`_`k`'*variable18 + `b_variable19`_`i`_`k`'*`m_variable19`_`k`' + `b_variable20`_`i`_`k`' + r_math`i`_`k`

```

```

*genero indices de desigualdad del resultado verdadero
ainequal pv`i`_`math`_`k`', alpha(2) all
local indic1_pv`i`_`math`_`k`' = r(gini_1)
local indic2_pv`i`_`math`_`k`' = r(theil_1)
local indic3_pv`i`_`math`_`k`' = r(ge2_1)

```

```

*genero indices de desigualdad del y~
ainequal ygorro_math`i`_`k`' [aw=w_fstr`k'], alpha(2) all
local indic1_ygorro_math`i`_`k`' = r(gini_1)
local indic2_ygorro_math`i`_`k`' = r(theil_1)
local indic3_ygorro_math`i`_`k`' = r(ge2_1)

```

```

*genero el indicador bfm con cada indice de desigualdad, para cada pv
local bfm_indic1_math`i`_`k`'=(`indic1_pv`i`_`math`_`k`' - `indic1_ygorro_math`i`_`k`')/`indic1_pv`i`_`math`_`k`'
local bfm_indic2_math`i`_`k`'=(`indic2_pv`i`_`math`_`k`' - `indic2_ygorro_math`i`_`k`')/`indic2_pv`i`_`math`_`k`'
local bfm_indic3_math`i`_`k`'=(`indic3_pv`i`_`math`_`k`' - `indic3_ygorro_math`i`_`k`')/`indic3_pv`i`_`math`_`k`'
}

```

*** indicador bfm promedio, con cada indice de desigualdad

```

local
bfm_indic1_math`_`k`'_b=0.2*(`bfm_indic1_math1`_`k`'_b'+`bfm_indic1_math2`_`k`'_b'+`bfm_indic1_math3`_`k`'_b'+`bfm_indic1_math4`_`k`'_b'+`b
fm_indic1_math5`_`k`'_b')
local
bfm_indic2_math`_`k`'_b=0.2*(`bfm_indic2_math1`_`k`'_b'+`bfm_indic2_math2`_`k`'_b'+`bfm_indic2_math3`_`k`'_b'+`bfm_indic2_math4`_`k`'_b'+`b
fm_indic2_math5`_`k`'_b')
local
bfm_indic3_math`_`k`'_b=0.2*(`bfm_indic3_math1`_`k`'_b'+`bfm_indic3_math2`_`k`'_b'+`bfm_indic3_math3`_`k`'_b'+`bfm_indic3_math4`_`k`'_b'+`b
fm_indic3_math5`_`k`'_b')
}

```

**** para generar VARIANZA MUESTRAL Y ERRORES ESTANDAR de la regresion ****

```

forval g = 1(1)`d`{
  forval i=1/5 {

```

```

local varT_variable`g'`_i'_0 = 0
  forval k=1/`nrep' {
    local var_variable`g'`_i'`_k' = (`b_variable`g'`_i'`_k'' - `b_variable`g'`_i'')^2
    local l`_k'=`k'-1
    local varT_variable`g'`_i'`_k' = `varT_variable`g'`_i'`_l`_k'''+`var_variable`g'`_i'`_k''
  }
local var_variable`g'`_i' = `cons'*`varT_variable`g'`_i'`_nrep''
local vc_variable`g'`_i' = (`b_variable`g'`_i' - `b_variable`g'')^2
}
local var_variable`g' =
(1/5)*(`var_variable`g'_1'+`var_variable`g'_2'+`var_variable`g'_3'+`var_variable`g'_4'+`var_variable`g'_5')
local vc_variable`g' =
0.25*(`vc_variable`g'_1'+`vc_variable`g'_2'+`vc_variable`g'_3'+`vc_variable`g'_4'+`vc_variable`g'_5')
local vartot`g' = `var_variable`g'+1.2*`vc_variable`g''
local setot`g' =sqrt(`vartot`g'')
}

forvalues g = 1(1)`d' {
matrix coefreg[`g',2]=` setot`g' '
}

**** para generar VARIANZA MUESTRAL Y ERRORES ESTANDAR del indicador ****

forval i=1/5 {
  forval num=1/3{
    local varT_indic`num'`_i'_0 = 0
    forval k=1/`nrep' {
      local l`k'=`k'-1
      local var_indic`num'`_i'`_k' = (`bfm_indic`num'`_math`i'`_k'' - `bfm_indic`num'`_math`i'')^2
      local varT_indic`num'`_i'`_k' = `varT_indic`num'`_i'`_l`_k'''+`var_indic`num'`_i'`_k''
    }
    local var_indic`num'`_i' = `cons'*`varT_indic`num'`_i'`_nrep''
    local vc_indic`num'`_i' = (`bfm_indic`num'`_math`i' - `bfm_indic`num'`_math')^2
  }
}

* computo los valores finales de los bfm

forval num=1/3{
local var_indic`num'=(1/5)*(`var_indic`num'_1'+`var_indic`num'_2'+`var_indic`num'_3'+`var_indic`num'_4'+`var_indic`num'_5')
local vc_indic`num' =
0.25*(`vc_indic`num'_1'+`vc_indic`num'_2'+`vc_indic`num'_3'+`vc_indic`num'_4'+`vc_indic`num'_5')

```

```
local vartot_indic`num' = `var_indic`num'+1.2*`vc_indic`num'
local setot_indic`num' =sqrt(`vartot_indic`num')
matrix bfm[`num',2]= `setot_indic`num'
}

*****
*****          MOSTRAR RESULTADOS          *****

display "coeficientes de la regresion y desvio estandar"
matrix list coefreg

display "indicadores y desvio estandar"
matrix list bfm

*****
```

Anexo V. 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 PISA 2006b, 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. (PISA 2003)

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.

Bibliografía

Abbott, Wallace y Tyler (1990): *An introduction to sociology: feminist perspectives*. Routledge, 3ra edición, 2005.

ANEP (2000): *Los aprendizajes y su relación con los factores institucionales y de gestión pedagógica*. ANEP - Programas MESyFOD y UTU/BID. Censo Nacional de Aprendizajes en los Terceros Años del Ciclo Básico de Educación Media 1999. Sexta Comunicación, septiembre de 2000.

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

ANEP (2005): *Panorama de la Educación en el Uruguay. Una década de transformaciones. 1992-2004*. Gerencia de Investigación y Evaluación - Programa de Evaluación de la Gestión - Programa de Investigación y Estadística Educativa. Noviembre 2005. (MECAEP).

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

Arneson, R. J. (1999): *Equality of opportunity for welfare defended and recanted*. Journal of Political Philosophy 7, N° 4, Diciembre 1999.

Atkinson, A. B., Bourguignon, F. (2000): *Income Distribution and Economics*, Handbook of Income Distribution, Elsevier Science B.V, 2000, pp. 1-58.

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

Becker, G. (1962): *Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis*. The Journal of Political Economy, Vol. 70, N° S5, University of Chicago Press.

Beckey, H. (2002): *Capability as opportunity. How Amartya Sen Revises Equal Opportunit*. Journal of Religious Ethics n° 30, pp 107-135.

Bonal, X. (1998): *Sociología de la educación. Una aproximación crítica a las corrientes contemporáneas*. 1ª edición, editorial Paidós.

Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005): *Inequality of Opportunity in Brazil*. Instituto Ibero-Americano de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo n° 133, Goettingen.

Brossard, M.A., Cardarelli, A. C., Pimentel, Z. P. (2007): *Estimación de una función de producción educativa para el Uruguay*. Trabajo de investigación monográfica realizada para la obtención del título "Licenciado en Economía"- Plan 90. Orientadora: Marisa Bucheli.

Brunner, J. J., y Elacqua, G. (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

Bucheli, M., Casacuberta, C. (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, M.L., Bellei, C. y Núñez Prieto, I. (2003): *Veinte años de políticas de educación media en Chile.* Instituto Internacional de Planeamiento de la Educación, UNESCO, IIEP/WD/133062/R1.

Clark, D.A. (2005): *The Capability Approach: Its Development, Critiques and Recent Advances.* Global Poverty Research Group, Institute for Development Policy and Management, University of Manchester, UK.

Coleman et al (1966)⁸: *Estudio sobre la equidad en las oportunidades educativas.*

Consejo de Educación Secundaria (2008): *Historia de educación secundaria 1935-2008.* Tarma S.A. D.L. 346.355. Uruguay – diciembre 2008.

DiNardo y Tobias (2001): *Nonparametric Density and Regression Estimation.* The Journal of Economic Perspectives, Vol. 15, No. 4. (Otoño 2001), pp. 11-28.

Dowrick, S. (2003): *Ideas and education: level or growth effects?* Working paper 9709, NBER Working Paper Series, Cambridge.

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

Duru-Bellat, M. (2004): *Social inequality at school and educational policies.* Paris 2004. UNESCO: International Institute for Educational Planning. www.unesco.org/iiep

Duru-Bellat, M., Suchaut, B. (2005): *Organisation and context, efficiency and equity of educational systems: what PISA tells us.* European Educational Research Journal, Volume 4, Number 3, 2005. University of Bourgogne, Dijon, France.

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

Fernández Aguerre, T. (1999): *Análisis Organizacional en Educación.* Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, DT N° 46, Montevideo.

Fernández Aguerre, T. (2004): “De las ‘Escuelas Eficaces’ a las Reformas Educativas”, en *Estudios Sociológicos de El Colegio de México,* Vol XXII, núm. 65, mayo-agosto 2004.

Ferreira, F. y Gignoux, J. (2008): *The measurement of inequality of opportunity: theory and application to Latin America,* Policy Research Working Paper Series 4659, Banco Mundial.

⁸ Resumen de ICPSR, disponible en: <http://www.icpsr.umich.edu/cocoon/ICPSR/STUDY/06389.xml>

Flores-Crespo, P. (2007): *Situating Education in the human capabilities approach*, en “Amartya Sen’s capability approach and social justice in education”, cap. 3. Edited by Melanie Walker and Elanine Unterhalter. PALGRAVE MACMILLAN. New York, N.Y. 10010 AND Houndmills, Basingstoke, Hampshire, England.

Flores-Crespo, P., Mendoza, D. (2008): *Educación y capacidades: ¿Un campo de estudio “subteorizado”?*. II Conferencia Latinoamericana y del Caribe sobre desarrollo humano y el enfoque de las capacidades humanas. Reflexiones sobre pobreza, desigualdad y democracia. Montevideo, Uruguay, 15-17 de octubre de 2008.

Ganzeboom, H. G., De Graaf, P. M., Treiman, D. J., De Leeuw, J. (1992): *A standard international socio-economic index of occupational status*. Social science research 21, 1-56 (1992)

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

Hanushek, A. (editor) (2003a): *The economics of schooling and school quality*. Londres, Edward Elgar Publishing Ltd.

Hanushek, A. (2003): *The failure of input-based schooling policies*. The Economic Journal, 113 (February). Royal Economic Society 2003. Published by Blackwell. Publishing, USA.

Hanushek, A. (2005): *Some U.S. Evidence on How the Distribution of Educational Outcomes Can Be Changed*, paper prepared for: Schooling and human capital formation in the global economy: revisiting the equity-efficiency quandary. Munich, Germany. September 3-4, 2004.

Hanushek, A. (2007): *Education Production Functions*, Hoover Institution, Stanford University. January 2007, Palgrave Encyclopedia.

Hanushek, A., Luque J. (2001): *Efficiency and equity in schools around the world*, Economics of Education Review 22 (2003) 481-502. Received 3 December 2000; accepted 12 June 2001. www.elsevier.com/locate/econedurev

Kucklys, W., Robeyns, I. (2004): *Sen’s capability approach to welfare economics*. CWPE 0415.

Lietz, P. (2006): *A meta-analysis of gender differences in reading achievement at the secondary school level*. International University Bremen, Germany. Received 6 October 2006. Available online 23 March 2009.

Llambí, C., Perera, M. (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 una investigación financiada por el Fondo Concursable Carlos Filgueira del Programa Infancia, Adolescencia y Familia del Ministerio de desarrollo Social, edición 2008. CINVE

Llambí, C., Perera, M. y Messina, P. (2009): *Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos*. Esta investigación fue financiada

por el Fondo “Carlos Filgueira”, del Programa Infancia, Adolescencia y Familia - Ministerio de Desarrollo Social.

Marshall, I. M., Daniela, Z. G. (2004): *Programas de mejoramiento de las oportunidades*. El Liceo para Todos en Chile por UNESCO: Instituto Internacional de Planeamiento de la Educación.

Marzano, R. J. (2000): *A New Era of School Reform: Going Where the Research Takes Us*. Mid-continent Research for Education and Learning, Colorado.

McEwan, P. J. (2001): *Peer effects on student achievement: evidence from Chile* Wellesley College, Department of Economics, USA. *Economics of Education Review* 22 (2003) 131–141. Received 20 April 2001; accepted 27 November 2001. www.elsevier.com/locate/econedurev

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

MINEDUC (2003): *Factores que explican los resultados de Chile en PISA+*. Nota técnica. Departamento de estudios y estadísticas. Alameda 1371, Santiago. Junio 2003.

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

Mizala, A., Romaguera, P. (2000): *Determinación de factores explicativos de los resultados escolares en educación media en Chile*. Serie Economía N° 85, Agosto, 2000. Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial. Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas. Universidad de Chile.

Mizala, A., Romaguera, P. (2002): *Equity and educational performance*

Morrow, R.A y Torres, C. A. (1995): *Social Theory and Education, a critique of theories of social and cultural reproduction*, State University of New York.

OCDE (2009): *Equally prepared for life? How 15-year-old boys and girls perform in school*. PISA-OCDE.

OCDE (2009): *PISA 2006 Technical report*. PISA/OECD.

OCDE (2007): *PISA 2006 Science Competencies for Tomorrow's World. Volume 1 – Analysis*. PISA/OCDE.

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

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

OIE-Ministerio (1993): *Evolución histórica del sistema educativo*, Capítulo 2, Informe OEI-Ministerio, 1993. Sistemas Educativos Nacionales – Chile.

Oppdenaker, M.C. y Damme, J.V. (2001): *Relationship between School Composition and Characteristics of School Process and their Effect on Mathematics Achievement*. British Educational Research Journal, Vol. 27, N°4.

Otto, H-U., Ziegler, H. (2006): *Capabilities and Education*. Social Work & Society, University of Bielefeld and University of Münster.

Pereira, G. (2007): *¿Condenados a la desigualdad extrema? Un programa de Justicia Distributiva para Conjurar un Destino de Morlocks y Eloi*. Centro de Estudios Filosóficos, Políticos y Sociales Vicente Lombardo Toledano. México D.F.

Radja, K., Hoffman, A.M. and Bakhshi, P. (2003): *Education and the capabilities approach: life skills education as a bridge to human capabilities*. Paper presented at the 3rd Conference on the Capability Approach, Pavia, September.
Available on line at: <http://cfs.unipv.it/sen/program.htm>

Rawls, J. (1971): *A theory of justice*, Cambridge University Press, Cambridge, Massachusets. Capítulos 1 y 2. (pp. 3-86). Trad. castellana (1979). Teoría de la justicia, FCE, México, Capítulos 1 y 2.

Rawls, J. (2000): *Justicia como equidad*, reproducción del segundo capítulo de Justicia como equidad, Madrid, Tecnos, 1999.

Risse, M. (2002): *What Equality of Opportunity Could Not Be*, Ethics n° 112, Julio 2002, University of Chicago, pp. 720-747.

Robeyns, I. (2005): *Selecting capabilities for quality of life measurement*. Social Indicators Research (2005) 74: 191–215 _ Springer 2005

Romer, P. (1986): *Increasing returns and long-run growth*. The Journal of Political Economy, University of Chicago Press.

Roemer, J.E. (1998): *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge, 1998.

Roemer, J. E. (2000): *Variantes de la igualdad de oportunidades*, Fractal n° 16, enero-marzo 2000, año 4, volumen V, pp. 151-174.

Roemer, J.E. (2001): *Egalitarianism Against the Veil of Ignorance*. Cowles Foundation Discussion Paper N° 1328, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.

Roemer, J. E. (2005): *Equality of Opportunity*, for the New Palgrave Dictionary.

Saviani, D. (1984): *Las teorías de la educación y el problema de la marginalidad en América Latina*. En Revista Argentina de Educación, Buenos Aires, AGCE, año II, N° 3.

Schneeweis, N. y Winter-Ebmer, R. (2006): *Peer effects in Austrian Schools*, Empirical Economics, año 2007, N°32, pp. 387-409.

Sen, A.K. (1979): *Equality of What?*, The Tanner Lecture on Human Values, Stanford University.

Sen, A. K. (1992): *Nuevo examen de la desigualdad*. Ciencias Sociales. Alianza Editorial. Madrid.

Sen, A. K. (1993): *Capability and Well-being*, en Nussbaum y Sen (eds), *The Quality of Life*, Oxford, Clarendon Press, pp. 30-53.

Sen, A.K. (1999): *Commodities and capabilities*. Oxford University Press, Oxford India Paperbacks, Nueva Delhi.

Sen, A. K. (2000): *Social justice and the distribution of income*, *Handbook of Income Distribution*, Elsevier Science B.V, 2000, pp. 60-81.

Sen, A.K. (1993): *Capability and well-being*, in Martha Nussbaum, and Amartya Sen. eds. "The quality of life". Oxford : Clarendon press. p. 30-53.

Stromquist (1990): *Gender inequality in education: Accounting for women's subordination*. *British Journal of Sociology of Education*, vol. 11, N° 2, pp 137-153.

Tansini, R. (2008): *Resultados escolares en escuelas públicas de Montevideo: ¿de qué dependen?*. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Julio 2008.

Terzi, L. (2007): *The capability to be educated*, en "Amartya Sen's capability approach and social justice in education", cap. 2. Edited by Melanie Walker and Elaine Unterhalter. PALGRAVE MACMILLAN, New York, N.Y. 10010 AND Houndmills, Basingstoke, Hampshire, England.

The World Bank (1995): *Priorities and Strategies for Education: A World Bank Review* Washington D.C.: The World Bank.

Todd, P. E., Wolpin, K. I. (2003): *On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement*. *The Economic Journal*, 113.

Tyler, W. (1996): *Organización escolar: una perspectiva sociológica*. Ediciones Morata, Madrid, primera edición 1991.

UNESCO (1996): *La educación encierra un tesoro*. Informe a la UNESCO de la Comisión Internacional sobre la Educación para el Siglo XXI.

UNESCO (2000): *Marco de Acción de Dakar. Educación para todos: cumplir nuestros compromisos comunes*. Texto aprobado por el Foro Mundial sobre la Educación, Dakar, Senegal, abril 2000.

UNESCO- OIE (2006): *Sistema educativo de Chile. Datos mundiales de educación 2006*, 6ª edición.

Unterhalter, E. (2003): *Education, capabilities and social justice*, Chapter prepared for UNESCO EFA Monitoring Report, 2003.

Unterhalter, E. (2005): “Fragmented frameworks? Researching women, gender, education and development”. En *Beyond Access: Transforming Policy and Practice for Gender Equality in Education*, Aikman, S. y Unterhalter, E. (editoras), Oxfam, Londres.

Unterhalter, E. (2009): “Education”, en *An Introduction to the Human Development and Capability Approach. Freedom and Agency*, Deneulin, S. y Shahani, L. (editoras), Earthscan/IDRC.

Vaughan, R. (2007): *Measuring Capabilities: An Example from girl’s schoolin.*, en “Amartya Sen’s capability approach and social justice in education”, cap. 2. Edited by Melanie Walker and Elanine Unterhalter. PALGRAVE MACMILLAN, New York, N.Y. 10010 AND Houndmills, Basingstoke, Hampshire, England.

Walker, M., Unterhalter, E. (2007): *Amartya Sen’s capability approach and social justice in education*, en “Amartya Sen’s capability approach and social justice in education”, cap. 1. Edited by Melanie Walker and Elanine Unterhalter. PALGRAVE MACMILLAN, New York, N.Y. 10010 AND Houndmills, Basingstoke, Hampshire, England.

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

Willms, J.D. y Sommers, M.A. (2001): “Family, Classroom, and School Effects on Children’s Educational Outcomes in Latin America”. En *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 12, N° 4, pp. 409-445.

Wooldridge, J.M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts Institute of Technology, Press.