



DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

SDT 340

**FACTORES DETERMINANTES DEL
DESEMPEÑO EDUCATIVO DE URUGUAY
2003-2006**

Autores: Cecilia Oreiro, Juan Pablo Valenzuela

Santiago, Abril de 2011

FACTORES DETERMINANTES DEL DESEMPEÑO EDUCATIVO

DE URUGUAY 2003-2006

Abril, 2011

Cecilia Oreiro, Universidad de Chile

Juan Pablo Valenzuela, Universidad de Chile¹

Abstract

El estudio analiza el desempeño de la Educación Media en Uruguay utilizando los datos de las pruebas PISA Matemática 2003 y 2006. Se busca investigar la existencia de diferencias en la distribución de puntajes entre ambas pruebas, identificar un conjunto de variables que tienen efecto sobre el desempeño de los alumnos y analizar su evolución e importancia entre ambos años. Para ello se define una función de producción de resultados educativos y se aplican las metodologías de descomposición de diferencias de resultados de Oaxaca-Blinder (1973) y Juhn, Murphy y Pierce (1993), así como la metodología de microsimulaciones siguiendo a Bourguignon, Fournier y Gurgand (1998). La utilización de estas técnicas poco difundidas para el área de la educación resulta un avance metodológico de gran utilidad para entender mejor la evolución de los cambios en los resultados educativos. Las principales conclusiones a las que se arriba se centran en el hecho de que el bajo incremento en el puntaje entre los años 2003 y 2006 esconde movimientos internos que refieren principalmente a una disminución en la dotación de recursos a nivel del estudiante y del centro educativo, y a un aumento generalizado en la eficiencia de los mismos, resultados percibidos especialmente entre los establecimientos públicos. Destaca el hecho de que los cambios se concentran entre las variables a nivel del estudiante, mientras que aquellas a nivel del establecimiento no resultan relevantes para el período. Asimismo, los cambios son en su mayoría redistributivos, reduciendo las brechas entre estudiantes con mejor y peor desempeño educativo a través del tiempo.

Palabras Claves: Metodologías de descomposición, microsimulación, pruebas estandarizadas, desempeño educativo, resultados PISA.

JEL: D39, I24 y O38

¹ Centro de Investigación Avanzada en Educación (CIAE) y Departamento de Economía.
Se agradece la valiosa colaboración de Alejandro Sevilla.

Índice

1.	Introducción	5
2.	Marco	7
2.1.	Contexto socioeconómico	7
2.2.	Reseña histórica sobre las reformas educativas en Uruguay	8
2.3.	Panorama educativo en Uruguay	11
2.4.	El programa PISA de la OCDE	14
2.5.	Antecedentes	15
3.	Resultados PISA Matemática en Uruguay y su evolución entre 2003 y 2006	17
4.	Metodología e hipótesis de trabajo	23
4.1.	Metodología general	23
4.1.1.	Función de producción	23
4.1.2.	Variables	25
4.1.3.	Metodología de imputación	35
4.2.	Hipótesis orientadoras	36
4.3.	Metodología de Descomposición	37
4.3.1.	Descomposición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973)	38
4.3.2.	Descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (1993)	40
4.3.3.	Descomposición de Bourguignon, Fournier y Gurgand (1998)	42
5.	Resultados	50
5.1.	Estimación de la función de producción	51
5.2.	Resultados de la descomposición de Oaxaca-Blinder (1973)	53
5.3.	Resultados de la descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (1993)	56
5.4.	Resultados de la descomposición de Bourguignon, Fournier y Gurgand (1998)	59
5.4.1.	Estimación de las funciones de producción	59
5.4.2.	Estimación de la elección del tipo de centro educativo	61
5.4.3.	Resultado de las microsimulaciones	62
5.5.	Comparación de los resultados	71
6.	Conclusiones	71
7.	Bibliografía	74
A.	Anexo	78

Índice de figuras

Figura 1: Distribución del puntaje PISA Matemática 2003 y 2006	18
Figura 2: Diferencia de puntaje promedio por decil de resultado entre PISA Matemática 2003 y 2006 ...	19
Figura 3: Diferencia de puntaje promedio por decil de resultado entre PISA Matemática 2003 y 2006 ...	20
Figura 4: Diferencia de puntaje promedio PISA Matemática según género.....	22
Figura 5: Diferencia de puntaje promedio PISA Matemática según tamaño de la localidad.....	22
Figura 6: Distribuciones de puntajes reales e hipotéticas	56
Figura 7: Efectos globales, descomposición de Juhn, Murphy y Pierce.....	58
Figura 8: Efectos combinados por decil de puntaje	67
Figura 9: Todos los efectos por decil de puntaje	69

Índice de Cuadros

Cuadro 1: Variación de la matrícula en educación Media 2001-2006.....	13
Cuadro 2: Media y Error estándar del puntaje PISA Matemática, Uruguay 2003 y 2006	18
Cuadro 3: Puntaje promedio PISA Matemática por titularidad	20
Cuadro 4: Puntaje promedio PISA Matemática por tipo de institución.....	21
Cuadro 5: Puntaje promedio PISA Matemática por grado	21
Cuadro 6: Estimación de la Función de Producción	51
Cuadro 7: Descomposición de Oaxaca-Blinder.....	54
Cuadro 8: Descomposición de Juhn, Murphy y Pierce.....	57
Cuadro 9: Estimación de las funciones de producción	60
Cuadro 10: Estimación de la elección del tipo de centro educativo	62
Cuadro 11: Resultados de las microsimulaciones promedio y por decil de puntaje	63
Cuadro A. 1: Variables Seleccionadas.....	78
Cuadro A. 2: Estadísticas descriptivas.....	79
Cuadro A. 3: Estadísticas descriptivas: Centros Públicos	80
Cuadro A. 4: Estadísticas descriptivas: Centros Privados	81
Cuadro A. 5: Resultados de la microsimulaciones con cambios en solo un tipo de colegio	82
Cuadro A. 6: Resultados de las microsimulaciones de características por decil de puntaje	82
Cuadro A. 7: Resultados de las microsimulaciones de características y elección de colegio por decil de puntaje.....	83
Cuadro A. 8: Resultados de las microsimulaciones de coeficientes por decil de puntaje.....	84
Cuadro A. 9: Resultados de las microsimulaciones de coeficientes y elección de colegio por decil de puntaje.....	85
Cuadro A. 10: Resultados de las microsimulaciones de coeficientes y características por decil de puntaje	86
Cuadro A. 11: Resultados de las microsimulaciones de coeficientes, características y elección de colegio por decil de puntaje	87

1. Introducción

El objetivo del presente trabajo es analizar la situación de Uruguay en materia de Educación Media - específicamente en la disciplina de Matemática-, identificando los factores que explican las diferencias en los resultados obtenidos por los estudiantes en la prueba PISA (Programme for International Student Assessment -Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos) en los años 2003 y 2006.

La prueba PISA ha sido aplicada desde el año 2000 en los países miembros de la OCDE² y en un grupo de países socios, a los alumnos de 15 años independientemente del curso en que se encuentren. Estos datos permiten estudiar cómo varía el desempeño de los alumnos según el grado que cursan, lo que es un indicador de cuánto van aprendiendo a medida que avanzan.

Uruguay ha participado de estas pruebas en los años 2003, 2006 y 2009. Al momento de esta investigación se encuentran disponibles los datos de las pruebas 2003 y 2006, por lo cual la incorporación en el análisis de los datos más recientes queda pendiente para un trabajo futuro. El análisis se centra específicamente en la prueba de Matemática, dado que en el 2003 el foco principal de la evaluación estuvo centrado en esta asignatura y es la única que permite comparar los resultados con 2006. La investigación busca determinar si existen diferencias relevantes en los puntajes PISA 2003 y 2006, identificar factores (características de los alumnos, de los centros educativos o características institucionales) que explican el diferencial de puntajes PISA entre ambos años, y estimar si las diferencias se explican por la variaciones en la magnitud de dichos factores y/o la “eficiencia” en el uso de los mismos.

Siguiendo a Valenzuela, Bellei, Sevilla y Osses (2009a), para realizar el trabajo se utilizan metodologías de descomposición de diferencias de resultados: Oaxaca-Blinder (1973) y Juhn, Murphy y Pierce (1993). La primera de estas metodologías permiten atribuir las diferencias de resultados a tres componentes distintos: por un lado, la diferencia en la magnitud de los factores que afectan el desempeño de los estudiantes (efecto de los *endowments* o características), por otro, el efecto que tiene un diferencial en la eficiencia en el uso de estos factores (efecto eficiencia o retorno) y, finalmente, un efecto combinado de las diferencias de características y diferencias de retorno (efecto interacción). La metodología de Juhn *et al.* (1993), por su parte, permite descomponer la evolución de los resultados a lo largo de toda la distribución de éstos, al analizar el comportamiento de los residuos estimados para diversos cuantiles de su distribución.

² Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos.

Asimismo, se realiza un análisis de microsimulaciones siguiendo a Bourguignon, Fournier y Gurgand (1998), metodología que permite modelar la distribución de resultados PISA por una función de producción asociada a un vector de características, retornos a esas características, parámetros de elección de tipo de escuela y características no observadas.

De esta forma, los objetivos específicos del trabajo corresponden al análisis de los resultados en materia educativa entre ambos períodos, es decir, ver si existen diferencias en la distribución de puntajes entre ambas pruebas. Asimismo, se busca identificar un conjunto de variables que, se estima, tienen efecto sobre el desempeño de los alumnos (características de los alumnos, sus familias y la escuela). Por último, se estima si los factores asociados a los resultados de aprendizaje medidos por PISA cambiaron su importancia como factores explicativos en ambas pruebas.

Si bien se han hecho análisis sobre los resultados de ambas pruebas PISA para Uruguay y comparaciones de los resultados, no se ha aplicado la metodología propuesta para este trabajo, que permite identificar el efecto de los distintos componentes que determinan el desempeño educativo, y esta es la principal originalidad y aporte del trabajo.

La importancia de esta investigación como contribución al fomento del desarrollo económico y social de Uruguay, es la posibilidad de extraer conclusiones sobre la calidad del sistema educativo, su heterogeneidad y la detección de grupos sociales con mayor riesgo de exclusión, así como la identificación de las principales causas de este fenómeno. Estas conclusiones pueden permitir detectar problemas y ayudar al diseño de políticas públicas para mejorar la calidad de la educación impartida por los sistemas educativos nacionales.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el segundo capítulo se presenta el marco que sirve como base para la investigación. En la primera sección se expone una reseña histórica de la evolución socioeconómica de Uruguay, con énfasis en el período 2003-2006 y, a continuación, se presenta una descripción de las distintas reformas educativas aplicadas en el país a lo largo de la historia. En la tercera sección se hace énfasis en los resultados educativos actuales así como las principales características que están afectando los cambios en el sistema educativo de Uruguay. Una explicación del programa PISA y la participación de Uruguay se presenta en la cuarta sección y, para finalizar el capítulo, se pesquisan las investigaciones que se han realizado con las bases de PISA y que sirven como antecedentes para el presente trabajo.

En el tercer capítulo se presentan algunos resultados obtenidos por Uruguay en la prueba PISA Matemática y su evolución entre 2003 y 2006. En el cuarto capítulo se explica la metodología utilizada para analizar los cambios en los resultados educativos y la forma de aislar las variaciones, así como las principales hipótesis de estudio.

Finalmente, en el quinto y sexto capítulo se presentan los resultados empíricos obtenidos y las principales conclusiones a las que se arriba con el análisis.

2. Marco

Para poder contextualizar la evolución del desempeño educativo de Uruguay en el período 2003-2006 es necesario presentar un marco de la situación socioeconómica y las diferentes reformas que se han aplicado a nivel educativo en el país. En las dos primeras secciones de este capítulo se presenta un marco general de la situación de Uruguay en estos aspectos. En la tercera sección se presenta un resumen de los diferentes resultados obtenidos por el país en materia educativa. Finalmente, se expone una descripción de la prueba PISA y la participación de Uruguay, así como los trabajos que se han realizado a partir de esta base de datos.

2.1. Contexto socioeconómico

Uruguay se ha situado históricamente entre los países latinoamericanos que presentan menores niveles de desigualdad e incidencia de la pobreza. Durante la década de los noventa el panorama general es de relativa estabilidad macroeconómica y una situación externa e interna favorable para el desempeño económico. En este marco, el ingreso per cápita crece hasta mediados de la década, su distribución permanece relativamente estable y la pobreza tiene una tendencia decreciente. Sin embargo, en lo que refiere a la evolución del desempleo, el dinamismo de la economía de comienzos de los noventa, reflejado en el crecimiento del PIB, no se ve acompañado por reducciones de dicha tasa. La misma permanece estable en el primer lustro de la década (Amarante y Perazzo, 2008).

En la segunda mitad de los noventa la situación cambia, ya que el ingreso comienza una fase descendente y aumenta levemente su concentración, mientras que pobreza inicia una etapa de crecimiento. En el año 1999 se comienza a gestar una fuerte recesión económica que culmina con una profunda crisis en el año 2002. Allí todas las variables económicas empeoran, hay una caída muy importante del PIB y del ingreso per cápita, se incrementan los niveles de desigualdad, y la pobreza tiene un crecimiento muy

pronunciado. La tasa de desempleo aumenta con la caída del producto en el año 1995 y continúa haciéndolo en los años siguientes.

Durante el período de crisis es posible destacar algunos grupos más vulnerables, esto es, que experimentan el mayor empeoramiento relativo. Estos grupos son: los menores, las parejas con hijos y los hogares con jefes de menor nivel educativo (Bucheli y Furtado, 2004). La emigración internacional se convirtió en la principal tendencia demográfica del período. Las estimaciones indican que el saldo migratorio negativo es de 100.000 personas entre el período 2000-2004 y de 26.000 para 2005- 2006 (Pellegrino y Koolhaas, 2008). En cuanto a las características de la población uruguaya que emigra, la mayoría suelen ubicarse entre los 20 y 29 años, mayoritariamente hombres y con nivel educativo alto, en promedio superior a los residentes de Uruguay (la información disponible para emigrantes de 18 años y más, indica que el 34% de la población emigrante tiene nivel de educación terciaria, mientras que el del promedio de la población residente en el país es de un 20% y el nivel es mayor entre los que se encuentran en el tramo de entre 30 y 44 años) (Pellegrino y Vigorito, 2005). Además, se caracteriza por estar integrada en mayor medida por familias completas³.

A partir del año 2003 el nivel de actividad comienza a recuperarse, acelerándose ese proceso entre los años 2004 y 2006, donde se observa un fuerte crecimiento económico. A partir del año 2003 cae la tasa de desempleo, alcanzando a fines del año 2006 niveles comparables a los de 1998 (Perazzo, 2008). Sin embargo, la recuperación económica no se hizo visible en la evolución de los ingresos de los hogares hasta fines del 2005, y recién en el año 2006 se detecta una reducción significativa de la indigencia y de la incidencia e intensidad de la pobreza (PNUD, 2008).

En el año 2005 se comienza a implementar el PANES (Plan de Atención a la Emergencia Social), un programa de políticas sociales integrales que incluye transferencias en dinero con la contraprestación de asistencia a la educación y la introducción de un enfoque comunitario para la atención de los problemas de rezago, repetición y abandono, tanto en Educación Primaria como en Media (IECON, 2006).

2.2. Reseña histórica sobre las reformas educativas en Uruguay

Actualmente en Uruguay la educación básica obligatoria consta de nueve años: seis de Primaria (1ro. a 6to.) y tres de Ciclo Básico de Enseñanza Media (1ro. a 3ro.), que se imparte en liceos y escuelas técnicas con el mismo currículum. Desde el punto de vista de su administración, las escuelas primarias dependen

³ En este sentido, la información disponible a partir de los censos de población de los países receptores indica que gran parte de los migrantes está compuesta por familias con hijos pequeños (Pellegrino y Koolhaas, 2008).

del Consejo de Educación Primaria (CEP), los liceos del Consejo de Enseñanza Secundaria (CES) y las escuelas técnicas del Consejo de Educación Técnico-Profesional (CETP).

El 2do. Ciclo de la Enseñanza Media consta de tres años -el primero de los cuales (4to.) tiene carácter de transición desde el Ciclo Básico- y puede cursarse en liceos con la modalidad de “Bachillerato Diversificado” o en escuelas técnicas con la modalidad de “Bachillerato Tecnológico”. Por su organización del 2do. Ciclo de la Enseñanza Media, Uruguay se ubica en la tradición de Europa continental, consistente en ofrecer “ramas” y “modalidades” en paralelos, en oposición a la tradición anglosajona de “opciones” que pueden elegir los establecimientos o los alumnos.

A su vez, el CETP ofrece Cursos Básicos, de Capacitación o de Formación Profesional Básica, así como cursos de Formación Profesional Superior, los cuales no implican la finalización de niveles en Secundaria (Ciclo Básico o Bachillerato).

La enseñanza en Uruguay se expande fuertemente a partir de la década de los años 50, con un mayor crecimiento para la Educación Media, y caracterizado por una importante participación de la mujer en la estructura de la población estudiantil. Entre 1970 y 1980 se intensifica la masificación de la matrícula así como los egresos, incorporándose los estudiantes de los estratos más desfavorecidos así como sectores anteriormente excluidos, como las mujeres y población del interior del país.

Tras la apertura democrática se promulga la Ley 15.739, llamada Ley de Emergencia de la Educación, mediante la cual se crea la ANEP (Administración Nacional de Educación Pública). Asimismo, se ensayan numerosos intentos de transformación orientados al mejoramiento de la Educación Media. En particular, el Primer Ciclo es objeto de sucesivas reformas y ajustes curriculares (Plan 1986 y su ajuste programático en 1993, el Plan Piloto, posteriormente Plan 1996 y su ajuste programático en 2004 y la Reformulación 2006).

El Plan 1986 procura generar condiciones para hacer efectivos los tres años de escolarización post primaria obligatorios, mediante la creación del Ciclo Básico Único (CBU). Durante el período siguiente se realiza una fuerte apuesta a la acumulación de diagnósticos técnicos potentes. En términos curriculares, el resultado fue la reformulación del Plan 86 para el Ciclo Básico en el año 1993 y de la Micro Experiencia en los Bachilleratos en el ámbito de la Educación Secundaria. En el CETP, comienza a operarse en la década de los noventa una importante reestructuración institucional que deriva, entre otras cosas, en la creación de las Direcciones de Programa.

En el año 1996 se implanta un nuevo plan para el Ciclo Básico, que introduce modificaciones al currículum, extiende el horario de instrucción e instala centros de lenguas extranjeras. A su vez, en el año 1999 se crean los grados 7º, 8º y 9º en las escuelas rurales equivalente al Ciclo Básico, con el objetivo de 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 (Cardozo, 2008).

Entre los años 2000 y 2004 se mantienen las orientaciones generales del período anterior. Se apunta particularmente a la transformación del Bachillerato, proceso que culmina con la puesta en marcha del Plan 2003, el cual se extiende gradualmente a unas 25 instituciones. En estos años se termina de elaborar una propuesta de revisión del Plan 1996 (Revisión 2004) centrada en el ajuste de los programas, especialmente en lo que refiere a las asignaturas-áreas. En particular, la Revisión 2004 no supone cambiar las cargas horarias de los cursos ofrecidos, lo que apunta a mantener el mayor contacto semanal de los docentes con los estudiantes.

En el año 2006 se da una nueva reformulación curricular en primer y segundo ciclo de Secundaria, que comprende la extensión de tiempo pedagógico a todos los estudiantes de Ciclo Básico y Bachillerato del país, cambio de programas, inclusión de informática para todos los estudiantes de Ciclo Básico, cambio en el sistema de evaluación e incorporación de espacio de coordinación docente en los dos ciclos (ANEP, 2007b).

El gasto público en educación como porcentaje del PIB disminuye en el período, representando 3.08% en 2003 y 2.96% en 2006. Esta cifra es considerablemente inferior al promedio de América Latina e incluso más baja si se la compara con el promedio de los países de ingreso alto. Sin embargo, entre 2005 y 2006 este porcentaje crece, y continúa haciéndolo en los años siguientes, como parte del proyecto presupuestal del nuevo Gobierno que asume en el año 2005. Como porcentaje del Gasto Público Total, el gasto en educación aumenta de 8.47 a 9.21%, mientras que como porcentaje del Gasto Público Social se mantiene relativamente estable alrededor del 15%. Considerando la estructura del gasto en educación en 2006, la mayor parte se lo lleva la Enseñanza Primaria e Inicial (37.7%), en segundo lugar la Enseñanza Media (31.6%) y en tercer lugar la Enseñanza Terciaria (17.8%), presentando los tres componentes un crecimiento en el período, con mayor importancia en la Enseñanza Terciaria y la Educación Media (MIDES, 2010).

2.3. Panorama educativo en Uruguay

En estas líneas se presenta un panorama general de la evolución de los resultados obtenidos por el país en el sistema educativo y cuáles han sido las tendencias de los indicadores más relevantes, lo que luego permitirá el planteamiento de las principales hipótesis objeto de estudio.

En el contexto de América Latina, Uruguay tiene buenos resultados en términos relativos, a pesar de una menor inversión en educación, en relación a países como Chile, Argentina y México. Sin embargo, el resultado de los países latinoamericanos se ubica entre aquellos con menores desempeños en la prueba PISA y muy por debajo del puntaje promedio de los países de la OCDE. Asimismo, Uruguay se destaca por estar a la par de otros países con similar PIB per cápita, como Tailandia o Túnez, a diferencia de lo que sucede con el resto de la región que obtienen desempeños considerablemente menores a los que podría esperarse dado su PIB per cápita (Vega y Petrow, 2008).

Cuando se considera la dispersión de los resultados obtenidos en la prueba PISA como medida de la desigualdad dentro de los países, Uruguay, junto con Argentina y Brasil, son los países que muestran mayor dispersión de resultados a su interior, mientras que la menor dispersión la presenta Chile, seguido por México y Perú (Sapelli, 2009). Por otro lado, si se relaciona la baja desigualdad de ingresos que presenta Uruguay respecto de los países de la región, la desigualdad educativa resulta extremadamente alta. Las diferencias dentro de los países en cuanto a logros educativos están generalmente relacionadas a diferencias socioeconómicas. En este sentido, en la mayoría de los países de la región, la diferencia en años promedio de educación entre el quintil más rico y el más pobre de ingresos (para la cohorte de 21 a 30 años entre 1990 y 2000) es cercano a los 4 años. Este indicador ha ido aumentando en Uruguay y disminuyendo en Chile hasta que en el año 2000 en ambos es 5 años (Vega y Petrow, 2008).

La segregación socioeconómica de la población escolar, entendida como la desigual distribución entre las escuelas, de alumnos de diferentes condiciones sociales y económicas, puede ser medida como el porcentaje de estudiantes vulnerables que debe transferirse de establecimientos escolares, para que exista una distribución homogénea de estos entre todos los establecimientos educativos de un determinado territorio (Índice de Disimilaridad). Según los datos de la prueba PISA 2006, los mayores niveles de segregación los presenta Chile, seguido por Tailandia, Uruguay y Brasil. Colombia, Argentina y México presentan los menores niveles dentro de los países latinoamericanos, aunque muy superiores al resto de los participantes, ubicándose en los puestos 46, 50 y 51 respectivamente, dentro de los 57 países analizados (Valenzuela *et al.*, 2010).

En lo que refiere a Educación Inicial y Primaria el país se ubica en una posición ventajosa en la región. La situación no es la misma para la Enseñanza Media, la cual presenta niveles de egreso que ubican al país en el promedio de Latinoamérica y muy por debajo de otros países con niveles similares de desarrollo humano, tales como Argentina o Chile. Asimismo, en las últimas décadas se ha generado una importante segmentación en el sistema educativo uruguayo, que se pone de manifiesto con el diferente desempeño de los estudiantes según el entorno sociocultural al que pertenecen.

La asistencia a nivel medio comienza una etapa de crecimiento en la segunda mitad de la década de los ochenta, liderado básicamente por la evolución de la Enseñanza Secundaria Pública. La fuerte expansión de la matrícula registrada entre 1985 y 2003 repercute en una mejora de las tasas de asistencia a educación de la población de 12 a 17 años, proceso que implica la incorporación masiva de los sectores socioeconómicos medios-bajos y bajos al Ciclo Básico y al Segundo Ciclo y supone una disminución de las brechas entre Montevideo y el interior del país (ANEP, 2005).

La recuperación económica luego de la crisis de 2002 lleva a un leve traslado de la matrícula hacia el sector privado, el cual aumenta su participación relativa en el nivel, aunque sin alterar la estructura tradicional de una oferta que continúa siendo predominantemente pública (Cardozo, 2008). El crecimiento de la matrícula entre 2001 y 2003 estuvo acompañado por una caída en la tasa de empleo en todas las edades consideradas, lo que sugiere que la crisis económica podría haber impactado, vía estrechamiento del mercado de empleo, en un aumento de la demanda por educación (ANEP, 2007c).

La fase de expansión se interrumpe en el año 2004. Como puede observarse en el cuadro 1, la matrícula en la Educación Media cae en los años 2004 y 2005, y se mantiene estable en el año 2006. La caída en el año 2004 se explica por una disminución de la matrícula en los centros públicos, mientras que en la Educación Técnica y Privada aumenta el número de estudiantes. En el año 2005 el descenso matricular se registra también a nivel de la Educación Técnica, mientras que el sector privado crece por segundo año consecutivo, pero el saldo total vuelve a ser negativo ese año en 9621 estudiantes.

La disminución de la matrícula entre los años 2003 y 2005 se explica en parte por el descenso en los egresos de Primaria, lo que implica un volumen menor de personas con posibilidades de inscribirse en la Educación Media. Según las estimaciones realizadas en ANEP (2007c), el impacto de la disminución de egresados de Educación Primaria pública explicaría cerca del 11% de la disminución de la matrícula de la Educación Media.

Cuadro 1: Variación de la matrícula en educación Media 2001-2006

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Total Secundaria Pública	219234	233956	242319	236538	228946	225133
Ciclo Básico Pública	120226	125367	127162	123869	120487	121195
Bachillerato Pública	99008	108589	115157	112669	108459	103938
7°, 8° y 9° Rurales	1037	1498	1771	1869	1797	1818
Total Educación Técnica	59013	61112	65265	65551	62405	65935
Ciclo Básico	14250	14578	15263	15493	15591	15860
Nivel Básico	20149	20154	21719	20724	18180	19336
Nivel Superior	24614	26380	28283	29334	28634	30739
Total Secundaria Privada	35507	35249	34281	35192	36309	36635
Ciclo Básico Privada	21876	21221	19984	20505	20256	21155
Bachillerato Privada	13631	14028	14297	14687	16053	15480
Total Educación Media	314791	331815	343636	339150	329457	329521

Fuente: ANEP - Observatorio de la educación.

Una segunda explicación se centra en los eventos de emigración internacional, tanto de familias con niños en edad previa a la asistencia a Enseñanza Media, así como por adolescentes y jóvenes que se inscriben en la Educación Media pero luego emigran junto con sus familias o como parte de un proyecto propio. En ANEP (2007c) se estima la emigración de jóvenes inscriptos en Educación Media⁴, encontrando que algo más de 1000 alumnos en el Primer Ciclo de Educación Secundaria Pública y cerca de 1500 en el Segundo Ciclo no se habrían inscripto en 2005 por motivo de emigraciones sucedidas durante estos años, lo que arroja un total de casi 2600 bajas. Estas estimaciones indican que cerca del 16% de la disminución de la matrícula en el primer ciclo y 23% en el Segundo Ciclo (19% en el total de la Educación Media) podría estar explicada por el proceso de emigración internacional.

Si se considera, además del número de personas que concurren a la educación, el número de personas que potencialmente deberían acceder, se obtiene una medida más exacta del nivel de cobertura de la enseñanza en cada sector. La tasa de asistencia de las personas de 15 años a Educación Media en el año 2006 es de 79.7%, lo que implica un aumento de 5 puntos porcentuales respecto a la asistencia en el año 2003⁵. Este incremento obedece a una mejora en la cobertura rural, que pasa de 51.8% a 69.2% en el

⁴ Para realizar esta estimación se aplican los datos de las tasas anuales de pases al exterior registradas en sexto año de primaria a la matrícula de educación secundaria de 2003 y 2004, ya que no se cuenta con datos sobre pases al exterior en educación media.

⁵ Por otra parte, la tasa de asistencia de las personas entre 12 y 14 años a la Educación Media se mantiene relativamente estable, con un pequeño aumento en el Primer Ciclo, mientras que la tasa para los estudiantes entre 15 y 17 años disminuye levemente, especialmente en el Segundo Ciclo y concentrado en la población de más bajos ingresos, lo que ensancha las brechas sociales en el acceso a la educación y explica parte del descenso en la matrícula. La asistencia de este grupo de edad a los centros de educación técnica, sin embargo, tiene un aumento el período. Para las personas entre 18 y 30 años, por su parte, se percibe una leve disminución en la tasa de cobertura de la Educación Media (ANEP, 2007c).

período, mientras que la tasa de cobertura en las localidades urbanas mayores de 5 mil habitantes se mantiene constante (ANEP, 2007d).

Otro indicador relevante lo constituye el grado de culminación de la educación básica obligatoria. En este sentido, se mantienen relativamente estables los niveles de aprobación del Ciclo Básico entre los tramos de 18 a 20 años de edad en torno al 70%, mientras que en el tramo 15 a 17 años -edad teórica en que las personas deben haber completado el Ciclo Básico- los niveles de escolarización descienden, desde cerca del 60% en 1991 hasta niveles apenas superiores al 50% en 2008 (MIDES, 2009).

Al igual que en los indicadores del Ciclo Básico, los de completitud de la Educación Media no varían sustantivamente desde comienzos de la década pasada. Mientras el promedio regional es casi del 49%, Uruguay se aproxima al promedio de los países centroamericanos, únicamente por encima de Nicaragua, Honduras y Guatemala. Los egresos en este nivel se ubican cercanos al 38% (Cardozo, 2008). En particular, si se considera la población de 18 años y más, la tasa de egreso del Segundo Ciclo tiene un aumento entre 2003 y 2005, pasando de 25.3% a 28.2%. Esta tendencia implica un mejoramiento de flujos hacia el nivel terciario, y representa una tercera explicación para la caída de la matrícula en el período. Según las estimaciones de ANEP (2007c), el corrimiento hacia la educación terciaria en este tramo etario, estaría explicando cerca del 50% de la caída en la matrícula de la Educación Media (aproximadamente 7000 jóvenes). Sin embargo, esta situación esconde una disminución en la captación de jóvenes de los hogares de ingreso medio y bajo (quintiles 1 a 3) concomitante al aumento de la proporción de escolarizados en los quintiles de mayor ingreso.

Con respecto a los indicadores de repetición, rezago y deserción, la Educación Media registra elevados niveles de ineficiencia interna. En el caso de la repetición entre primero y cuarto grado de Secundaria Pública, el año 2006 marca un punto máximo en lo que va de la década, con una tasa de 25%, mientras que la tasa de abandono también presenta un máximo en dicho año de 5.6%. La repetición se concentra especialmente en la capital del país y en los primeros grados. Asimismo, existe evidencia de que la distribución de estas variables es regresiva, esto es, que en los liceos de contexto sociocultural más desfavorable el porcentaje de repetición y abandono es más alto que en los centros de mejor contexto (ANEP, 2007a).

2.4. El programa PISA de la OCDE

En esta sección se presenta una breve descripción del programa PISA y la metodología que aplica.

El programa PISA se trata de un proyecto de la OCDE, cuyo objetivo es evaluar la formación de los alumnos cuando llegan al final de la etapa de enseñanza obligatoria. Las pruebas permiten medir no cantidad de conocimiento, sino calidad de lo aprendido, es decir, cuantifica la cantidad de estudiantes que están en distintos niveles de desempeño.

Para la realización de PISA se utilizan muestras representativas de estudiantes por país. La evaluación ofrece un perfil de las capacidades de los estudiantes de todos los países donde se aplica el examen y, además, provee información sobre el contexto personal, familiar y escolar de los participantes en la muestra. La evaluación cubre las áreas de Lectura, Matemática y Competencia Científica. El énfasis de la evaluación está puesto en el dominio de los procesos, el entendimiento de los conceptos y la habilidad de actuar o funcionar en varias situaciones dentro de cada dominio.

Cada año de su realización el proyecto se concentra en alguna de las tres áreas evaluadas: en la evaluación del año 2000 se da especial atención a la competencia en Lectura, en el 2003 a la competencia en Matemática y en 2006 a la competencia en el área de Ciencias. Esto quiere decir que la parte más extensa del examen se refiere al área de concentración correspondiente a ese año (los porcentajes son aproximadamente 66% para el área de concentración y 17% para cada una de las otras áreas).

Los resultados de PISA se expresan en una escala abstracta que se construye a partir de un modelo matemático denominado “Teoría de Respuesta al Ítem”, más específicamente el modelo de Rasch de un parámetro, y de la técnica de los *plausible values* o valores plausibles. De esta forma, no se tiene una estimación puntual de la capacidad de cada estudiante, sino un conjunto de valores plausibles de esa capacidad. Lo anterior implica estimar distribuciones 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 (OCDE, 2004).

2.5. Antecedentes

En esta sección se presentan algunas investigaciones que se han realizado con las bases PISA para Uruguay y que sirven de antecedente al presente trabajo.

El primer antecedente a considerar son los trabajos que ha realizado ANEP como resultado de la publicación de las bases PISA. En ANEP (2004) y ANEP (2007d) se realiza una detallada descripción y análisis de los resultados obtenidos con estas bases, considerando características socioeconómicas y culturales del estudiante y su entorno, como ser el grado, tipo de centro educativo, perfil socio-cultural y

tenencia de libros en el hogar. Asimismo, se presentan indicadores de algunos países de la OCDE y de América Latina para realizar una comparación internacional con Uruguay.

Otras referencias importantes son los trabajos de Perera y Llambí (2008) y Méndez y Zerpa (2010), los que estiman una función de producción educativa para Uruguay con los datos PISA 2006. En el primero de estos trabajos se establece un método para controlar el eventual sesgo de selección debido a la no observación de los alumnos desertores del sistema educativo. Asimismo, se analiza el efecto de la asistencia a escuelas de tiempo completo en Primaria sobre el desempeño educativo, haciendo énfasis en los problemas de endogeneidad de este estimador. En el trabajo de Méndez y Zerpa (2010) se compara la desigualdad en las capacidades educativas entre Chile y Uruguay, estimando una función de producción corregida por sesgo de selección y calculando indicadores de desigualdad.

Asimismo, cabe mencionar la investigación de Llambí, Perera y Messina (2009), donde se realiza un diagnóstico de la evolución de la desigualdad de oportunidades en el acceso y en los logros educativos de los jóvenes uruguayos, encontrándose que el conjunto de circunstancias familiares y escolares explican 40% de la desigualdad observada en los resultados de la prueba PISA 2006. Asimismo, se encuentra que el conjunto de factores escolares tienen un papel neutral, no contribuyendo a la desigualdad de oportunidades.

Otras investigaciones realizadas para Uruguay utilizan la base PISA para analizar la desafiliación y el abandono en la Enseñanza Media. En particular, los trabajos de Fernández, Cardozo y Boado (2009) y Fernández (2009) analizan este fenómeno utilizando un panel formado con la base PISA a partir del trabajo de Boado y Fernández (2008). Estas investigaciones logran identificar los grupos más vulnerables en relación a la probabilidad de abandono, siendo los estudiantes de centros públicos de entorno muy desfavorable y desfavorable los más perjudicados. Por su parte, Cardozo (2009) analiza la incidencia de las experiencias laborales en las decisiones relativas a continuar estudiando o interrumpir el vínculo con el sistema educativo, a partir de los datos PISA 2003. En Aristimuño (2009) se propone una síntesis de los factores asociados a la deserción, entre los cuales destaca la condición de repetidor.

Entre los trabajos que realizan un análisis crítico del sistema educativo uruguayo destaca la investigación de Sapelli (2009), donde se plantea un diagnóstico de la situación de la Educación Pública uruguaya a partir de los datos PISA 2006, haciendo énfasis en la existencia de problemas de eficacia y equidad en los distintos niveles del sistema y, en particular, en el ciclo de Educación Media. Por último, el trabajo de Fernández y Bentancur (2008) sostiene que la Educación Media en Uruguay tiene un problema estructural de calidad originado en el diseño del propio sistema educativo. Esto se evidencia en una

distribución sesgada de los conocimientos hacia el nivel de insuficiencia y, además, en el deterioro constatado entre 2003 y 2006, generado en el transcurso del Ciclo Básico. Asimismo, los autores sostienen que existe una profunda segmentación académica entre los tres sectores institucionales que reproduce la desigualdad social de origen de los estudiantes.

Los trabajos de Valenzuela *et al.* (2009b) y Bellei *et al.* (2009) analizan los factores que explican las diferencias de resultados entre Chile y países de la OCDE y de América Latina, entre ellos Uruguay, en la prueba PISA 2006. Encuentran que la desventaja de Chile en Matemática en relación a Uruguay se debe a una menor productividad de las características y recursos, en términos de logros de aprendizaje. En cuanto a la ventaja de Chile sobre Uruguay en Lenguaje, un tercio de la diferencia se explica por características más propicias para el aprendizaje, tanto de los establecimientos, como de los estudiantes, y los dos tercios restantes se atribuyen a una mayor eficiencia de la educación chilena.

3. Resultados PISA Matemática en Uruguay y su evolución entre 2003 y 2006

Uruguay ha participado de las últimas dos ediciones de PISA realizadas en 2003 y 2006. Las conclusiones que se derivan de los resultados con relación a la calidad de los aprendizajes desarrollados y a la equidad social en los logros resultan, en términos generales, similares para ambos años. Los desempeños de los estudiantes uruguayos en 2003 y 2006 se ubican entre los más altos de Latinoamérica, conjuntamente con los de los alumnos chilenos. Sin embargo, en relación a los países de la OCDE los resultados de estos dos países son sensiblemente inferiores. Asimismo, en ambas ediciones los desempeños de Uruguay, al igual que los de sus vecinos del Cono Sur, ubican al país entre los más heterogéneos de los participantes, mucho más desiguales que los del conjunto de la OCDE e incluso, en 2006, que los restantes países de la región (ANEP, 2004; ANEP, 2007d).

Según la base de datos de acceso público, en el caso de Uruguay la muestra total para PISA 2003 está compuesta por 5835 alumnos agrupados en 243 centros educativos, de los cuales 73.3% corresponden a centros de Enseñanza Secundaria Pública, 12.7% a centros de Enseñanza Técnica y 14.1% a centros de Enseñanza Secundaria Privada. La muestra del año 2006 se compone de 4839 alumnos que asisten a 278 centros⁶, de los cuales el 67.9% corresponden a centros de Enseñanza Secundaria Pública, 17.2% a centros de Enseñanza Técnica y 14.9% a centros de Enseñanza Secundaria Privada.

⁶ Para el diseño de la muestra se toma el turno como unidad de muestreo, por lo cual cuando se habla de centro se hace referencia a un “centro-turno”, a modo de ejemplo en el año 2006 formaron parte del estudio 221 centros y 278 “centro-turnos”.

Entre 2003 y 2006 el promedio de Uruguay en PISA Matemática aumenta de 422.2 a 426.8 puntos (cuadro 2), lo que implica un incremento de tan solo 1.1%.

Cuadro 2: Media y Error estándar del puntaje PISA Matemática, Uruguay 2003 y 2006

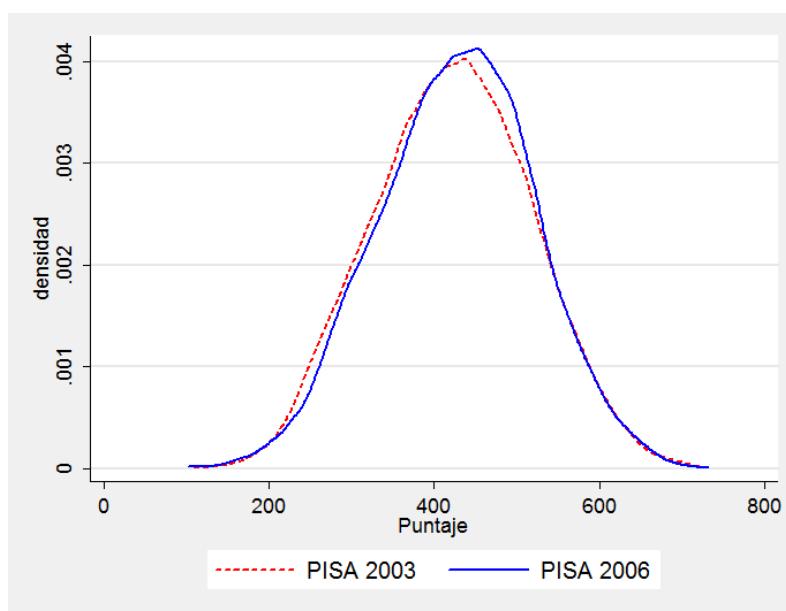
	Media	Error estándar
PISA Matemática 2003	422.200	3.285
PISA Matemática 2006	426.799	2.605
Diferencia 2006-2003	4.599	4.136

Nota: Valores expandidos para toda la población

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE - PISA 2003 y 2006.

Una primera aproximación a la evolución de la distribución de puntajes de la prueba PISA se puede captar a partir de la estimación de su función de densidad en 2003 y 2006. La figura 2 ilustra esta evolución. La función de densidad del año 2006 con respecto al año 2003 parece trasladarse moderadamente a la derecha, lo cual señala un mejoramiento en el puntaje promedio. A su vez, este traslado se da en mayor medida en los puntajes medios, lo que implica una disminución en las brechas de puntajes entre los diferentes grupos de la distribución. Asimismo, la función se vuelve más empinada, lo que es indicio de una disminución en la dispersión.

Figura 1: Distribución del puntaje PISA Matemática 2003 y 2006

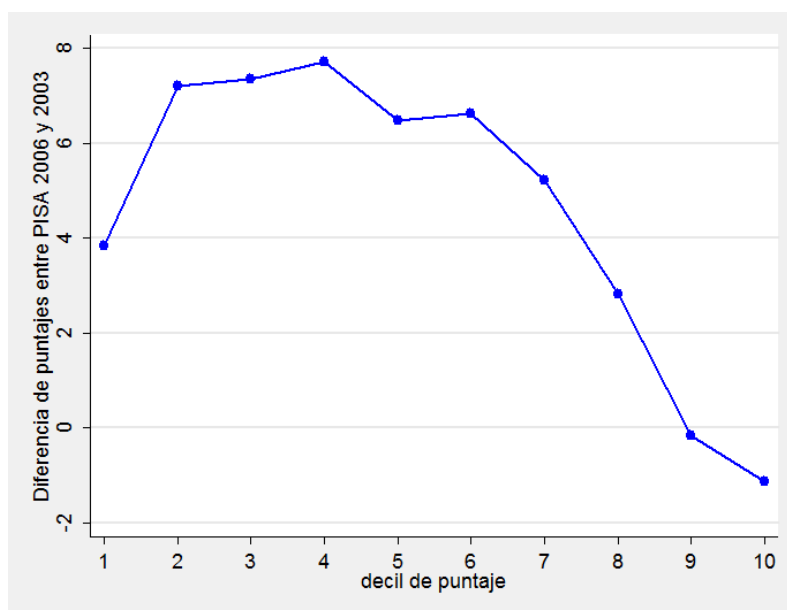


Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE-PISA 2003 y 2006.

A raíz de estos resultados cabe plantearse si lo acontecido con el puntaje promedio de Uruguay entre ambos períodos es el resultado de movimientos contrapuestos ocurridos en diferentes variables sociales e institucionales.

Si se ordenan los cambios en el puntaje durante en el período de acuerdo a los deciles de puntaje promedio (el decil 1 representa al 10% de los estudiantes de menores puntajes y el decil 10 a aquellos de mayores puntajes) se observa que la brecha de puntajes es primero creciente y luego decreciente a lo largo de los deciles (figura 2).

Figura 2: Diferencia de puntaje promedio por decil de resultado entre PISA Matemática 2003 y 2006



Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE-PISA 2003 y 2006.

Las mayores diferencias se presentan en los deciles más bajos, siendo la diferencia máxima de 7.7 puntos en el cuarto decil. En los deciles más altos, por su parte, la diferencia es negativa, es decir, en estos casos en promedio los estudiantes disminuyeron su puntaje. Este mayor incremento en los deciles más bajos, también indica una reducción de la desigualdad en la distribución de resultados de las pruebas entre ambos años.

Para verificar si existieron movimientos contrapuestos que provocaron la tendencia de Uruguay a mantener el desempeño en Matemática entre 2003 y 2006, se analiza la evolución del puntaje obtenido según diferentes variables sociales e institucionales.

En primer lugar, se presenta el promedio de puntaje por año desagregado según la titularidad del centro educativo. Como se observa en el cuadro 3, el sector privado obtiene un puntaje muy superior al obtenido por el sector público, lo que indica la existencia de una desigualdad educativa a nivel institucional. En el período 2003 y 2006 la brecha entre los sectores disminuye, explicado por un leve aumento en el puntaje obtenido por el sector público y un deterioro en el sector privado.

Cuadro 3: Puntaje promedio PISA Matemática por titularidad

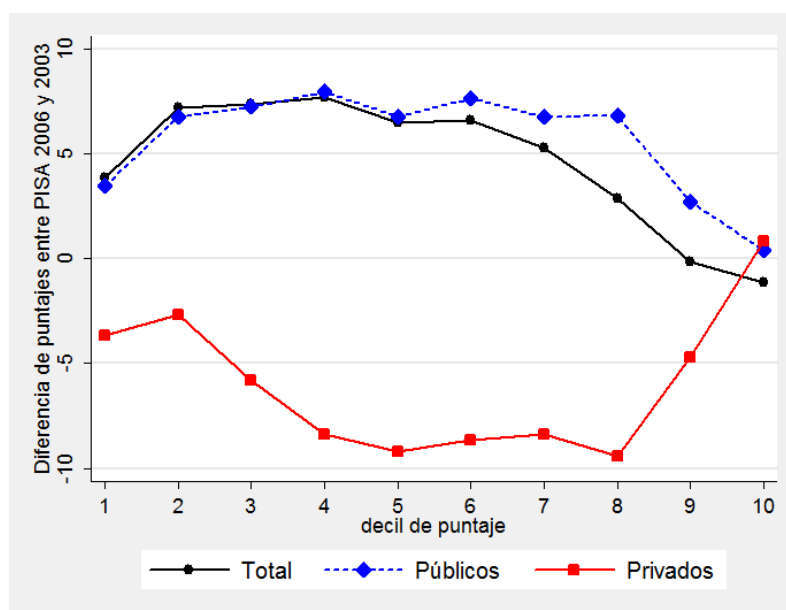
	2003		2006		Diferencia medias
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	
Total	422.200	95.222	426.799	93.367	4.599
Público	409.242	91.256	414.852	90.402	5.610
Privado	501.239	79.447	495.209	79.666	-6.030

Nota: Valores expandidos para toda la población

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE - PISA 2003 y 2006.

Cuando se analiza la diferencia de puntaje promedio por decil según titularidad del centro educativo (figura 3), se observa que el carácter progresivo del cambio se explica por una reducción en la desigualdad a nivel de los centros públicos. En los centros privados, por su parte, la diferencia en el puntaje tiene carácter regresivo, con un cambio negativo y decreciente para deciles bajos y medios y un cambio positivo para el decil más alto.

Figura 3: Diferencia de puntaje promedio por decil de resultado entre PISA Matemática 2003 y 2006



Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE - PISA 2003 y 2006.

Si se profundiza un poco más este análisis desagregando por tipo de institución se obtiene información más relevante. Como se puede observar en el cuadro 4 el mayor cambio en el puntaje promedio se produce en la Educación Técnica, mientras que en la órbita de Secundaria Pública el cambio es mucho menor.

Cuadro 4: Puntaje promedio PISA Matemática por tipo de institución

Tipo de institución	2003	2006	diferencia
Secundaria Pública	416.02	420.05	4.03
Educación Técnica	370.00	394.30	24.30
Colegios Privados	501.24	495.21	-6.03

Nota: Valores expandidos para toda la población

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE - PISA 2003 y 2006.

Si se analiza la evolución del puntaje promedio en Matemática según el grado (cuadro 5), se observa que en la mayoría de los casos la comparación genera diferencias positivas que indican una mejora.

Cuadro 5: Puntaje promedio PISA Matemática por grado

Grado	2003	2006	diferencia
Cursos Básicos	312.45	369.29	56.84
Primero	284.92	301.86	16.94
Segundo	328.01	332.19	4.18
Tercero	368.55	374.27	5.72
Primero BD/BT/FPS	457.92	463.50	5.59
Segundo BD/BT/FPS	488.76	484.61	-4.15

BD: Bachillerato Diversificado;

BT: Bachillerato Tecnológico;

FPS: Formación Profesional Superior.

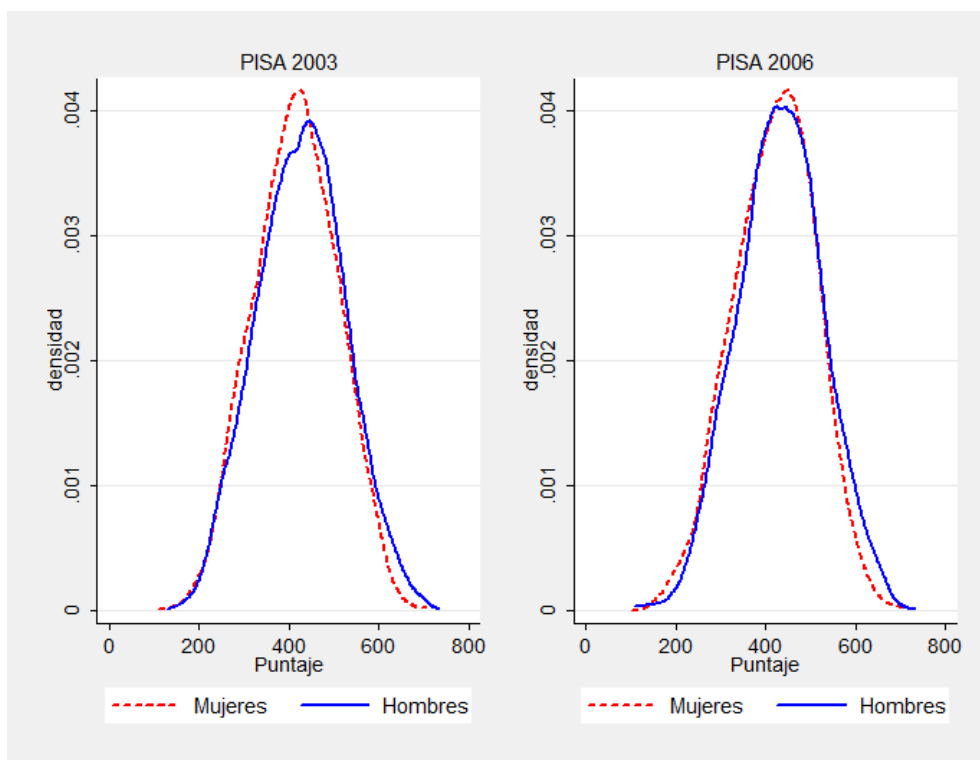
Nota: Valores expandidos para toda la población

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE - PISA 2003 y 2006.

La diferencia más significativa se presenta para los estudiantes de cursos básicos, los que mejoran en promedio 56.8 puntos en 2006 respecto a la competencia en Matemática desarrollada por sus pares en el año 2003 (estos cursos incluyen Cursos Básicos y Formación Profesional Básica en el Consejo de Educación Técnico Profesional). En el caso de Ciclo Básico de Educación Secundaria General correspondiente a educación post-primaria (Ciclo Básico de Secundaria General y Ciclo Básico Tecnológico) la mayor diferencia se observa en el primer grado. Por último, al considerar el primer y segundo año de Bachillerato Diversificado, Bachillerato Tecnológico y Formación Profesional Superior, se observa una diferencia negativa y pequeña en el último grado.

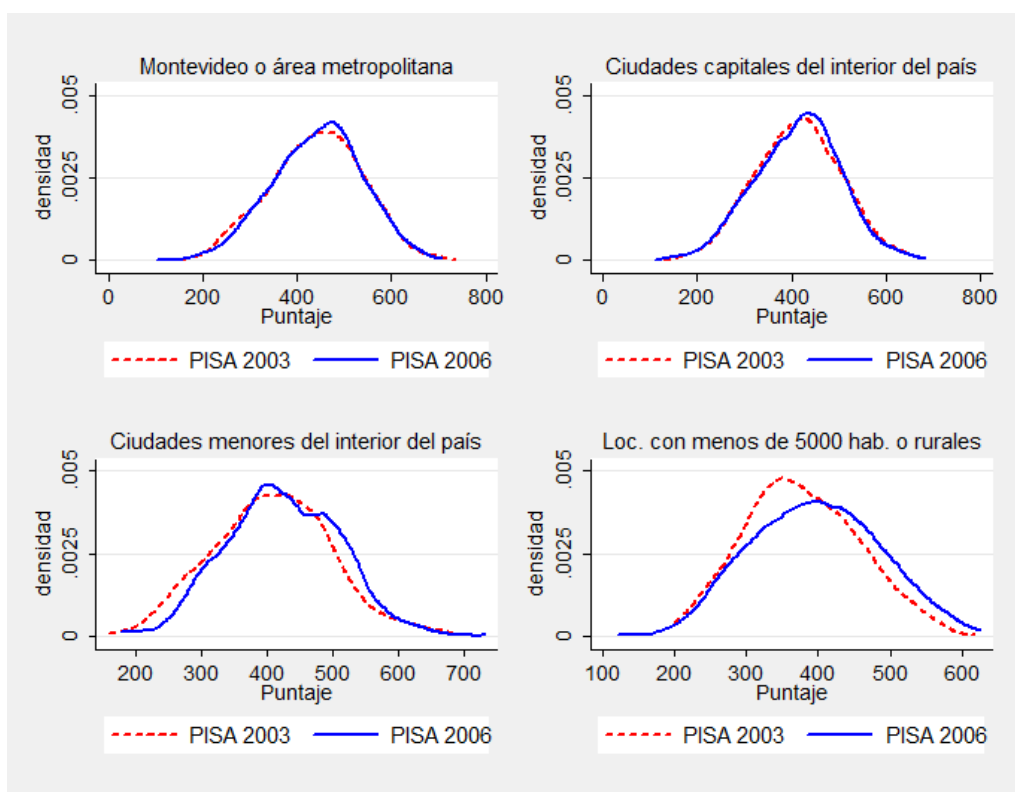
Cabe plantearse si el cambio de los resultados entre ambos años se encuentra asociado a diferencias en variables socioeconómicas, demográficas y/o de género. En este sentido la figura 4 muestra la estimación de las funciones de densidad kernel por género, para el año 2003 y 2006. Este gráfico indica una leve disminución de la brecha por género en el período para los puntajes intermedios de la distribución. Para los puntajes más bajos la brecha presenta un pequeño aumento en el año 2006, mientras que para los puntajes más altos se mantiene.

Figura 4: Diferencia de puntaje promedio PISA Matemática según género



Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE-PISA 2003 y 2006.

Figura 5: Diferencia de puntaje promedio PISA Matemática según tamaño de la localidad



Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE-PISA 2003 y 2006.

Cuando se analiza la distribución de resultados por tamaño de la localidad para ambos años (figura 5) se observa que los mayores cambios corresponden a las Ciudades menores del interior del país y a las Localidades con menos de 5000 habitantes o rurales. Para el primer caso, la distribución parece trasladarse hacia la derecha para los puntajes bajos y medios, lo que indica una mejora en el puntaje para estos grupos en el año 2006. Para las localidades rurales el traslado se produce en la parte media y alta de la distribución. Asimismo, la distribución se vuelve menos empinada, lo que indica un pequeño aumento en la dispersión.

En conclusión, cuando se comparan los puntajes obtenidos por los estudiantes uruguayos entre los años 2003 y 2006 se observan pocos cambios. Sin embargo, al desagregar por tipo de institución y grado destaca la importancia que tiene la mejora en el desempeño de los estudiantes que asisten a los primeros grados y, en particular, en la Educación Técnica. La Educación Media Pública no técnica también presenta una mejora en el puntaje promedio, aunque de menor magnitud que la técnica, mientras que la Educación Privada empeora en el período su puntaje promedio.

El análisis de dispersión indica una disminución en las brechas de puntajes entre los diferentes grupos de la distribución, mientras que el análisis del cambio de puntaje promedio por decil indica que la mejora se produjo principalmente en los deciles más bajos. A su vez, al analizar la evolución según variables socioeconómicas se observa una disminución de la brecha por género para los puntajes intermedios y una mejora en el puntaje para las localidades más pequeñas.

Estos resultados están señalando que la aparente estabilidad en el puntaje promedio obtenido en Matemática en 2003 y 2006 puede estar escondiendo movimientos contrapuestos ocurridos en diferentes variables sociales e institucionales. La existencia de factores que impactan con distinta dirección y magnitud se analizará aplicando metodologías de descomposición, de forma de descomponer el efecto de cada uno de ellos.

4. Metodología e hipótesis de trabajo

4.1. Metodología general

4.1.1. Función de producción

El primer paso para especificar la metodología es definir una función de producción que relacione el resultado en la prueba PISA de cada alumno con un conjunto de variables explicativas (variables socioeconómicas del alumno y su familia así como variables del establecimiento educativo e institucionales). La

función de producción educacional es un modelo que representa simplificada el proceso educativo e intenta explicar el producto como función de variables tanto escolares como ambientales. La historia del análisis de la función de producción educacional comienza con Coleman *et al.* (1966)⁷, trabajo pionero en plantear que los antecedentes familiares y las características de otros alumnos son determinantes básicos de las diferencias en el logro educacional.

Existe cierto consenso entre las investigaciones educacionales sobre el hecho de que los factores que explican los resultados escolares se relacionan con el entorno familiar de los estudiantes, la calidad de la comunidad en que residen y la efectividad de la escuela. El trabajo de Brunner y Elacqua (2003) indica que en los países desarrollados los estudios atribuyen un peso de 80% a la familia y la comunidad, siendo el restante 20% debido a factores de la escuela. En el caso de los países en vías de desarrollo, el porcentaje de la varianza explicada por factores relacionados a la escuela asciende a 40%. La mayoría de las investigaciones sostienen que, después de la familia, los factores que mayor influencia tienen sobre los resultados son los asociados las características de los pares y, finalmente, los factores asociados a los insumos escolares (Méndez y Zerpa, 2009).

En este contexto, la función de producción se puede expresar de la siguiente forma:

$$(1) \quad Y_i^t = X_i^t \beta^t + \varepsilon_i^t$$

donde:

- Y_i^t indica el resultado obtenido por el alumno i , en un determinado centro educativo, en el momento t
- X_i^t representa las características observables a nivel del alumno, del centro educativo o institucionales
- β^t son los coeficientes estimados para las distintas variables de control⁸
- ε_i^t es el término de error⁹, el cual se supone con distribución normal con media cero y desvío σ_{ε}^t , e independiente de las variables exógenas del modelo.

⁷ Citado en Mizala y Romaguera (2000).

⁸ Estos coeficientes son estimados trabajando con los 5 valores plausibles, lo que implica estimar las regresiones cinco veces y luego calcular el promedio de las estimaciones para hallar el valor del estadístico.

⁹ Dado que el diseño muestral de PISA inicialmente está basado en la selección de establecimientos y luego de estudiantes al interior de estos, existe una correlación entre las características observadas y no observadas de los estudiantes al interior de cada centro educativo, razón por lo cual la función de producción contempla componentes de errores compuestos, es decir ε_i^t se compone, por una parte, por un término que refleja un error a nivel del establecimiento y, por otra, por un error asociado a cada estudiante. Dado este diseño, las regresiones realizadas contemplan estimaciones con *clusters* de los estudiantes en los centros seleccionados.

En la estimación de las funciones de producción podría existir sesgo de selección muestral, debido a que el estudio no considera dentro de su universo a quienes desertaron del sistema educativo o aún se encuentran en Primaria. Es decir, la muestra PISA solo representa a los estudiantes de Enseñanza Media y, por tanto, no es representativa de toda la población del grupo de edad de referencia. La corrección de este sesgo de selección podría ser realizada utilizando el método en dos etapas de Heckman (1973), estimando una ecuación de selección en la primera etapa con los datos de la Encuesta de Hogares (Perera y Llambí, 2008; Méndez y Zerpa, 2009), y estimando la función de producción en una segunda etapa incluyendo la corrección por sesgo. Sin embargo, dado que no se presentan en la Encuesta de Hogares variables relativas a factores escolares, para realizar esta estimación deberían omitirse variables exógenas en la ecuación de selección que luego serían incluidas en la estimación de la segunda etapa, lo que no es recomendable (Wooldrige, 2002). En este trabajo, dadas las advertencias anteriores, se opta por no corregir por sesgo de selección muestral.

4.1.2. Variables

A continuación se eligen y justifican las variables que servirán para los análisis estadísticos. Las variables incluidas en el estudio fueron seleccionadas a partir de la literatura nacional e internacional que utiliza la base PISA, así como en los análisis realizados a partir de los resultados de otras pruebas internacionales.

En el cuadro A.1 del Anexo se exhibe un resumen de las variables seleccionadas. Asimismo, en el cuadro A.2 se presentan las principales estadísticas descriptivas para Uruguay y su evolución entre 2003 y 2006, y en los cuadros A.3 y A.4 las estadísticas descriptivas según sector institucional.

En lo que respecta a las características observables de los estudiantes se incluye el **género**, una de las variables más sistemáticamente relacionadas con el rendimiento. A nivel internacional se ha puesto especial atención en el estudio de cómo las diferencias entre género se traducen en desigualdades educativas perjudicando especialmente a las mujeres en las disciplinas, carreras académicas y ocupaciones de más alto estatus e ingresos. En Abbott *et al.* (1990)¹⁰ se indica que las teorías feministas explican estas diferencias en el desempeño educativo por razones culturales, debido a que algunas disciplinas son asociadas al género masculino y otras al género femenino, y los sistemas educativos reproducen estos valores.

¹⁰ Citado en Méndez y Zerpa (2009); Abbott, P., C. Wallace y M. Tyler. (1990). "An introduction to sociology: feminist perspectives". Routledge, 3ra edición, 2005.

La investigación de Summers y Wolfe (1977)¹¹, muestra que el sexo del estudiante afecta el aprendizaje, los hombres tienen en promedio peor rendimiento que las mujeres. Lietz (2006)¹², en un estudio sobre los resultados en 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 OCDE (2009a) 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 Lectura y un mayor interés de los varones por Matemática. Una asociación similar es encontrada por Harmon *et al.* (1997)¹³ y Mullis *et al.* (2000)¹⁴ para TIMSS 1997 y 1999. Asimismo, Paes de Barros *et al.* (2008) al analizar los grupos menos y más aventajados en las oportunidades de rendimientos educativos en Matemática (utilizando la encuesta PISA 2000) concluyen que las mujeres constituyen la mayoría en los grupos en desventaja para Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

En Uruguay los estudios indican que en principio no existiría brecha de género en el último grado de la Educación Primaria, y que ésta aparecería al cabo del tercer año de la Educación Media. Tansini (2008) en un estudio para la Educación Primaria en Uruguay encuentra que el sexo masculino tiene un impacto marginal negativo en los resultados. El trabajo ANEP (2007d) encuentra que las magnitudes de la brecha de género son relativamente pequeñas y no presentan siempre el mismo signo. Existe un patrón de diferencias a favor de las mujeres en los entornos medio a muy desfavorable y otro patrón de diferencias que privilegia a los varones para los entornos más favorables. Sin embargo, solo en el entorno muy favorable la brecha es estadísticamente significativa en contra de las mujeres. Asimismo, 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 Matemática. Este resultado es confirmado por Méndez y Zerpa (2009). Consistentemente con las conclusiones de estos trabajos, el puntaje obtenido por las mujeres en matemáticas en ambas pruebas se ubica por debajo del puntaje promedio (cuadro A.2).

¹¹ Citado en Mizala y Romaguera (2000): Summers, A. y B. Wolfe. (1977). "Do school made a difference? ", American Economic Review.

¹² Citado en Méndez y Zerpa (2009): Lietz, P. (2006). "A meta-analysis of gender differences in reading achievement at the secondary school level". Studies In Educational Evaluation Volume 32, Issue 4, 2006, pp. 317-344.

¹³ Citado en Valenzuela *et al.* (2009b); Harmon M., T. Smith, M. Martin, D. Kelly, A. Beaton, I. Mullis, E. Gonzalez y G. Orpwood. (1997). "Performance assessment in IEA's Third International Mathematics and Science Study (TIMSS)", Chestnut Hill, MA: TIMSS International Study Center, Boston College.

¹⁴ Citado en Valenzuela *et al.* (2009b); Mullis, I., M. Martin, E. Gonzalez, K. Gregory, R. Garden, K. O'Connor, S. Chrostowski y T. Smith. (2000). "Findings from IEA's Repeat of the Third International Mathematics and Science Study at the Eighth Grade", Chestnut Hill, MA: TIMSS International Study Center, Boston College.

Otras dos variables consideradas a nivel de alumno son el **grado** y el **retraso escolar**. Como se observa en el cuadro A.2, el puntaje obtenido en PISA Matemática es mayor para los grados más altos, y la mayor proporción de estudiantes se ubica en el cuarto grado. Destaca el hecho de que en los centros privados el porcentaje de estudiantes en cuarto grado alcanza el 83%, y el porcentaje en el primer año es nulo (cuadro A.4). En cuanto a rezago, en ANEP (2007d) se lo define como el desajuste entre la edad del estudiante y el grado que actualmente cursa, evaluado según la edad que la normativa ha definido para ese grado. En dicho trabajo se encuentra que los estudiantes que repitieron Ciclo Básico y están cursándolo obtuvieron los peores desempeños. Según los datos PISA el porcentaje de estudiantes con retraso se ubica en el entorno al 30% en ambos años (cuadro A.2), siendo este guarismo menor al 10% para los centros privados (cuadro A.4).

Para identificar diferentes aspectos socioeconómicos y culturales del estudiante se incluye el **índice de estatus socioeconómico y cultural** (ISEC) del estudiante calculado por PISA. Según los datos PISA 2003 y 2006 (cuadro A.2), el ISEC disminuye en el período (de -0.35 a -0.51), disminución que se concentra en los centros públicos, ya que en los privados este guarismo tiene un leve incremento (cuadros A.3 y A.4). Como fue mencionado en la sección 2.1, en el período considerado se está en presencia de una importante recuperación económica, lo que aparentemente no sería consistente con la disminución observada en el ISEC¹⁵. Pueden plantearse varias hipótesis que explican este fenómeno. Por un lado, podría estar influido por la evolución de la matrícula en el período, que estaría llevando a un traslado de aquellos estudiantes con mayor nivel socioeconómico desde el sector público al sector privado, ayudando a la reducción promedio del ISEC en los centros públicos. Asimismo, entre los años 2003 y 2006 se produce un aumento en la tasa de cobertura de la Educación Media, debido particularmente al incremento en la asistencia en las localidades más pequeñas. Este fenómeno significa retener en los centros educativos a un segmento de la población estudiantil que antes abandonaba la educación a una edad más temprana (ANEP, 2007d). A su vez, generalmente quienes son retenidos presentan algún rezago escolar, tienen menores competencias y presentan indicadores socioeconómicos desfavorables, por lo que este hecho también podría explicar la evolución del ISEC en el período. Una última explicación refiere a la fuerte emigración sufrida por el país en esos años, protagonizada por los sectores socioeconómicos medios y medios-altos, factor que también podría estar influyendo en la evolución del ISEC.

El índice se construye a partir de tres variables relacionadas al contexto familiar: máximo nivel educativo de los padres, máximo estatus ocupacional de los padres y posesiones del hogar. Los trabajos de Berger y

¹⁵ Un resultado similar se presenta en ANEP (2007d) considerando el entorno sociocultural del centro de estudios. En dicho trabajo se concluye que entre 2003 y 2006 se produce un corrimiento en los entornos socioculturales, duplicándose el porcentaje de estudiantes que asisten a un centro educativo de entorno muy desfavorable.

Toma (1994), Deller y Rudnicki (1993), Hanushek y Taylor (1990), Summers y Wolfe (1977)¹⁶, encuentran 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, Jayachandran (2002) encuentra que los efectos de la educación de los padres parecen tener sesgos por género, siendo el efecto de la educación del padre mayor sobre el hijo varón y el efecto de la educación de la madre sobre la hija.

Para Uruguay, Tansini (2008) encuentra que el hecho de que la madre tenga más de nueve años de educación impacta 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 Matemática, asimismo para esta última competencia que el padre haya completado el Ciclo Básico así como la Educación Media también es significativo. Méndez y Zerpa (2009) encuentran que cuanto más alto es el nivel educativo alcanzado por la madre, mayor es el puntaje obtenido en PISA 2006. Las diferencias más marcadas se observan entre los estudiantes cuyas madres completaron Secundaria y el resto de los estudiantes.

Por otra parte, Llambí y Perera (2008) encuentran que máximo estatus ocupacional de los padres es significativo y tiene un impacto importante en los aprendizajes de Lectura y Ciencias, y en menor medida en Matemática. Por su parte, en el informe PISA 2006 para Uruguay (ANEP, 2007d), donde primero se controla por el entorno del centro educativo, se observa que para entornos muy desfavorables los estudiantes provenientes de hogares con más alto estatus ocupacional obtienen mejores resultados que los provenientes de hogares con más bajo estatus.

El tercer componente del ISEC es el índice de posesiones del hogar, el cual incluye medidas de riqueza del hogar, el índice de posesiones culturales y el índice de recursos educativos, incluido el número de libros en el hogar.

Las medidas de riqueza consideran la posesión de diferentes comodidades en el hogar, como dormitorio, Internet o televisión, mientras que el índice de posesiones culturales de la familia considera la existencia en el hogar de literatura clásica, libros de poesía y obras de arte. El índice de recursos educativos del

¹⁶ Citados en Mizala y Romaguera (2000):

Berger M. y E. Toma. (1994). "Variation in State Education Policies and Effects on Student Performance", *Journal of Policy and Management*, Vol. 13, N°3, 477-491.

Deller, S. y R. Rudnicki. (1993). "Production Efficiency in Elementary Education: The Case of Maine Public School", *Economics of Education Review*, Vol. 12, N°1.

Hanushek, E. y L. Taylor L. (1990). "Alternative Assessments of the Performance of Schools. Measurement of State variations in Achievement", *The Journal of Human Resources*, Vol. 25, N°2.

hogar, por su parte, considera la posesión de distintos elementos relacionados con la educación: escritorio, lugar tranquilo para estudiar, computadora, software educativo, calculadora, libros de estudio y diccionario. Es de destacar que la inclusión de indicadores sobre las comodidades del hogar, como ser la tenencia de escritorio o un lugar tranquilo para estudiar, es vital en países como Uruguay, donde al año 2004 el 6% de la población vive en asentamientos irregulares¹⁷ (si se considera únicamente Montevideo esta cifra aumenta a 11.5%). La gravedad del problema aumenta por tratarse de una población mayoritariamente joven. Según datos de la CEPAL para 1998, entre los habitantes de asentamientos el 48% son menores de 17 años (PNUD, 2001). Debido a la importancia de estas cifras se considera relevante incluir la posibilidad de que el rendimiento del alumno esté altamente afectado por las condiciones de la vivienda.

Por otra parte, la importancia de considerar la tenencia de computadora en el hogar dentro del índice se justifica para Uruguay en el trabajo realizado por Chouy y Noboa (2008), quienes encuentran que las tecnologías de información (TICs) son muy relevantes para el desempeño educativo. Los autores encuentran un crecimiento en el acceso a PC en el hogar y su uso cotidiano entre 2003 y 2006 por parte de los estudiantes de 15 años de Educación Media, atenuándose las diferencias según área geográfica y nivel socioeconómico y cultural. Sin embargo, los autores encuentran que los efectos de las TICs sobre los desempeños no son claros.

Finalmente, el número de libros en el hogar se utiliza generalmente como *proxy* del capital cultural, principalmente porque en muchas estimaciones internacionales la cantidad de libros es el predictor más importante del rendimiento educativo. La literatura sociológica sugiere que los libros en el hogar son una aproximación poderosa para el contexto educativo, social y económico de las familias de los estudiantes. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que este hecho no significa que la existencia de libros en el hogar se relacione de forma causal con los logros educativos, y proveer mayor cantidad de libros pueda aumentar el rendimiento educativo. La cantidad de libros en el hogar varía según la educación de los padres y los recursos de hogar, los que presumiblemente tengan una relación causal con el desempeño educativo (Hanushek y Woessmann, 2010).

En cuanto a las características observables a nivel del establecimiento se incluye el **efecto par**, medido como el promedio del ISEC de los alumnos del mismo centro educativo. Este efecto corresponde a

¹⁷ El Programa de Asentamientos Irregulares del Ministerio de vivienda y obras públicas de Uruguay (INE, 2006) define los asentamientos irregulares como “*Agrupamiento de más de 10 viviendas, ubicados en terrenos públicos o privados, construidos sin autorización del propietario en condiciones formalmente irregulares, sin respetar la normativa urbanística. A este agrupamiento de viviendas se le suman carencias de todos o algunos servicios de infraestructura urbana básica en la inmensa mayoría de los casos, donde frecuentemente se agregan también carencias o serias dificultades de acceso a servicios sociales*”.

influencia mutua de los estudiantes más o menos avanzados, y disminuye sus efectos cuánto más segregado el sistema, lo que genera un rendimiento general menor. En este sentido, el efecto par indica que, todo lo demás constante, el rendimiento de un estudiante, depende del nivel socioeconómico de sus compañeros de curso (Epple y Romano, 1998). Siguiendo a Manski (1993)¹⁸ sus efectos se pueden dividir en tres. El primero es el llamado efecto de contexto, el que aparecen cuando el desempeño de un alumno se ve afectado por las características de sus compañeros de clase (por ejemplo edad, sexo, características de los padres). El segundo efecto es el llamado endógeno: las acciones o decisiones de un individuo se ven afectadas por las acciones de las otras personas. Esto implica que el rendimiento de un alumno depende del rendimiento promedio de sus compañeros, independientemente de las características de éstos. El tercero es el efecto correlacionado: los individuos en un grupo se comportan de manera similar porque enfrentan un ambiente similar o porque sus características individuales son similares. Por ejemplo, los alumnos de un determinado colegio se comportan similarmente porque son educados por un mismo profesor o porque sus padres comparten una característica común que los llevó a matricularlos en un determinado colegio.

Mizala y Romaguera (2002) plantean que el impacto del efecto par sobre el rendimiento educativo no es claro. Una hipótesis es que quienes tienen bajo rendimiento obtienen una mejoría si están en un ambiente en el que sus pares tienen mayor conocimiento. La hipótesis opuesta es que la enseñanza es más fácil si la población estudiantil es homogénea, de forma que quienes tienen bajo rendimiento se benefician en un grupo con pares similares. Hanushek (2005), por su parte, señala que el análisis del efecto par presenta dificultades para identificar 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. McEwan (2001) plantea que el efecto par puede estar midiendo aspectos no observables de los individuos. Por ejemplo, padres extremadamente motivados buscarán mejores grupos de pares para sus hijos. Esto puede generar una sobrestimación del efecto par, dado que captura aspectos individuales o del contexto familiar.

En Llambí y Perera (2008) el efecto par medido con el ISEC resulta con un impacto de magnitud significativa sobre los aprendizajes de los alumnos en las tres competencias evaluadas; con un efecto particularmente importante sobre Matemática. Un resultado similar se encuentra en Méndez y Zerpa (2009).

¹⁸ Citado en Agüero y Cueto (2004): Manski, C. (1993). "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *Review of Economic Studies*, LX, 531–542.

Para considerar aspectos relacionados a los recursos del establecimiento se considera el **tamaño del colegio**. Según los datos de PISA el tamaño promedio del colegio disminuye en casi 100 alumnos entre 2003 y 2006 (cuadro A.2), fenómeno concentrado en los colegios públicos (cuadro A.3). Sin embargo, debido a la corta duración del período de estudio es razonable pensar que este resultado se explica principalmente por cambios en el diseño muestral y en la tasa de asistencia de las localidades más pequeñas. En cuanto a la relación entre el tamaño del centro y el desempeño, Deller y Rudnicki (1993)¹⁹ encuentran que escuelas de mayor tamaño tienen menor rendimiento que escuelas con menos alumnos. Sin embargo, Mizala y Romaguera (2000) encuentran para Chile que el tamaño del colegio tiene un efecto positivo sobre el puntaje de las pruebas, y 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.

Se incluye además la **cantidad de alumnos promedio por profesor**, variable que, según los datos PISA, disminuye entre 2003 y 2006 (cuadro A.2) tanto para los centros públicos como privados (cuadros A.3 y A.4). Los resultados encontrados a nivel internacional sobre los efectos de esta variable sobre el rendimiento escolar son heterogéneos, probablemente por problemas de endogeneidad (Hanushek y Woessmann, 2010). Para Hanushek y Luque (2001)²⁰ el efecto del tamaño de la clase parece mostrar diferentes patrones dependiendo de las edades y los grados al que asisten los estudiantes. Krueger (1997)²¹ encuentra que alumnos que asisten a cursos pequeños obtienen mejores resultados en pruebas estandarizadas. Sin embargo, Summers y Wolfe (1977)²² 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. Mizala y Romaguera (2000) encuentran para Chile que la tasa alumno-profesor tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo, es decir, a mayor número de estudiantes por profesor, peor es el rendimiento de los estudiantes.

Llambí y Perera (2008) estiman el efecto del ratio estudiantes/profesor para Uruguay, encontrando un efecto significativo del tamaño de grupo en las competencias de Lectura y Ciencias. Sin embargo, en ANEP (2007d) se concluye que el ratio estudiantes/profesores no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre los resultados en Ciencias. En Méndez y Zerpa (2009) se encuentra que el tamaño de la clase promedio tiene un efecto positivo, pero el efecto de esta variable al cuadrado es negativo. Esto

¹⁹ Citado en Mizala y Romaguera (2000).

²⁰ Citado en Méndez y Zerpa (2009): Hanushek, A. y J. Luque. (2001). "Efficiency and equity in schools around the world", *Economics of Education Review* 22, 481-502.

²¹ Citado en Mizala y Romaguera (2000): Krueger, A. (1997). "Experimental estimates of education production functions", NBER Working Paper N° 6051.

²² Citado en Mizala y Romaguera (2000).

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.

Se incluyen además tres indicadores relacionados con la calidad de los recursos educativos, especialmente asociados a la calidad de los docentes, disponibles a nivel de la escuela: la **escasez de materiales educativos**, la **escasez profesores de Matemática calificados**, y el **porcentaje de profesores titulados**. En este sentido, los beneficios de la educación para el estudiante pueden depender de la calidad de la educación impartida en la escuela. Orazem y Gunnarson (2004) argumentan que la calidad de la escuela actúa a través del incremento esperado en capital humano por año adicional de educación.

Según los datos del cuadro A.2, tanto la escasez de materiales educativos como la escasez de profesores de Matemática muestran una leve disminución en el período, comportamiento que se presenta en ambos tipos de colegios (cuadros A.3 y A.4). Ambas variables tienden a estar negativamente asociadas con el rendimiento escolar. En este sentido Fuller y Clarke (1994)²³ encuentran que, en el caso de los países en desarrollo, existe fuerte evidencia de que hay insumos del proceso de producción educacional que pueden ser modificados para mejorar los resultados, entre ellos la disponibilidad de textos y material de lectura. Asimismo, Hanushek (1995)²⁴ encuentra que entre los insumos más importantes en términos del desempeño de los alumnos, están la infraestructura y los recursos con que cuenta el establecimiento. También Harbison y Hanushek (1992)²⁵, en su estudio sobre Brasil, reportan que la infraestructura y los materiales de aprendizaje de la escuela están positivamente correlacionados con el desempeño de los alumnos, variables tales como servicios básicos y características de las salas de clases influyen en forma significativa en el logro escolar.

Por otra parte, los datos PISA indican que el porcentaje de profesores titulados tiene leve incremento en el período, concentrado únicamente en los centros públicos (cuadro A.2). Según la evidencia encontrada por Hanushek y Luque (2001)²⁶ 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. Sin embargo, los autores señalan que hay que tener precaución al comparar el impacto de esta variable entre países, ya que el tener un título universitario será más importante en un país donde una minoría de los

²³ Citado en Mizala y Romaguera (2000): Fuller, B. y P. Clarke. (1994). "Raising schools effects while ignoring culture. Local conditions and the influence of classroom, tools, rules and pedagogy", *Review of Educational Research*, vol 64, N°1.

²⁴ Citado en Mizala y Romaguera (2000): Hanushek, E. (1995). "Interpreting recent research on schooling in developing countries", *The World Bank Research Observer*, vol 10, N°2, 227-246.

²⁵ Citado en Mizala y Romaguera (2000): Harbison R. y E. Hanushek. (1992). "Educational Performance of the Poor: Lesson from Rural Northeast Brazil", *World Bank Oxford University Press*.

²⁶ Citado en Méndez y Zerpa (2009).

docentes completa la universidad que en un país donde todos los profesores tienen títulos universitarios. Los resultados a los que llega el trabajo 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)²⁷ utilizando un modelo de valor agregado, encuentran que el hecho de que los profesores posean títulos de maestría impacta negativamente en los resultados; lo que se confirma también en Summers y Wolfe (1977)²⁸, quienes encuentran que la educación de los profesores así como su experiencia no parece estar positivamente correlacionada con los resultados educativos.

Llambí y Perera (2008) encuentran que la proporción de docentes titulados para Uruguay es una variable significativamente positiva para todas las estimaciones realizadas y en las tres competencias evaluadas por PISA. 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 Méndez y Zerpa (2009) se confirma este resultado. Por su parte, en ANEP (2000)²⁹ se encuentra que aquellos profesores con un menor nivel de formación específica para la actividad docente están ligados a resultados deficitarios en términos relativos.

Se agregan variables *dummies* para el **tamaño de la localidad** donde se ubica el centro educativo: Montevideo y área metropolitana, ciudades capitales del interior del país, ciudades menores del interior del país y localidades rurales. Según los datos PISA Matemática (cuadro A.2) los mayores puntajes se observan en la capital del país, y disminuyen a medida que el centro educativo se ubica en una localidad de menor tamaño. Asimismo, casi el 50% de los centros se encuentran en Montevideo y área metropolitana. Este porcentaje disminuye al 40% cuando se consideran únicamente los centros públicos (cuadro A.3), y aumenta a un 80% para los privados (cuadro A.4). La presencia de estos últimos en las ciudades de menor tamaño es prácticamente nula.

En ANEP (2007d) 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 relativamente mejor que el observado en las ciudades mayores o en el área metropolitana. Por último, en las capitales del interior se observan los puntajes promedio más elevados. En Méndez y Zerpa (2009), por su parte, se encuentra que los

²⁷ Citado en Mizala y Romaguera (2000).

²⁸ Citado en Mizala y Romaguera (2000).

²⁹ Citado en Méndez y Zerpa (2009): 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.

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 éstas, las áreas rurales presentan resultados significativamente mayores en ciencias y lectura.

Entre las variables institucionales, un aspecto que influye en el rendimiento de los estudiantes según la literatura es la **selectividad académica** o *tracking*, que refiere a la ubicación de los estudiantes entre diferentes tipos de centros según criterios académicos de selección aplicados por la institución. Desde el punto de vista teórico los efectos de la selección son diferentes, dependiendo de la naturaleza del efecto par asumido, las clases más homogéneas pueden contribuir a mejores aprendizaje para todos los estudiantes, o los grupos más débiles pueden tener una desventaja sistemática si son apartados (Hanushek y Woessmann, 2010). Hanushek y Woessmann (2006)³⁰ encuentran que el *tracking* aplicado a edades tempranas aumenta la desigualdad en el rendimiento de los estudiantes. Sin embargo, existe poca evidencia de que este *tracking* temprano aumente el nivel total de desempeño. Según los datos PISA solo 7% de los colegios públicos aplican algún criterio de selectividad (cuadro A.3). En los colegios privados el porcentaje es muy superior, aunque disminuye en el período del 34% en 2003 al 20% en 2006 (cuadro A.4). El puntaje promedio obtenido es superior para aquellos colegios que aplican algún criterio de selectividad, aunque la brecha disminuye en el período respecto a aquellos que no aplican estos mecanismos (cuadro A.2).

Por último, se construyen *dummies* para cada **tipo de institución**, identificando si se trata de una institución que pertenece a Secundaria Pública (incluyendo Liceo Militar, escuelas rurales y Secundaria Técnica) o Secundaria Privada. Los datos de PISA Matemática para Uruguay indican que los centros privados obtienen un mayor puntaje que los públicos en ambos años, aunque la brecha disminuye en el período (cuadro A.2). A su vez, hay una leve disminución en el porcentaje de centros públicos y un aumento en los privados, lo que refleja el cambio en la matrícula del período.

Los estudios que estiman una sola función de producción controlando por sector institucional, encuentran en general efectos positivos del sector privado. Sin embargo, 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. En Méndez y Zerpa (2009) se

³⁰ Citado en Hanushek y Woessmann (2010): Hanushek, E. y L. (2006). "Does educational tracking affect performance and inequality? Differences-in-differences evidence across countries", *Economic Journal* 116, no. 510 (March): C63-C76.

encuentra que 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 se debe al efecto del control previo por variables de contexto e institucionales. En Fernández y Bentancur (2008) se encuentra que existe una fuerte segmentación académica entre Secundaria General Pública, Técnica y Privada, la tendencia revela que la Enseñanza Secundaria Pública y Privada tiene un deterioro pronunciado superior a la Técnica. Asimismo, se afirma que la segmentación académica refleja una fuerte segmentación social, por lo cual los centros educativos reúnen poblaciones estudiantiles homogéneas en relación al capital cultural y económico.

4.1.3. Metodología de imputación

Debido al alto porcentaje de datos faltantes en la encuesta PISA³¹, debe optarse por una forma de tratamiento de estas observaciones. Ammermüller (2004) afirma que comúnmente se elimina la observación (el estudiante) de la regresión cuando falta algún valor de alguna variable explicativa. Esto lleva a una gran reducción del número de observaciones que pueden utilizarse en las estimaciones³². Asimismo, lleva a un sesgo de selección en la muestra si los valores no resultan aleatoriamente faltantes. Por lo tanto, borrar observaciones con valores faltantes puede llevar a un sesgo hacia arriba en los resultados de las pruebas.

La aproximación llevada a cabo por Ammermüller (2004) consiste en predecir los valores faltantes sobre la base de regresiones en aquellas variables como edad, sexo y grado del estudiante, que están disponibles para todos los estudiantes. Luego se utilizan modelos lineales para las variables continuas y modelos probit y probit ordenados para las variables cualitativas. Los estudiantes que no responden estas preguntas elementales o que no completan las pruebas son excluidos de estas regresiones, así como aquellos con más de 10 datos faltantes.

De forma similar, en el trabajo de Fuchs y Woessmann (2004) se lleva a cabo la imputación de valores faltantes de las variables explicativas usando un conjunto de variables fundamentales que están disponibles para todos los estudiantes. El método consiste también en la estimación para las variables discretas usando un modelo probit ordenado y para las variables dicotómicas un modelo probit. Para las

³¹ En ambas pruebas los datos faltantes se concentran en las variables a nivel del centro educativo, con un máximo de 4% de faltantes para el año 2003 en la variable Porcentaje de profesores titulados y un máximo de 3.8% de faltantes para el año 2006 en la variable Escasez de profesores de Matemática.

³² En particular, si se realizaran las estimaciones sin corregir por datos faltantes, se perderían 461 observaciones en la muestra 2003 y 377 en la muestra 2006, cerca del 8% en ambos casos.

variables discretas se imputa el dato faltante con el valor predicho. Mientras que para las variables dicotómicas y ordinales se imputa la categoría con mayor probabilidad.

Ammermüller (2004) asegura que la predicción de datos faltantes sobre la base de regresiones no es una solución impecable. La variación de las variables disminuye, reduciéndose el error estándar. Sin embargo, los valores imputados varían y la información de los valores no imputados de las observaciones no se pierde.

Siguiendo a Valenzuela *et al.* (2009a), el método aplicado en el presente trabajo consiste en la imputación del valor de la mediana de un subgrupo similar, es decir, con similares valores en las distintas variables de control, de tal forma que las observaciones con datos imputados pertenezcan a subgrupos relativamente homogéneos. Los grupos de controles para definir los subgrupos se van reduciendo de forma de alcanzar progresivamente la imputación para todas las observaciones con datos faltantes³³.

4.2. Hipótesis orientadoras

Como ya fue mencionado, el objetivo del presente trabajo es analizar la situación de Uruguay en materia de educación, identificando los factores que explican las diferencias en los resultados obtenidos por los estudiantes en PISA 2003 y 2006. En particular, se busca identificar si es que a pesar del bajo incremento de 4.6 puntos en el promedio general, existen factores que están incidiendo positiva y negativamente en la evolución de estos resultados, de tal forma de identificar desafíos de políticas para el mejoramiento sostenido de los resultados del país.

En este sentido, se busca determinar si existen diferencias significativas en la distribución de resultados de ambas pruebas, identificar los factores que determinan los cambios en los resultados y analizar si la incidencia de estos factores varía de un año al otro.

En el capítulo 3 se pudo obtener algunos resultados preliminares que permiten plantear las primeras hipótesis orientadoras del estudio. Se encuentra que el cambio en los resultados obtenidos por los estudiantes en la prueba PISA 2003 y 2006 no es muy significativo. Sin embargo, al analizar en detalle algunas variables sociales e institucionales se puede apreciar que existieron movimientos internos en este resultado.

³³ La efectividad del método, testeado como el porcentaje de aciertos entre la variable observada y la variable imputada por cada iteración, se ubica en 60%, lo cual supera las metodologías indicadas previamente.

En primer lugar, los factores institucionales parecen estar marcando una diferencia en cuanto a los resultados obtenidos. En este contexto se sustenta la primera hipótesis orientadora, que sostiene que los resultados obtenidos en la prueba y las diferencias en ambos años se deben a aspectos institucionales³⁴.

En segundo lugar, se pudo detectar diferencias según factores relativos al estudiante y al centro educativo. En este sentido, la segunda hipótesis orientadora plantea que la diferencia de resultados también se debe a cambios en aspectos socioeconómicos en el período, relacionado a variables a nivel de estudiante y a las características del centro educativo en el que estudia.

Por último, se considera otra razón para los cambios en los resultados de las pruebas, y es el poder explicativo de cada una de las características del estudiante y el centro educativo. Es decir, el efecto del retorno de las características sobre los resultados.

4.3. Metodología de Descomposición

La estrategia metodológica aplicada en este trabajo consiste en distintas técnicas de descomposición de diferencias de resultados: Oaxaca (1973) y Blinder (1973), Juhn *et al.* (1993) y Bourguignon *et al.* (1998).

Las dos primeras metodologías fueron aplicadas en los trabajos de Valenzuela *et al.* (2009b) y Bellei *et al.* (2009) para identificar factores que explican las diferencias de resultados obtenidos por los estudiantes chilenos en Matemática y Lengua en la prueba PISA 2006, respecto de los obtenidos por los estudiantes de Polonia, España y Uruguay. Asimismo, en Valenzuela *et al.* (2009a) se aplica, además, la metodología de microsimulaciones para identificar los factores explicativos del mejoramiento de resultados PISA Lectura de los alumnos chilenos de 15 años entre 2001 y 2006, e identificar factores que contribuyen a explicar el aumento de la desigualdad en dichos resultados. Estas fuentes constituyen la principal referencia metodológica utilizada en el presente trabajo.

Estas técnicas crecientemente complejas permiten atribuir las diferencias de resultados observados a varias fuentes: características de las poblaciones evaluadas; diferencias en los efectos de dichas

³⁴ Para que la elección del tipo de escuela sea una pregunta válida de análisis, es decir, se pueda considerar como uno de los determinantes del resultado obtenido por los estudiantes en la prueba, ésta tiene que tener un tamaño muestral significativo. En este sentido, si se inspecciona por tipo de institución la distribución de la muestra (cuadro A.2) se observa que en ambos años los dos tipos de instituciones tienen un tamaño muestral que pueden permitir la elaboración de estimaciones. No ocurre lo mismo con Secundaria Técnica, por lo que no pudo ser posible realizar el análisis por tres tipos de sectores institucionales, y se optó por agregar en Secundaria Pública el sector técnico y no técnico.

características sobre los resultados escolares, diferencias en las decisiones de elección del tipo de establecimientos al que asisten los alumnos, y diferencias en factores no observables. Adicionalmente, mediante las técnicas de descomposición se estima el efecto diferencial de cada una de las variables analizadas y los efectos agregados según deciles de resultados PISA.

4.3.1. Descomposición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973)

El método de descomposición propuesto por Oaxaca (1973) y Blinder (1973) permite descomponer el efecto de los diferenciales de resultados entre dos grupos de individuos o entre dos años considerados. En esta metodología la descomposición se realiza en tres efectos, uno de ellos se corresponde con los diferentes resultados que pueden percibir los individuos pertenecientes a un mismo grupo, como consecuencia de las diferentes características que poseen: *efecto características*. El segundo efecto se corresponde con la diferencia en la eficiencia en el uso de estas características entre los grupos (*efecto retorno*). Y, por último, el *efecto interacción* capta el efecto combinado de las diferencias de características y retorno.

Esta metodología fue originalmente desarrollada en estudios de economía laboral, aunque recientemente ha sido aplicada a diferencias de resultados medidos por test de aprendizajes como en los trabajos de Ammermüller (2004), McEwan y Marshall (2004) y Sakellariou (2008)³⁵.

Dados los dos años considerados: 2006 y 2003 (sean t y t'), una variable de resultados promedio en Matemática (Y) y un conjunto de variables explicativas, la técnica de Oaxaca-Blinder permite estimar cuánto de la diferencia en las medias de resultados es explicado por diferencias en las variables explicativas de cada año.

$$(2) \quad R = E(Y_t) - E(Y_{t'})$$

donde $E(Y)$ indica el valor esperado de los resultados en Matemática en PISA en un año particular.

Considerando el modelo de regresión lineal, esta ecuación puede ser expresada de la siguiente forma:

$$(3) \quad Y_t = X_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad E(\varepsilon_t) = 0 \quad t \in [2003, 2006]$$

donde X es un vector que contiene las variables explicativas (controles que afectan la producción de resultados educativos a nivel del estudiante, la familia y el centro educativo) y una constante, β_t contiene

³⁵ Citado en Valenzuela *et al.* (2009b); Sakellariou, C. (2008). "Peer effects and the indigenous / non indigenous early test-score gap in Peru", *Education Economics*, 16, 4. Oxford, Reino Unido: Taylor & Francis.

los parámetros de la pendiente y el intercepto, y ε_t es un término de error. La diferencia de medias en los resultados de ambos años puede ser expresada como la diferencia en la predicción lineal de las medias entre los grupos específicos de los regresores. Esto es:

$$(4) \quad R = E(Y_t) - E(Y_{t'}) = E(X_t)' \beta_t - E(X_{t'})' \beta_{t'}$$

Dado que:

$$E(Y_t) = E(X_t' \beta_t + \varepsilon_t) = E(X_t' \beta_t) + E(\varepsilon_t) = E(X_t)' \beta_t$$

Con $E(\beta_t) = \beta_t$ y $E(\varepsilon_t) = 0$, entonces, para identificar la contribución de las diferencias en los regresores entre ambos años, se puede modificar la ecuación 2 como sigue:

$$(5) \quad R = [E(X_t) - E(X_{t'})]' \beta_{t'} + E(X_{t'})' (\beta_t - \beta_{t'}) + [E(X_t) - E(X_{t'})]' (\beta_t - \beta_{t'})$$

De esta forma, la diferencia de medias en los resultados de ambos años se divide en tres componentes. El primer término corresponde a la contribución de las diferencias en los regresores entre los dos años (efecto características). El segundo término mide la contribución de la diferencia en los coeficientes incluida la constante (efecto retorno). El último término, por su parte, es un término de interacción que da cuenta del hecho de que las diferencias en las características y en los coeficientes existen simultáneamente entre los dos grupos.

Esta descomposición está formulada desde el punto de vista del año 2003 (t'). Esto es, las diferencias en los regresores entre años se miden con el coeficiente del año 2003 para determinar el efecto características. En otras palabras, el componente de efecto características mide el cambio esperado en el resultado medio del año 2003, si en el año 2003 se tuvieran los niveles de los regresores del año 2006. De forma similar, para el componente de efecto retorno, la diferencia en los coeficientes se mide con los niveles de los regresores del año 2003. Esto es, el efecto retorno mide el cambio esperado en el resultado medio del año 2003, si en el año 2003 se tuvieran los coeficientes del año 2006. Claramente cada uno de estos efectos puede expresarse análogamente desde el punto de vista del año 2006.

Sean $\hat{\beta}_{t'}$ y $\hat{\beta}_t$ los estimadores por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de $\beta_{t'}$ y β_t , obtenidos separadamente para las dos muestras. Entonces, utilizando $\bar{X}_{t'}$ y \bar{X}_t como los estimadores de $E(X_{t'})$ y $E(X_t)$ la descomposición de la ecuación 5 puede expresarse como:

$$(6) \quad \hat{R} = \bar{Y}_t - \bar{Y}_{t'} = [\bar{X}_t - \bar{X}_{t'}]' \hat{\beta}_{t'} + \bar{X}_{t'}' (\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t'}) + [\bar{X}_t - \bar{X}_{t'}]' (\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t'})$$

En esta ecuación, \bar{Y} refleja el promedio de puntaje obtenido en Matemática para cada año de la prueba PISA. El primer término de la ecuación 6 corresponde al efecto de las medias de las variables de control, que son las variables explicativas incorporadas en la función de producción (ecuación 1), es decir, variables a nivel del estudiante, del centro educativo y variables a nivel institucional. El segundo término de la ecuación 6 corresponde al efecto de las diferencias de los coeficientes asociados a estas variables observadas, es decir la productividad o efectividad de estos factores. Por último, el tercer término refleja la interacción de ambos efectos.

A pesar de la extensa literatura en la que se utiliza esta técnica, la misma adolece de múltiples limitaciones. Varios autores han señalado que el enfoque de descomposición propuesto por Oaxaca-Blinder tiene limitaciones informativas en la medida que solo da cuenta del promedio de las diferencias de resultados y no de toda la distribución de dichas diferencias, es decir, no considera los efectos diferenciados a través de la distribución de resultados y tampoco analiza el efecto de los factores no observados en las diferencias (Dolton y Makepeace, 1987; Munrore, 1988)³⁶.

Otra limitación es que refiere solo al análisis de modelos lineales, y plantea problemas de identificación si se intenta calcular el aporte de variables individuales en presencia de grupos de *dummies* (Oaxaca y Ransom, 1999). En este sentido, la decisión de elección de tipo de colegio solo puede ser controlada por variables *dummies* que informan sobre la diferencia de porcentajes entre estudiantes que asisten a colegios públicos o privados, y el diferencial de coeficientes asociado a cada tipo, sin considerar diferencias en la tecnología de producción ni en la eficiencia de uso en cada tipo de institución.

4.3.2. Descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (1993)

Juhn *et al.* (1993) generalizan el enfoque de Oaxaca-Blinder (1973), desarrollando una metodología que permite descomponer los cambios en la distribución de los resultados, y ver su efecto en las diversas partes de la distribución. Así, mientras que la descomposición Oaxaca-Blinder permite observar los efectos de los cambios en retornos y características en la media de la distribución, Juhn *et al.* presentan un mecanismo que generaliza dicho enfoque para habilitar la descomposición de los cambios a lo largo de toda la distribución.

³⁶ Citados en Ñopo (2004); Dolton, P. y G. Makepeace. (1987). "Marital Status, Child Rearing and Earnings Differentials in the Graduate Labour Market", *Economic Journal*, 97, 897-922.

La metodología propuesta parte de visualizar el residuo ε_{it} en función de dos elementos: el percentil que ocupa el individuo i en el momento t en la distribución del residuo, θ_{it} , y la función de distribución de los residuos de los resultados en t , $F_t(\cdot)$. Luego, por definición se tiene que:

$$(7) \quad \varepsilon_{it} = F_t^{-1} \left[\frac{\theta_{it}}{X_{it}} \right]$$

De esta forma, es posible estimar la distribución de los resultados para cada año separando los efectos provenientes de cambios en las características observables, sus retornos y los residuos, para lo que se realizan diversas estimaciones de resultados para cada año. Una primera estimación corresponde a la forma regular para cada año:

$$(8) \quad R_{it}^{(1)} = \beta_t X_{it} + F_t^{-1} \left[\frac{\theta_{it}}{X_{it}} \right]$$

Una segunda estimación corresponde a la estimación de resultados de un año t (2003 o 2006), considerando los retornos y residuos del otro año t' (2006 o 2003 respectivamente).

$$(9) \quad R_{it}^{(2)} = \beta_{t'} X_{it} + F_{t'}^{-1} \left[\frac{\theta_{it}}{X_{it}} \right]$$

Con esta expresión es posible estimar los resultados hipotéticos que se registrarían en t , dadas las características que los individuos presentan en ese año, pero fijando los retornos y la distribución de residuos en el valor del otro año. Por lo tanto, permite ver cómo hubiese cambiado la distribución de resultados como consecuencia de los cambios en las características, si los retornos y los factores no observables se mantuvieran constantes.

Por último, se puede estimar de la forma regular para cada año pero únicamente considerando los residuos del otro año. Esta distribución hipotética resulta de estimar los resultados a partir de las características observables y el vector de retornos estimado para el año t , pero imputando el residuo según la posición que ocupa en la distribución de los residuos en el año t' .

$$(10) \quad R_{it}^{(3)} = \beta_t X_{it} + F_{t'}^{-1} \left[\frac{\theta_{it}}{X_{it}} \right]$$

Este método permite descomponer los cambios en la desigualdad de los resultados en tres componentes. El primero de ellos, consecuencia del cambio en la distribución de las características, *efecto características*, corresponde a: $R_{it}^{(2)} - R_{it}^{(1)}$.

El segundo, originado en las variaciones de la eficiencia en el uso de los factores entre años (*efecto retorno*), corresponde a: $R_{it'}^{(2)} - R_{it'}^{(1)}$.

Finalmente, la *interacción* de ambos componentes: $(R_{it}^{(1)} - R_{it}^{(2)}) - (R_{it'}^{(2)} - R_{it'}^{(1)})$. Como remanente se obtiene un *efecto residual* que mide las alteraciones en la desigualdad no explicadas por estos otros tres factores: $R_{it'}^{(3)} - R_{it'}^{(1)}$.

4.3.3. Descomposición de Bourguignon, Fournier y Gurgand (1998)

Otros autores generalizan el método de microsimulaciones, habilitando su utilización para comprender la evolución de la distribución total de resultados. Para ello, se requiere incorporar factores asociados a la elección entre diversas alternativas que tienen las personas, así como también diferentes funciones de producción para explicar la generación de los resultados entre las diversas alternativas de elección de establecimiento, lo que hace esta ampliación significativamente más compleja que la aplicación de microsimulaciones como aparece propuesto en el trabajo pionero de Juhn *et al.* (1993).

La metodología fue originalmente desarrollada por Almeida dos Reis y Paes de Barros (1991)³⁷ para un análisis de la desigualdad de los ingresos laborales. Posteriormente, fue generalizada para analizar la desigualdad de ingresos y la pobreza con base en el ingreso total per cápita de los hogares. El primer trabajo en esta dirección es el de Bourguignon *et al.* (1998), que aplica la metodología de descomposición del cambio en la desigualdad del ingreso de los hogares para Taiwán. Otros trabajos posteriores que aplican esta metodología de descomposición para explicar las variaciones en la distribución del ingreso entre países y a través del tiempo se presentan en Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005). Los antecedentes existentes para Uruguay corresponden a las investigaciones de Amarante, Arim y Vigorito (2005), Bucheli, Diez de Medina y Mendive (1999) y Marroig y Oreiro (2008). En general la descomposición aplicada al caso de la distribución del ingreso de los hogares que se desarrolla en estos trabajos considera tres efectos fundamentales sobre el cambio en la distribución: el efecto retorno, el

³⁷ Citado en Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005); Almeida dos Reis, J. y R. Paes de Barros. (1991). "Wage Inequality and the Distribution of Education: A Study of the Evolution of Regional Differences in Inequality in Metropolitan Brazil", *Journal of Development Economics*, 36, pp. 117-143.

efecto ocupación y el efecto características. El remanente de la suma de estos tres efectos es el efecto residual.

En este trabajo se utiliza esta metodología para explicar la distribución de los puntajes de los estudiantes en la prueba PISA para Uruguay, comparando su evolución entre los años 2003 y 2006.

4.3.3.1. Estimación de la función de producción y la elección del centro educativo

El método de descomposición parte de la estimación de la función de producción (ecuación 1). Esta función se estima para cada año y para cada tipo de establecimiento (público y privado) por MCO, obteniendo las estimaciones de los parámetros del modelo: los retornos de las características (β^t) y el desvío de la perturbación del modelo (σ_ε^t). De esta forma se tienen los insumos necesarios para realizar posteriormente las microsimulaciones, que permiten descomponer los cambios en los resultados de los estudiantes y su distribución.

Paralelamente se modela, para cada estudiante, la decisión de elección entre los dos tipos de establecimientos, utilizando una estimación logit. La variable dependiente del modelo toma dos valores posibles: 1) el estudiante concurre a un centro educativo perteneciente al sector público; o 0) el estudiante concurre a un centro educativo perteneciente al sector privado.

Sea el siguiente modelo de variable latente:

$$(11) \quad y^* = Z\lambda + \mu, \quad y = \mathbb{I}[y^* > 0]$$

donde μ es una variable continua e independiente de Z , y la distribución de μ es simétrica en torno a cero. Si G es la función de densidad de μ , se tiene entonces que:

$$(12) \quad P(y = 1 | Z) = P(y^* > 0 | Z) = P(\mu > -Z\lambda | Z) = 1 - G(-Z\lambda) = G(Z\lambda)$$

En el modelo de respuesta binaria logit, μ tiene una distribución logística estándar:

$$(13) \quad G(Z\lambda) = \Lambda(Z\lambda) = \exp(Z\lambda) / [1 + \exp(Z\lambda)]$$

El vector de coeficientes λ representa el comportamiento de los individuos en cada período en cuanto a sus decisiones de elección entre los diferentes tipos de centros educativos. Con estos parámetros estimados para los diferentes momentos del tiempo se realiza la simulación del rendimiento educativo, de forma tal de aislar el efecto que las opciones educacionales tienen sobre el desempeño y su distribución.

Esta metodología permite resolver los problemas asociados a la heterogeneidad en las funciones de producción de aprendizajes entre diferentes tipos de establecimientos, así como incorporar el efecto de los cambios en las decisiones de selección de las familias entre los diversos tipos de establecimientos (Ammermüller, 2004).

Cabe realizar otra advertencia respecto al riesgo de sesgo de selección. Una posible relación positiva entre el tipo de centro en el que se estudia y los logros educativos puede estar producida por la existencia de un sesgo de selección³⁸. Este sesgo puede deberse al hecho de que la elección del tipo de colegio por parte de las familias corresponde a una decisión endógena a sus propias características. Es probable que las familias que eligen un centro privado tengan las mejores condiciones para incrementar el nivel educativo de sus hijos, lo que finalmente repercute en mayores logros educativos. Asimismo, puede ser relevante la selección que realizan los propios centros educativos sobre los estudiantes. Dicho de otro modo, la elección de escuela no es una variable exógena cuando se trata de estimar el efecto del tipo de escuela sobre los logros educativos. Este hecho debe ser tenido en cuenta adecuadamente al plantear el análisis posterior.

Una posible estrategia para lidiar con el sesgo de selección es el ajuste de Heckman (1973) en dos etapas. Este método permite obtener estimadores consistentes; es decir, en muestras grandes se aproximan a los valores poblacionales (Peña, 2002). Sin embargo, es necesario que el modelo de selección contenga al menos una variable de exclusión, es decir, que no esté incluida en el modelo de resultados educativos. Esta variable excluida debe estar correlacionada con la asistencia a un determinado tipo de institución, pero incorrelacionada con el término de error en el modelo de resultados. En la práctica identificar estas variables es muy difícil, y elegir una exclusión inválida puede fallar en corregir el sesgo y aún aumentar el sesgo por la omisión de variables relevantes en la regresión de desempeño³⁹ (Somers, McEwan y Willms, 2001). En las estimaciones desarrolladas en el presente trabajo no se ha aplicado la metodología para corregir el sesgo⁴⁰, debido a que no fue posible identificar una variable de exclusión válida, por lo que debe tenerse especial cuidado en las interpretaciones de causalidades en caso que se sospeche la presencia de endogeneidad.

³⁸ En términos econométricos esto provoca que las perturbaciones en las estimaciones de las funciones de producción no sean independientes de las variables exógenas, lo que genera problemas de inconsistencia de los parámetros estimados por MCO.

³⁹ Algunos investigadores en Chile han planteado que la probabilidad de una familia de elegir un determinado tipo de escuela se encuentra influenciada por la densidad de la oferta de escuelas en su sector residencial (McEwan, 2001; Sapelli y Vial, 2002). Elacqua y Fabrega (2004), por su parte, optan por controlar utilizando como variable la religiosidad, medida a partir de la frecuencia de asistencia a la iglesia.

⁴⁰ Con lo cual se supone que todos los errores se distribuyen independientemente, y no se introducen correcciones por sesgo de selección de la muestra en las estimaciones de las funciones de producción.

4.3.3.2. Lógica de la microsimulación

La lógica de la microsimulación consiste en considerar que la distribución de resultados individuales puede ser descrita como:

$$(14) \quad Y_i^t = F(X_i^t, Z_i^t, \Omega_i^t, \beta^t, \lambda^t) \quad i = 1, \dots, N$$

donde X_i^t y Z_i^t son las características observables (individuales, de los centros educativos o institucionales), $\Omega_i^t = \{\varepsilon_i^t, \mu_i^t\}$ son las características no observables de los individuos, del centro educativo e institucionales, así como aquellos componentes transitorios que afectan las opciones educacionales, β^t el conjunto de retornos a las características observables en el momento t y λ^t los parámetros que afectan la selección de un tipo de establecimiento.

Teniendo presente los argumentos que determinan los resultados de los estudiantes, éstos pueden combinarse de forma de obtener D_t , una medida conveniente de su distribución en el momento t , y esta medida es función de los mismos argumentos, como se representa en la ecuación 15.

$$(15) \quad D^t = H(\{X_i^t, Z_i^t, \Omega_i^t\}, \beta^t, \lambda^t) \quad i = 1, \dots, N$$

En la ecuación 15, H es la función que brinda una medida de la distribución en el momento t , y sus argumentos son los correspondientes a la función que determina el desempeño educativo de los estudiantes, siendo $\{.\}$ la distribución conjunta de las características observables y no observables en la población.

A partir de esta definición se procede a realizar las microsimulaciones correspondientes, que permiten descomponer el cambio en la distribución de los resultados entre dos momentos (t y t') en los distintos efectos. El procedimiento implica, en primer lugar, que se estimen los parámetros de la función de producción para los momentos t y t' y, como resultado, se obtienen el conjunto de parámetros estimados para cada período. En segundo lugar, se calculan las medidas de distribución relevantes para cada uno de esos períodos y el cambio total en la distribución y, por último, se simula el resultado de los estudiantes a partir de la incorporación de los cambios entre t y t' en los argumentos de la función H . Así, se obtienen distribuciones contrafactuales de los resultados educativos que permiten aislar el efecto de cada uno de los componentes sobre el cambio observado en la distribución.

4.3.3.3. Resultados contrafactuales por cambios en características de los estudiantes

En el marco de esta metodología, el cálculo del *efecto características* implica encontrar el resultado simulado de los individuos en el momento t si, *ceteris paribus*, una característica k del vector X_{ki}^t o Z_{ki}^t tiene la distribución del momento t' . Siguiendo a Valenzuela *et al.* (2009a) se emplea una metodología distinta según el tipo de variables, ya sean dicotómicas o continuas. Para el caso de las variables dicotómicas se considera el porcentaje no pesado de los casos que cumplen con la característica en t y ese dato se simula en t' . Sin embargo, el que se cumpla la característica de t debe estar asociado a cada individuo en t' . Para observar la probabilidad asociada a cada individuo de que cumpla con las características observadas se estima una regresión probit. Ordenando esta probabilidad en forma descendente se considera el punto de corte según el porcentaje de individuos que cumplen con la característica de la variable simulada en t' . Las variables categóricas son simuladas mediante un multilogit y nuevamente se asocia una probabilidad a cada individuo de que cumpla con la característica, para luego hacer el punto de corte según el mismo porcentaje de individuos a ser simulado.

En el caso de las variables continuas, esta estrategia implica considerar grupos poblacionales construidos a partir del tipo de establecimiento y del tamaño de la localidad⁴¹. En base a estos grupos se considera el mínimo de observaciones coincidentes entre años para un mismo grupo, con este grupo de observaciones se construyen cuantiles de los cuales se obtiene la media por grupo y cuantil. Con esta media para cada año de la variable a ser simulada se construye un factor -relación entre la media del año t' y la media del año t - que multiplica a la variable simulada por grupo subpoblacional y cuantil.

El efecto características indica entonces el desempeño simulado para los individuos si se tienen las características observables del momento t' , imponiendo la estructura de retornos y distribución de las decisiones de selección de establecimiento del momento t .

$$(16) \quad P^{t'} = H(\{X_{ki}^{t'}, X_{-ki}^{t'}, Z_i^t, \Omega_i^t\}, \beta^t, \lambda^t) - H(\{X_{ki}^t, X_{-ki}^t, Z_i^t, \Omega_i^t\}, \beta^t, \lambda^t)$$

4.3.3.4. Resultados contrafactuales por cambios en los retornos

El proceso de microsimulación de los resultados educativos por cambios en el vector de retornos (vector de coeficientes de efectividad de insumos), implica determinar los resultados contrafactuales que obtendrían los estudiantes en el momento t si, *ceteris paribus*, cambian los retornos de ciertas

⁴¹ En algunos casos es necesario realizar ajustes para una simulación más precisa, por lo que los grupos poblacionales pueden considerar otras variables como ser grado o retraso.

características, es decir son los correspondientes al período t' . En definitiva, este procedimiento implica simular el resultado de los estudiantes en el momento t incorporando los parámetros estimados correspondientes a estos retornos para el período t' ($\beta^{t'}$), manteniendo las características observables y no observables y la estructura de selección de establecimientos prevalecientes en el momento t .

Este procedimiento implica estimar las funciones de producción para cada tipo de establecimiento. A su vez, estas estimaciones permiten obtener los valores de los residuos de las ecuaciones de establecimientos públicos y privados.

El *efecto retorno* correspondiente al cambio en estos coeficientes se obtiene comparando la distribución del resultado simulado de los estudiantes con la distribución observada en el período t , según se muestra en la ecuación 17.

$$(17) \quad B^{t'} = H(\{X_i^t, Z_i^t, \Omega_i^t\}, \beta^{t'}, \lambda^t) - H(\{X_i^t, Z_i^t, \Omega_i^t\}, \beta^t, \lambda^t)$$

4.3.3.5. Resultados contrafactuales por cambios en la selección de tipo de establecimiento

El *efecto selección de establecimiento* o *efecto choice* representa el cambio en la distribución de resultados de los estudiantes del momento t si se mantiene la estructura de selección del período t' , dadas las demás condiciones correspondientes al período t , es decir las características observables y no observables y los retornos a estas características. Para ello se estima una función logit para cada año, donde el valor 1 es asignado al caso donde el estudiante está matriculado en un establecimiento público.

La simulación corresponde a la obtención de una nueva elección de establecimiento, al incorporar los parámetros estimados ($\hat{\lambda}_j^{t'}$) y/o características simuladas para el período t' ($Z_i^{t'}$). Con respecto al término de error de esta ecuación el procedimiento consiste en calcular un residuo como el valor de la decisión observada (1 para matrícula en establecimientos públicos y 0 para establecimientos privados) menos la probabilidad determinada por la estimación logit. Se considera que la familia prefiere los establecimientos públicos siempre y cuando la probabilidad estimada con esta simulación sea igual o mayor que 0.5, para valores inferiores, se asume la elección de un establecimiento privado. De esta forma, se simula una estructura de elección de establecimientos para los individuos del período t , si los parámetros y/o características representativos de la estructura de selección son los correspondientes al período t' , dado todo lo demás referido al período t .

Al realizar esta simulación los individuos del período t pueden cambiar su elección de tipo de establecimiento con respecto a la que realmente tienen. Este mecanismo conduce desde cambio en la selección de establecimientos hacia el cambio en el rendimiento educativo. Luego de simular la elección de establecimiento de los individuos en el período t se les imputa el desempeño correspondiente al estado simulado. En aquellos casos donde el resultado de la simulación cambia la elección de establecimiento no se tiene el término de error estimado de la función de producción, por lo que se seleccionan términos aleatorios para estos residuos de una distribución normal que cumplan con las decisiones del tipo de establecimiento efectivamente observado.

De esta forma, se tiene los desempeños simulados para los individuos si cambian únicamente las condiciones de la estructura de selección de establecimiento. El efecto selección de establecimiento se obtiene comparando la distribución de resultados simulada con la distribución observada en el período t , según se muestra en la ecuación 18.

$$(18) \quad L^{t'} = H(\{X_i^t, Z_i^t, \Omega_i^t\}, \beta^t, \lambda^{t'}) - H(\{X_i^t, Z_i^t, \Omega_i^t\}, \beta^t, \lambda^t)$$

4.3.3.6. Factores complementarios

Como factores complementarios a la microsimulación, se incluye la simulación de las variables no observables y el ajuste de pesos individuales.

En primer lugar, para incorporar la simulación de las variables no observables se procede a su simulación considerando subgrupos por tipo de institución y tamaño de la localidad. Se calcula un factor como la fracción entre el desvío estándar del residuo para cada uno de los años por grupo, y este factor luego es multiplicado por los residuos del año 2003 por subgrupo. Este procedimiento se realiza para los residuos de las dos funciones de producción por tipo de institución.

En segundo lugar, para el ajuste de los factores de expansión se calcula una fracción W^* que refleja la relación entre la población que representa la muestra para el año 2006 del un subgrupo m (según tipo de institución, tamaño de la localidad, grado y, para el caso de los centros públicos, también retraso), respecto de la población representada para el año 2003 para el mismo subgrupo. El factor de expansión de cada observación del subgrupo m del año 2003 se multiplica por el factor W^* , calculado como se muestra en la ecuación 19.

$$(19) \quad W_m^* = \frac{\sum_{i=1}^n W_m^{06}}{\sum_{i=1}^n W_m^{03}}$$

4.3.3.7. Ventajas y limitaciones del método de descomposición

El método de microsimulación utilizado tiene varias características destacables. En primer lugar, descompone los efectos de cambios en toda una distribución en vez de hacerlo en una estadística escalar sumaria, a diferencia de otras metodologías dinámicas de la desigualdad. Ello permite una mayor versatilidad ya que posibilita la cuantificación de distintos efectos de cambios en los parámetros sobre cualquier medida de la distribución que se utilice.

Otra ventaja de este método radica en que permite estudiar el impacto de distintos factores a lo largo de toda la distribución, utilizando distintas alternativas y analizando sus efectos sobre los resultados en puntaje. Estas alternativas corresponden a la realización de todas las simulaciones que investiguen los efectos de cambios en parámetros específicos (Ferreira *et al.*, 2000). El método de descomposición basado en las microsimulaciones posee además los beneficios principales de los métodos paramétricos de microsimulaciones y descomposición de las medidas de distribución⁴².

Sin embargo, la descomposición no es perfecta básicamente debido a algunos supuestos y fundamentos de la metodología utilizada. En particular, la descomposición supone que los diferentes efectos se relacionan linealmente para explicar el cambio en la distribución, lo cual no tiene por qué ser así. Por su parte, esta metodología, como todas aquellas paramétricas presenta una desventaja por las formas funcionales supuestas acerca de las relaciones entre variables y la especificación de estas relaciones (Heshmati, 2004).

Además, otro supuesto que se incorpora es que los argumentos de las funciones cambian e impactan sobre la distribución de resultados de los estudiantes, pero no sobre todos los argumentos incorporados en esa función. Es decir, el procedimiento no considera todos los efectos de la interacción de cada uno de los factores para explicar el cambio en la distribución. En este sentido, parece razonable pensar que al introducir un cambio en los retornos se reporten cambios en el comportamiento en cuanto a la selección de tipo de establecimiento de los estudiantes. Este tipo de efectos no quedan representados explícitamente

⁴² Con respecto a este punto, los cambios encontrados a través de esta metodología se encuentran condicionados a varios atributos y se pueden construir intervalos de confianza para los resultados obtenidos (Heshmati, 2004).

en el análisis. Esto debe tenerse presente a la hora de extraer conclusiones acerca de los cambios en un solo argumento, y este efecto queda representado en la parte no explicada del cambio total. Por último, puede existir fuerte dependencia de los resultados a la forma en que se van incorporando los distintos argumentos a la simulación del resultado⁴³.

5. Resultados

En este capítulo se presentan y analizan los resultados de la aplicación de las tres metodologías de descomposición. En la primera sección se presenta la estimación de la función de producción, que permite entender el proceso de producción mediante la estimación de los efectos de diferentes elementos (variables socioeconómicas del alumno y su familia, y variables del establecimiento educativo e institucionales) sobre el rendimiento alcanzado por los estudiantes.

Las diferencias observadas entre los resultados de la prueba PISA 2003 y 2006 se pueden deber, en primer lugar, a un cambio en la dotación de características de los estudiantes, así como a un conjunto de recursos del centro educativo y características institucionales distintas entre ambos años. En segundo lugar, estas diferencias pueden estar debidas a cambios en el retorno de estas características entre ambos años. Es decir, las mismas características de los estudiantes pueden volverse más o menos eficientes en la producción de educación, al cambiar los retornos a estas características en términos de puntaje. El cambio en los retornos de las características del centro educativo y características institucionales, por su parte, reflejan un cambio en la habilidad del centro en transformar estas características en mejoras en el puntaje de los estudiantes en la prueba. En tercer lugar, otra razón del cambio en el puntaje de las pruebas se debe al efecto de los residuos de las regresiones, es decir, a aquellos factores no observables que afectan las habilidades, destrezas o motivación de los estudiantes.

En las siguientes secciones se presentan las estimaciones de las diferentes metodologías de descomposición propuestas, que permiten identificar cada uno de estos efectos.

⁴³ En este sentido, la simulación conjunta de características y peso utiliza las variables simuladas en la conformación de subgrupos poblacionales para el cálculo del factor entre medias en el cálculo del peso simulado. Otro ejemplo es la simulación conjunta de características, peso, retorno y selección de establecimiento, donde se utiliza el *choice* simulado (modificando Z y λ) para la simulación de características, y luego estas variables simuladas y el *choice* simulado se utiliza en el cálculo del peso simulado. Por lo tanto, los resultados podrían variar si los efectos se fueran agregando en un orden diferente.

5.1. Estimación de la función de producción

En el cuadro 6 se presentan las estimaciones de las funciones de producción para ambos años de la prueba. El R^2 de las estimaciones está indicando que es posible explicar cerca del 40% de la varianza del puntaje en ambos años.

Cuadro 6: Estimación de la Función de Producción

	2003	2006
Variables estudiante		
Genero (mujer=1)	-18.64*** (3.11)	-24.53*** (3.34)
Tercer grado	43.76*** (4.41)	35.39*** (5.64)
Cuarto grado	102.70*** (9.19)	80.91*** (12.22)
Quinto grado	131.40*** (11.46)	100.10*** (13.70)
Retraso	-8.51 (8.19)	-22.28** (9.74)
ISEC	11.04*** (1.39)	13.45*** (1.64)
Variables centro		
Efecto par (ISEC)	18.97*** (5.63)	21.43*** (5.02)
Tamaño colegio	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Alumnos por profesor	-0.29 (0.31)	-0.19 (0.50)
Escasez materiales educativos	-4.11 (2.92)	-2.05 (2.15)
Escasez profesores de matemática	1.20 (2.0)	-0.24 (2.37)
Porcentaje de profesores titulados	21.72* (13.01)	4.89 (9.87)
Montevideo y área metropolitana	10.66** (4.60)	15.46*** (4.89)
Rural	-6.53 (8.26)	1.25 (8.02)
Variables institucionales		
Selectividad	11.43 (8.71)	9.45 (7.27)
Colegios Privados	9.84 (11.81)	-9.74 (8.97)
Constante	357.50*** (17.31)	400.80*** (19.31)
Observaciones	5835	4839
R^2	0.42	0.41

Niveles de significación: *, 10%, **, 5%, ***, 1% Errores estándar entre paréntesis.

Nota: Valores expandidos para toda la población.

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

Las variables a nivel del estudiante son en su mayoría significativas. El coeficiente de género, negativo y significativo para ambos años, se reduce en el período, indicando que los hombres tienen una ventaja creciente respecto a las mujeres en Matemática. La diferencia de 18.6 puntos en 2003 aumenta en 5.9 puntos entre ambos años. Este resultado es consistente con lo encontrado en otros trabajos realizados para Uruguay, donde se constata que las mujeres tienen un peor desempeño en esta disciplina respecto de los hombres, y puede explicarse en base a la teoría debido a la reproducción del sistema educativo de determinados valores culturales.

Las variables de grado resultan todas significativas y con signo positivo. Estos coeficientes indican la evolución de los retornos por año de educación, es decir, las ganancias promedio de los estudiantes de la misma edad que cursan diferentes grados. La magnitud de los coeficientes disminuye en el período para todos los grados, lo que indica una reducción en la ganancia relativa que obtienen los estudiantes que cursan dichos grados. Si se compara la ganancia de un grado respecto del otro, el puntaje adicional de quienes cursan cuarto grado respecto a quienes cursan tercero disminuye en 13.4 puntos, mientras que la ganancia adicional de quienes cursan quinto año respecto a quienes cursan cuarto se reduce en 9.5 puntos. El efecto del rezago escolar, por su parte, es negativo y significativo en ambos años, disminuyendo en casi 14 puntos en el período. En cuanto al ISEC, su coeficiente resulta positivo y altamente significativo en ambos períodos, aumentando su magnitud en 2.4 puntos entre 2003 y 2006.

Respecto a las variables a nivel del centro educativo, el coeficiente del efecto par resulta positivo y significativo en ambos períodos. Si se compara este coeficiente con el del efecto del ISEC del propio alumno, en ambos períodos resulta cerca de 1.6 veces mayor. Este resultado indica que el ISEC de los compañeros es comparativamente más relevante para predecir los resultados, que el del propio alumno. De esta forma, los centros que se benefician del efecto par tienen mayores logros en términos de aprendizaje, hecho que resulta consistente con un sistema que presenta alta segregación, posiblemente proveniente tanto de la existencia de selectividad de los estudiantes de acuerdo a variables no observables, como de la calidad de los docentes y la enseñanza de acuerdo a las condiciones socioeconómicas y habilidades de los estudiantes.

El resto de las variables a nivel del centro son en su mayoría no significativas. El tamaño del colegio presenta signo positivo pero no significativo en ambos años. La cantidad de alumnos por profesor tiene signo negativo, así como la escasez de materiales educativos. Ambas variables aumentan muy levemente su coeficiente en el período. La escasez de profesores de Matemática calificados presenta signo positivo en 2003 y negativo en 2006, aunque no resulta significativa en ninguno de los dos años. Por su parte, el

porcentaje de profesores titulados presenta signo positivo en ambos períodos, reduciendo su coeficiente y significación entre 2003 y 2006.

En cuanto a la localidad donde se ubica el centro, los coeficientes estimados indican que los resultados de las pruebas son mejores para quienes residen en Montevideo y área metropolitana, y peores para aquellos que residen en áreas rurales. El coeficiente para Montevideo resulta significativo en ambos años y aumenta en el período, mientras que el coeficiente para las zonas rurales no resulta significativo y presenta signo negativo en 2003 y positivo en 2006.

Cuando se consideran las variables institucionales, se observa que el coeficiente de la variable de selectividad resulta con signo positivo, reduciéndose entre 2003 y 2006, aunque en ambos años éste no es estadísticamente significativo.

Según el tipo de centro educativo, en 2003 quienes asisten a colegios privados obtienen 9.8 puntos más que quienes no lo hacen, mientras que en 2006 esta diferencia es negativa. Este fenómeno refleja una menor eficiencia en la Educación Privada, reflejada en una disminución del puntaje PISA promedio en el período. Asimismo, podría estar influido por los cambios en la matrícula en el período, con un aumento en los colegios privados y técnicos junto con una disminución en Secundaria Pública.

Por último, la constante resulta significativa y con signo positivo en ambas estimaciones, aumentando en 43 puntos en el período, lo que indica un aumento generalizado del resultado, explicado en parte por la recuperación económica en los años considerados. Sin embargo, el efecto equitativo del aumento de la constante es atenuado por los cambios en los efectos individuales de grado y diferencias de premios entre unos y otros.

5.2. Resultados de la descomposición de Oaxaca-Blinder (1973)

La metodología de Oaxaca-Blinder permite desagregar el cambio total en el puntaje entre 2003 y 2006, entre el efecto de un cambio en las características y un cambio en el retorno de las mismas. El cambio total entre los dos años considerados es de 4.6 puntos, explicado mayoritariamente por el efecto retornos, que alcanza casi 11.2 puntos (cuadro 7). Esto implica que la eficiencia de las características en cuanto a resultados educativos es mayor en el año 2006 que en año 2003. El efecto características, por su parte, es negativo, implicando que las características en el año 2006 resultan más desventajosas que en el año 2003. El efecto interacción es el menor de todos y con signo negativo.

Cuadro 7: Descomposición de Oaxaca-Blinder

	Características	Retornos	Interacción
VARIABLES ESTUDIANTE			
Genero (mujer=1)	0.01 (0.30)	-3.02 (2.24)	0.00 (0.11)
Tercer grado	-0.40 (0.70)	-1.53 (1.28)	0.08 (0.15)
Cuarto grado	-0.49 (2.35)	-12.96 (9.09)	0.10 (0.52)
Quinto grado	-0.69 (1.60)	-2.22* (1.33)	0.17 (0.40)
Retraso	-0.10 (0.25)	-4.34 (4.11)	-0.17 (0.42)
ISEC	-1.78*** (0.57)	-0.84 (0.73)	-0.39 (0.33)
Subtotal variables estudiante	-3.46 (2.78)	-24.91* (14.74)	-0.21 (0.43)
VARIABLES CENTRO			
Efecto par (ISEC)	-3.04** (1.27)	-0.85 (2.69)	-0.39 (1.22)
Tamaño colegio	-0.83 (0.87)	-1.76 (6.99)	0.32 (1.24)
Alumnos por profesor	0.57 (0.60)	1.92 (10.11)	-0.21 (1.10)
Escasez materiales educativos	1.33 (1.10)	5.88 (10.51)	-0.67 (1.26)
Escasez profesores de matemática	-0.64 (1.09)	-3.50 (7.39)	0.77 (1.64)
Porcentaje de profesores titulados	1.54 (1.05)	-8.93 (8.38)	-1.19 (1.21)
Montevideo y área metropolitana	-0.22 (0.30)	2.31 (3.08)	-0.10 (0.19)
Rural	0.02 (0.12)	0.72 (1.07)	-0.03 (0.16)
Subtotal variables centro	-1.27 (2.49)	-4.21 (18.23)	-1.50 (2.73)
VARIABLES INSTITUCIONALES			
Selectividad	-0.15 (0.32)	-0.21 (1.24)	0.03 (0.21)
Privado	0.08 (0.17)	-2.76 (2.02)	-0.15 (0.29)
Subtotal variables institucionales	-0.07 (0.41)	-2.96 (2.14)	-0.13 (0.37)
Constante		43.31 (26.65)	
Total	-4.79 (4.49)	11.23*** (3.22)	-1.84 (2.77)

Niveles de significación: *: 10%, **: 5%, ***: 1% Errores estándar entre paréntesis. Nota: Valores expandidos para toda la población. Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

Al separar los efectos entre los tres grupos de variables explicativas, características de los estudiantes, de los centros educativos e institucionales, se pueden analizar estos efectos de manera más detallada. Los cambios negativos asociados a la caída de las características se concentran principalmente en las variables relativas al estudiante. Por un lado, el ISEC, cuya media pasa de -0.35 a -0.51 en el período (cuadro A.2), explica la caída de 1.8 puntos en el promedio. Por otro lado, la evolución en el porcentaje de estudiantes que cursan tercer, cuarto y quinto grado, explica la reducción de 0.4, 0.5 y 0.7 respectivamente en el promedio. Otra razón que estaría causando esta caída en el puntaje promedio explicada por el efecto características, corresponden al aumento en el porcentaje de estudiantes que presenta retraso escolar. La única variable que presenta un efecto positivo, aunque no significativo, es el género.

Al considerar las variables vinculadas al centro educativo, se observa que la disminución en el efecto par explica -3 puntos de la caída del efecto características, mientras que la reducción en el tamaño promedio del colegio, por su parte, solo explica 0.8 puntos. La reducción en el indicador de escasez de materiales educativos y el aumento en el porcentaje de profesores titulados, por su parte, explican un cambio positivo en 1.3 y 1.5 puntos respectivamente. El total de las variables relativas al centro educativo presenta un cambio con signo negativo aunque no significativo. En cuanto a las variables institucionales, ninguna de ellas resulta significativa, presentando la *dummy* correspondiente a selectividad signo negativo y la condición de colegio privado signo positivo.

En cuanto a los efectos asociados a cambios en la eficiencia de las características (efecto retorno), destaca el aumento de la constante en 43.3 puntos lo que, como ya fue mencionado, podría estar explicado en parte por la recuperación económica en los años considerados. Sin embargo, el efecto positivo en el retorno de la constante se ve compensado principalmente por la importante caída en los retornos asociados a los diferentes años de escolaridad de los estudiantes. El cambio en los retornos a los distintos grados resultan todos negativos, destacándose el efecto del cuarto grado, que explica una caída de 13 puntos en el cambio total entre PISA 2003 y 2006. Asimismo, el aumento en la brecha de aprendizaje entre los estudiantes que presentan retraso escolar y los que no lo hacen, representa un efecto negativo de 4.3 puntos.

En lo que refiere a los retornos de las características del centro, el cambio total está explicado básicamente por la pérdida de efectividad en el porcentaje de profesores titulados y la escasez de profesores de Matemática. Mientras que la escasez de materiales educativos, la cantidad de alumnos por profesor y las *dummies* por localidad presentan signo positivo. Relativo a las variables institucionales, la caída en el retorno asociado a estas variables se explica básicamente por la evolución del retorno a la condición de colegio privado en 2.8 puntos.

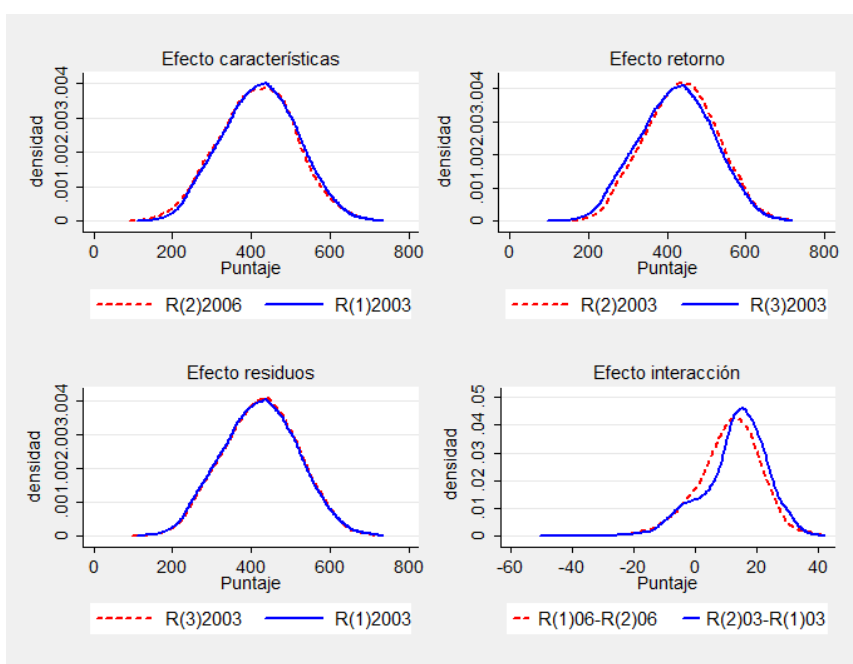
De esta forma, la evolución del efecto retorno de la constante da cuenta de una mayor homogeneidad en los resultados educativos, lo que significa un importante avance en la equidad de los aprendizajes de los estudiantes uruguayos. Esta situación implica que la mayor parte del incremento en el período es generalizado para todos los estudiantes, especialmente entre aquellos que asisten a la Educación Pública. Sin embargo, este efecto equitativo es parcialmente compensado por la caída del retorno a nivel de establecimientos privados, junto con la caída en los retornos a nivel de grados.

Por último, el efecto interacción presenta signo negativo, aunque no significativo, explicado básicamente por la evolución de este efecto relativo a las variables a nivel del centro educativo.

5.3. Resultados de la descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (1993)

Para analizar los diferentes efectos de la descomposición de Juhn, Murphy y Pierce, la figura 6 presenta las distribuciones reales e hipotéticas del puntaje PISA. El gráfico para el efecto características muestra la distribución real en el año 2003 y la distribución en el año 2006, con las características de ese año, pero con los retornos a esas características correspondientes al año 2003, así como los residuos para el año 2006 dada su posición en la distribución de residuos del año 2003. La diferencia entre ambas distribuciones se debe solamente al efecto características entre ambos años. El gráfico indica una diferencia muy pequeña, con cambios negativos en la mayoría de los deciles.

Figura 6: Distribuciones de puntajes reales e hipotéticas



Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE-PISA 2003 y 2006.

El siguiente gráfico muestra el efecto retorno, la distribución hipotética $R(2)_{2003}$ muestra el puntaje que obtendrían los estudiantes en el año 2003, con los retornos y residuos del año 2006. Por su parte, la distribución hipotética $R(3)_{2003}$, muestra la distribución de puntajes en 2003 con los residuos del año 2006. Por lo tanto, toda diferencia entre ambas distribuciones se debe al efecto retorno. En este caso, los retornos en el año 2006 llevan a un mejor desempeño en los estudiantes, excepto por la parte más alta de la distribución, donde ambas se comportan de igual manera. El efecto retorno, por lo tanto, explica el mejor desempeño de los estudiantes en el año 2006 respecto al año 2003.

En el tercer gráfico se presenta el efecto residuos, el cual no parece ser significativo en ninguna parte de la distribución. El efecto interacción, en el último gráfico, muestra el efecto conjunto entre el posible empeoramiento de las características y la mejora de los retornos de los estudiantes en el año 2006. El efecto es negativo, estando la distribución de 2006 a la izquierda de la del 2003.

La evolución de la diferencia total entre los puntajes y los efectos agregados según los deciles de la distribución de puntajes, se presenta en la figura 7. Asimismo, en el cuadro 8 se presentan los valores para cada uno de los efectos por deciles y en la media.

Cuadro 8: Descomposición de Juhn, Murphy y Pierce

	Cambio 2006-2003	Efecto características	Efecto retornos	Efecto residuos	Efecto interacción
media	4.60	-6.62	11.23	1.92	-1.93
decil 1	3.85	-13.24	16.48	3.49	-2.88
decil 2	7.19	-8.59	15.04	2.98	-2.24
decil 3	7.34	-6.94	13.40	2.72	-1.83
decil 4	7.72	-5.74	12.54	2.95	-2.02
decil 5	6.47	-6.13	11.05	2.63	-1.09
decil 6	6.62	-4.55	10.72	2.20	-1.75
decil 7	5.22	-4.48	10.18	1.78	-2.25
decil 8	2.81	-5.48	8.56	1.33	-1.60
decil 9	-0.16	-7.22	7.90	0.89	-1.72
decil 10	-1.13	-3.77	6.48	-1.93	-1.90

Nota: Valores expandidos para toda la población.

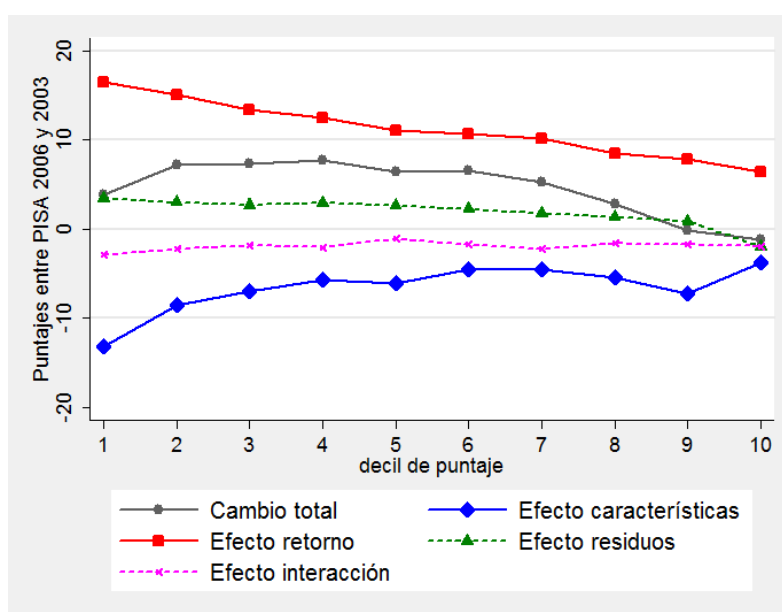
Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

El cuadro 8 muestra que el cambio total en los resultados es positivo para los primeros ocho deciles de puntaje, y negativo para los dos últimos, siendo el mayor cambio el correspondiente al segundo, tercer y cuarto decil. El efecto características es negativo para todos los deciles de la distribución de puntajes, aunque de mayor magnitud absoluta para el decil más bajo. Este resultado está indicando un impacto

regresivo vinculado a la magnitud de las características. Según el resultado obtenido al aplicar la metodología de Oaxaca-Blinder, éste se concentraría en las variables a nivel individual.

Como puede observarse en la figura 7, el efecto retorno se ubica siempre por encima del cambio total, es siempre positivo aunque decreciente. En el cuadro 8 se observa que el efecto retorno indica que todos los deciles obtienen incrementos en sus puntajes debido a una mayor eficiencia en el uso de las características, presentando los mayores promedios los dos primeros deciles, lo que indica un impacto progresivo.

Figura 7: Efectos globales, descomposición de Juhn, Murphy y Pierce



Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

El efecto residuos es positivo para los primeros nueve deciles y negativo para el último, aunque de baja magnitud en todos los casos. Este efecto refleja el cambio en la distribución de las variables no observadas, tanto en su magnitud como en sus retornos. A su vez, el efecto interacción es siempre negativo, y con mayor magnitud en los deciles intermedios de la distribución.

Los resultados de la descomposición de Juhn, Murphy y Pierce son consistentes con aquellos obtenidos mediante la descomposición de Oaxaca-Blinder. La mayor parte del cambio total entre el puntaje PISA 2003 y 2006 se explica por el efecto positivo del cambio en la eficiencia en el uso de los factores, mientras que el efecto de la magnitud de las características implica un cambio negativo. En otras palabras, el cambio en el puntaje entre los años 2003 y 2006 se explica por una disminución de los recursos disponibles y un mejoramiento en la eficiencia en el uso de dichos recursos. Los avances en la

eficiencia son un reconocimiento de que el país está avanzando en el camino correcto, sin embargo la reducción de las características plantea un importante desafío del sistema escolar de Uruguay: mejorar las condiciones generales de los estudiantes.

5.4. Resultados de la descomposición de Bourguignon, Fournier y Gurgand (1998)

5.4.1. Estimación de las funciones de producción

Para proceder a realizar las microsimulaciones, se realiza en primer lugar la estimación de las funciones de producción para PISA 2003 y 2006, de forma separada para cada tipo de establecimiento (público y privado). Las estimaciones (cuadro 9) muestran resultados muy similares a los obtenidos en la estimación de la función de producción (sección 5.1) cuando se incluye una *dummy* para los centros privados.

El R^2 en las estimaciones indica que es posible explicar cerca del 40% de la varianza del puntaje en el caso de las estimaciones para los centros públicos, mientras que para el caso de los centros privados el R^2 se ubica en torno al 20%. Esto significa que la capacidad explicativa de las estimaciones para los centros públicos es casi el doble que en el caso de los centros privados, lo que probablemente esté explicado por la composición de estudiantes en cada sector institucional, e implica que el modelo propuesto es más preciso para explicar la evolución del puntaje dentro de los centros públicos.

En primer lugar, los coeficientes asociados a las variables a nivel de estudiante resultan en su mayoría significativos. El coeficiente de género, negativo y significativo para todos los casos, reduce su magnitud en el período para los centros públicos, y aumenta levemente para los privados. La magnitud de los coeficientes de las variables de grado disminuye en el período para los dos sectores institucionales. Para los centros privados la magnitud y significación de los coeficientes de grado cambia notablemente entre ambos años, debido a que parte del coeficiente en el año 2006 está incorporado en la constante, cuya diferencia entre 2003 y 2006 es de más de 100 puntos, lo que indica una mejora para el grupo de control. En particular, los alumnos que asisten al segundo grado en educación privada tienen un aumento en el puntaje promedio de 73 puntos, mientras que el promedio para todos los otros grados se reduce en el período, como se observa en el cuadro A.4.

Cuando se compara el puntaje adicional de quienes cursan un grado respecto al anterior, esta diferencia es en todos los casos positiva. A su vez, la ganancia adicional entre grados disminuye para los centros públicos mientras que, en el caso de los privados, la ganancia adicional de quienes cursan cuarto grado respecto de tercero aumenta entre 2003 y 2006. El efecto del rezago escolar es negativo en todos los

casos, disminuyendo la magnitud del coeficiente en el período para ambos tipos de instituciones. El coeficiente asociado al ISEC, por otra parte, aumenta tanto para los centros públicos como privados.

Cuadro 9: Estimación de las funciones de producción

	Públicos		Privados	
	2003	2006	2003	2006
Variabes estudiante				
Genero (mujer=1)	-18.13*** (3.49)	-24.59*** (3.75)	-21.93*** (4.95)	-21.31*** (5.27)
Tercer grado	41.89*** (4.31)	34.76*** (5.61)	110.40*** (39.16)	-3.49 (26.79)
Cuarto grado	110.00*** (9.45)	87.38*** (12.96)	123.80*** (33.57)	23.49 (37.79)
Quinto grado	140.40*** (13.04)	106.50*** (14.68)	148.60*** (34.99)	44.73 (37.31)
Retraso	-5.53 (8.55)	-21.56** (10.21)	-10.75 (21.50)	-26.65 (25.42)
ISEC	10.88*** (1.42)	12.80*** (1.81)	12.78*** (4.73)	16.15*** (3.85)
Variabes centro				
Efecto par (ISEC)	14.50** (5.93)	15.79*** (5.51)	36.50** (18.21)	54.98*** (10.96)
Tamaño colegio	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)
Alumnos por profesor	-0.11 (0.31)	-0.14 (0.60)	-0.31 (1.26)	0.24 (0.91)
Escasez materiales educativos	-2.21 (2.50)	-1.39 (2.24)	-12.07 (8.63)	-7.01 (6.31)
Escasez profesores de matemáticas	1.47 (2.17)	-0.61 (2.59)	4.62 (6.51)	1.28 (5.12)
Porcentaje de profesores titulados	16.05 (13.99)	16.84 (11.84)	52.14* (27.11)	-18.33 (16.04)
Montevideo y área metropolitana	12.02** (4.70)	14.14*** (4.93)	6.87 (13.17)	14.55 (14.64)
Rural	-9.62 (8.43)	-5.42 (8.55)	20.08 (24.84)	0.00 (0)
Variabes institucionales				
Selectividad	12.82 (10.32)	6.02 (8.34)	1.21 (12.18)	3.89 (10.87)
Constante	346.4*** (19.36)	390.9*** (21.09)	325.0*** (41.02)	432.9*** (45.19)
Observaciones	4679	3826	1156	1013
R^2	0.39	0.38	0.17	0.24

Niveles de significación: *, 10%, **, 5%, ***, 1%

Errores estándar entre paréntesis.

Nota: Valores expandidos para toda la población.

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

En segundo lugar, las variables a nivel del establecimiento no resultan en su mayoría significativas. Resalta el comportamiento del efecto par, positivo y significativo en todos los casos, con un comportamiento creciente en el período. Este coeficiente aumenta en casi 50% en los colegios privados, mientras que en los públicos el aumento se ubica en torno al 9%. Asimismo, el coeficiente asociado ISEC a nivel individual y el efecto par resulta con un comportamiento altamente diferenciado entre colegios públicos y privados. Mientras que en el primer caso el efecto par es 1.3 veces superior al coeficiente del ISEC a nivel individual, en los colegios privados resulta casi 3 veces superior. Estas diferencias entre el sector público y privado conllevan a mayores incentivos para mayores grados de segregación en los centros privados, de forma de mantener un determinado nivel sociocultural del conjunto de los alumnos que asisten al centro y recibir, por lo tanto, el premio por segregación.

La escasez de materiales educativos presenta signo negativo, pero su coeficiente aumenta en el período. El coeficiente asociado a la escasez de profesores de Matemática disminuye para ambos tipos de instituciones, aunque no resulta significativo, mientras que la proporción de profesores titulados tiene un efecto positivo para los centros públicos en ambos años y para los privados en el año 2003. En lo que respecta al tamaño de la localidad, la *dummy* asociada a Montevideo presenta signo positivo, aumentando en el período, mientras que la *dummy* asociada a localidad rural es negativa para los públicos y positiva para los privados. La variable institucional de selectividad se reduce entre 2003 y 2006 para los públicos, y tiene el comportamiento inverso en el caso de los centros privados.

Finalmente, el valor de la constante es siempre positivo y significativo, aumentando su coeficiente entre ambos años.

5.4.2. Estimación de la elección del tipo de centro educativo

A continuación se estima una función logit para cada año, donde el valor 1 corresponde al caso donde el estudiante asiste a Educación Pública. Los resultados se presentan en el cuadro 10.

La variable de género resulta negativa pero no significativa para explicar la probabilidad de concurrir a un centro público en relación a la probabilidad de concurrir a uno privado. En cambio, el efecto del rezago escolar resulta siempre positivo y significativo sobre la probabilidad de asistir a un centro público, y negativo sobre la probabilidad de asistir a uno privado. El ISEC por su parte, resulta negativo sobre la probabilidad de asistir a un centro público. Es decir, las mayores condiciones de vulnerabilidad del estudiante, como ser presentar rezago escolar o tener un menor ISEC, se vinculan con una mayor probabilidad de asistencia a un centro público.

Cuadro 10: Estimación de la elección del tipo de centro educativo

	2003	2006
Genero (mujer=1)	-0.19 (0.15)	-0.09 (0.10)
Retraso	1.53*** (0.36)	1.10*** (0.29)
ISEC	-1.36*** (0.11)	-1.44*** (0.10)
Tamaño colegio	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Alumnos por profesor	0.07 (0.05)	0.08** (0.04)
Montevideo y área metropolitana	-1.93*** (0.37)	-1.71*** (0.41)
Rural	0.41 (1.42)	
Constante	1.35** (0.68)	1.29** (0.55)
Observaciones	5835	4381
Test F	32.95	50.18
Prob F	0.00	0.00

Niveles de significación: *, 10%, **, 5%, ***, 1%

Errores estándar entre paréntesis.

Valor 1=Educación Pública

Nota: Valores expandidos para toda la población.

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

El tamaño del colegio y la cantidad de alumnos por profesor, por su parte, muestran un efecto casi nulo sobre la probabilidad de asistencia a un centro público. Las variables asociadas al tamaño de la localidad indican que vivir en Montevideo tiene un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de asistencia a un centro público, mientras que vivir en una zona rural no resulta significativo en el año 2003⁴⁴.

En conclusión, los estudiantes que se concentran en las escuelas públicas tienden a ser estudiantes de familias más vulnerables, presentar un menor éxito académico y vivir en ciudades más pequeñas.

5.4.3. Resultado de las microsimulaciones

Los principales resultados de las microsimulaciones se resumen en el cuadro 11.

⁴⁴ El coeficiente faltante para el año 2006 se debe a que la muestra de ese año no presenta observaciones de centros privados en zonas rurales.

Cuadro 11: Resultados de las microsimulaciones promedio y por decil de puntaje

	Promedio	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
PISA Matemática 2003	422.20	257.03	318.07	355.44	384.22	410.99	435.48	460.99	489.39	523.25	587.56
PISA Matemática 2006	426.80	260.88	325.26	362.79	391.94	417.46	442.10	466.22	492.20	523.09	586.43
Diferencia total PISA Matemática	4.60	3.85	7.19	7.34	7.72	6.47	6.62	5.22	2.81	-0.16	-1.13
Efecto características	9.24	13.07	17.87	15.48	13.40	10.77	8.50	5.23	2.98	2.43	2.85
Efecto peso	-2.76	-4.31	-5.02	-3.91	-3.02	-3.06	-2.59	-2.04	-1.86	-1.06	-0.67
Efecto características+peso	-2.11	0.50	0.77	-0.11	-1.53	-2.66	-2.76	-4.37	-6.07	-4.31	-0.64
Efecto precio	7.69	13.24	12.15	10.37	9.21	7.44	6.91	6.12	4.67	3.90	2.67
Efecto características+peso+precio	7.59	17.40	16.54	12.63	10.22	7.51	4.42	2.93	0.35	0.97	2.86
Efecto choice	-0.05	-0.03	0.02	0.04	-0.03	-0.01	-0.03	-0.01	-0.02	-0.02	-0.29
Efecto características+peso+precio+choice	5.91	9.90	10.11	7.61	7.22	6.22	5.60	4.08	2.74	2.39	3.20
Efecto residuos	0.00	2.58	1.62	1.09	1.07	0.68	0.28	0.05	-0.92	-2.03	-4.38
Efecto características+peso+precio+choice+residuos	5.93	13.53	11.63	8.44	7.89	6.50	5.90	4.21	2.00	0.65	-1.18

Nota: Valores expandidos para toda la población.

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

La información presentada contiene los efectos sobre los cambios tanto en el promedio como en los deciles de puntaje, resultado de la diferencia entre la distribución simulada para cada caso y la observada en el año 2003. Asimismo, en el cuadro A.5 del Anexo se presentan los efectos cuando se consideran cambios únicamente en un tipo de colegio.

En el período considerado el cambio en el resultado PISA Matemática obtenido por los estudiantes uruguayos es consecuencia de la contraposición de los efectos retorno, características y elección de establecimiento. Asimismo, una parte de esta diferencia responde al efecto de las variables no observables y los pesos muestrales de ambos años. A continuación se analiza el cambio en el puntaje promedio y deciles en función de la magnitud y dirección de los efectos considerados en el presente trabajo.

Efecto Características

El efecto características en su conjunto es el efecto positivo de mayor importancia para explicar el cambio total en el puntaje PISA Matemática entre los años 2003 y 2006. En el promedio, si en el año 2003 se tuviera la misma dotación de recursos individuales, de los centros educativos e institucionales que en el año 2006, el puntaje se incrementaría en 9.2 puntos (cuadro 11).

Sin embargo, debe realizarse una advertencia sobre la correcta interpretación de este efecto. La simulación de características implica imponer en el año 2006 el porcentaje no pesado de los casos que

cumplen con una determinada característica para las variables dicotómicas o categóricas, o la media no pesada para las variables continuas. Por otra parte, cuando se calcula el efecto características las medidas de distribución son calculadas utilizando el peso muestral del año 2003, el cual, como será comentado más adelante, presenta gran variabilidad respecto a aquel del año 2006, debido a cambios importantes en el diseño de la muestra de ambos años. En este sentido, una correcta interpretación de la evolución de los recursos en el período debería incluir, no solamente la simulación de las características -pesadas con el factor de expansión del año 2003-, sino también el peso muestral del año que se intenta simular. Es posible entonces analizar lo que sucede cuando solamente se simulan las características del año 2006 y luego comparar este resultado con el obtenido cuando se simulan además los pesos muestrales de ese año y, por lo tanto, se refleja más fielmente la población que se intenta simular.

El efecto de la simulación únicamente de las características es mayor para los primeros deciles de la distribución, y disminuye para los deciles superiores, lo que implica un efecto redistributivo al beneficiar a los alumnos de más bajo desempeño educativo. Si se analiza este efecto distinguiendo según el tipo de institución en la que se simulan las características del año 2006 (cuadro A.5), se observa que el mayor cambio se produce para los centros públicos (8.4 puntos), siendo éstos los que explican la casi totalidad del efecto características ya que el aporte que realizan los centros privados es de tan solo 0.8 puntos.

En el cuadro A.6 se presenta el detalle del efecto características asociado a cada variable incluida en el modelo y a los grupos de variables definidos, distinguiendo entre tipo de centro educativo. Como se puede observar, el incremento de los recursos educativos se concentra en las variables individuales (7 puntos) asociado principalmente a la cantidad de estudiantes que cursan cuarto grado y para los colegios públicos, siendo mayor para los deciles más altos de la distribución. La variable de retraso del estudiante también presenta un efecto positivo aunque reducido. Por su parte, la variable de género, así como los demás grados de escolaridad y el ISEC indican un efecto negativo sobre la evolución del resultado PISA Matemática.

A su vez, las variables del centro educativo explican un cambio positivo de 2.3 puntos, destacándose el porcentaje de profesores titulados (1.6 puntos). El efecto par asociado indica un cambio positivo de 0.2 puntos, mientras que el ISEC a nivel individual tiene un impacto negativo y casi nulo. La cantidad de alumnos por profesor, la escasez de materiales educativos y la *dummy* asociada a Montevideo también presentan un efecto positivo, mientras que el tamaño del colegio, la escasez de profesores de Matemática y la *dummy* asociada a zona rural significan un efecto negativo. Lo mismo sucede con la variable institucional de selectividad, la que presenta un efecto negativo.

Efecto Peso

Cuando se ajustan los pesos individuales en la muestra 2003, de forma de reflejar la población del año 2006, el cambio total del resultado PISA disminuye en 2.8 puntos (cuadro 11). Este efecto se explica fundamentalmente por el cambio en el diseño muestral de ambas pruebas.

En OCDE (2006) se indica que todos los procedimientos o análisis estadísticos sobre los datos de PISA deben ponderarse, ya que los análisis sin ponderar proporcionan estimaciones sesgadas de los parámetros de la población⁴⁵. En los países como Uruguay, donde la variabilidad de los pesos es muy alta, el efecto de los pesos sobre medidas como la media resulta muy importante. A su vez, la alta variabilidad en los pesos se explica, por un lado, por el sobremuestreo o inframuestreo en algunos estratos de la población, de forma de que el número de alumnos seleccionados en cada estrato no resulta proporcional a lo que los estratos representan en la población total. Por otra parte, puede deberse a inexactitud o falta de actualización en el tamaño de los centros en el marco muestral, debido a incoherencias entre el número de estudiantes de 15 años en el momento de la prueba y la medida del tamaño usada en el marco muestral. Por último, la falta de respuesta de centros y alumnos provoca problemas de ajuste de pesos entre centros y dentro del centro.

En el caso de Uruguay hubo varios cambios en el diseño de estratos entre PISA 2003 y 2006, en el análisis de la primera de estas pruebas se consideraron 8 estratos en la definición del diseño de la muestra, mientras que en el siguiente año se consideraron 16 estratos. Asimismo, hubo cambios en la tasa de respuesta en los centros y la cantidad y tipo de centros que no aplicaron o no lo hicieron de la forma correcta (ANEP, 2007d). Por otro lado, como fue comentado en la sección 2.3, entre las pruebas consideradas de ambos años hubo cambios en la tasa de asistencia, especialmente en las localidades de menos de 5 mil habitantes. Todos estos factores generan variaciones en los pesos muestrales que explican la magnitud del efecto peso obtenido mediante la microsimulación.

El efecto negativo del peso resulta de mayor importancia en los primeros deciles de la distribución, y se explica fundamentalmente por el cambio en el peso de los colegios públicos (cuadro A.5).

⁴⁵ Por ejemplo, en el caso de no usar pesos muestrales se subestimaría el rendimiento en Matemática del año 2003 en 9.2 puntos, y se sobreestimaría en 8.7 puntos en el año 2006.

Interacción del efecto características y peso

Cuando se combina el cambio de las características con el cambio en el peso (tercera simulación en el cuadro 11), el efecto promedio disminuye de magnitud pero mantiene el signo negativo del efecto peso (-2.1 puntos). Como se mencionó anteriormente, el cambio en este resultado se explica por la variabilidad del peso muestral en ambos años y las modificaciones del diseño de la muestra, y estaría reflejando la verdadera evolución de los recursos en el período.

Al analizar este efecto por deciles se observa que los primeros dos deciles de la distribución presentan signo positivo, mientras que los otros ocho mantienen el signo negativo, por lo que el efecto conjunto tiene un gran carácter redistributivo. De igual forma que sucede con el efecto peso aisladamente, la combinación de estos dos efectos ve explicado su signo negativo por el cambio en los colegios públicos, mientras que los privados presentan signo positivo.

Efecto Retorno

El efecto retorno proviene de la simulación de los coeficientes del año 2006 en la distribución de resultados del año 2003. Como se observa en el cuadro 11, el efecto total de este componente alcanza a un incremento de 7.7 puntos, y resulta positivo para todos los deciles de la distribución, con mayor magnitud para los primeros, lo que nuevamente indica un efecto redistributivo. El signo de este efecto está explicado por el aumento en la eficiencia de las características para los colegios públicos, presentando en el caso de los privados un efecto negativo (cuadro A.5).

Al analizar separadamente el efecto retorno de cada una de las variables de la función de producción (cuadro A.8), se observa que el principal factor es la mayor efectividad de la constante, que alcanza 53.4 puntos, lo que indica un mejoramiento generalizado de la eficiencia de los estudiantes.

El efecto del conjunto de variables a nivel individual, del centro e institucionales presenta signo negativo, resultado consistente con lo obtenido por la descomposición de Oaxaca-Blinder. Destaca el aumento en la eficiencia del efecto par (1.3 puntos), mientras que el ISEC a nivel individual ve disminuida su efectividad. A su vez, la mayor parte del aumento del efecto par corresponde a los centros privados, mientras que los públicos vieron disminuir su efectividad en este factor.

Otras variables a nivel del centro educativo que tienen un impacto positivo sobre el efecto retorno son la cantidad de alumnos por profesor, la escasez de materiales educativos y las variables de región. Mientras

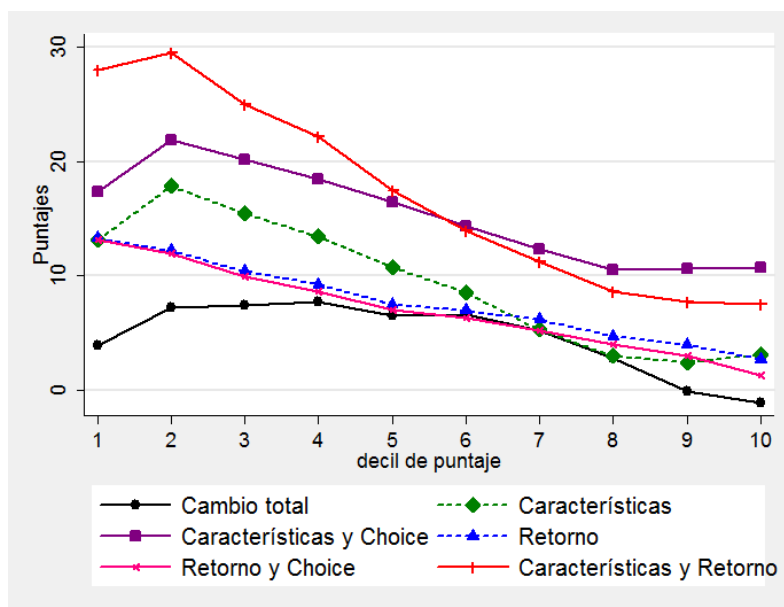
que el tamaño del colegio, la escasez de profesores de Matemática y el porcentaje de profesores titulados presentan un efecto negativo. Por su parte, la variable institucional de selectividad académica también presenta un efecto negativo.

A nivel del estudiante las variables generan un efecto total negativo de 36.5 puntos, siendo el sector público el que explica la mayor parte de este cambio (-22.6 puntos). Dentro de las variables a nivel individual el cambio más sustantivo provienen de la *dummy* de cuarto grado (-22.5), con un impacto negativo mayor en los deciles más altos de la distribución. El resto de las variables a nivel individual presentan todas un efecto retorno negativo, aunque de menor magnitud. Por último, la variable institucional de selectividad presenta también un efecto negativo.

Interacción del efecto características y retorno

En la figura 8 se presenta el efecto combinado del cambio en las características y coeficientes para todos los deciles de la distribución. Como puede observarse este efecto es positivo para toda la distribución, y mayor para los primeros deciles.

Figura 8: Efectos combinados por decil de puntaje



Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE-PISA 2003 y 2006.

El efecto promedio (17.1) es superior al efecto de la simulación de coeficientes y características individualmente, y se explica principalmente por el efecto de la constante y, en particular, por el efecto en los colegios públicos (cuadro A.10). Si bien el efecto de las variables a nivel del centro provoca un

aumento de la desigualdad, el efecto de coeficientes y características total tiene el comportamiento inverso, siendo de mayor magnitud para los deciles más bajos de la distribución.

Interacción del efecto características, retorno y peso

En la quinta simulación del cuadro 11 se presenta el efecto combinado de la simulación de características, coeficientes y peso. En este caso el efecto promedio disminuye respecto a la simulación aislada de características o coeficientes (7.6 puntos). Asimismo, el efecto combinado resulta de mayor magnitud para los primeros deciles de la distribución, indicando nuevamente un efecto redistributivo. Al analizar el cambio por tipo de centro educativo (cuadro A.5) se observa que los colegios públicos presentan la mayor magnitud en este efecto.

Efecto elección de establecimiento

El efecto elección de establecimiento o efecto *choice* resulta de signo negativo en el promedio y muy cercano a cero, como se observa en el cuadro 11. El efecto es prácticamente igual para todos los deciles de la distribución.

Interacción del efecto características y elección de establecimiento

Cuando se analiza el efecto características conjuntamente con el cambio en la elección de establecimientos⁴⁶ (cuadro A.7) se observa que el efecto total aumenta a 15.3 puntos. Este aumento es mayor para los últimos deciles de la distribución (figura 8), lo que provoca un leve incremento de la desigualdad, y es explicado principalmente por el cambio en la matrícula de los centros privados.

Interacción del efecto retorno y elección de establecimiento

Al analizar el efecto retorno conjuntamente con el cambio en la elección de establecimientos⁴⁷ (cuadro A.9) se observa que el efecto total se reduce a 7 puntos. Esta reducción es mayor para los deciles más altos de la distribución (figura 8), y es explicado en prácticamente igual proporción por el cambio en la matrícula de los centros públicos y privados.

⁴⁶ Para realizar esta simulación se utilizaron los Z simulados en la determinación de la elección simulada de colegios.

⁴⁷ Para realizar esta simulación se utilizaron los λ estimados del año 2006 en la determinación de la elección simulada de colegios.

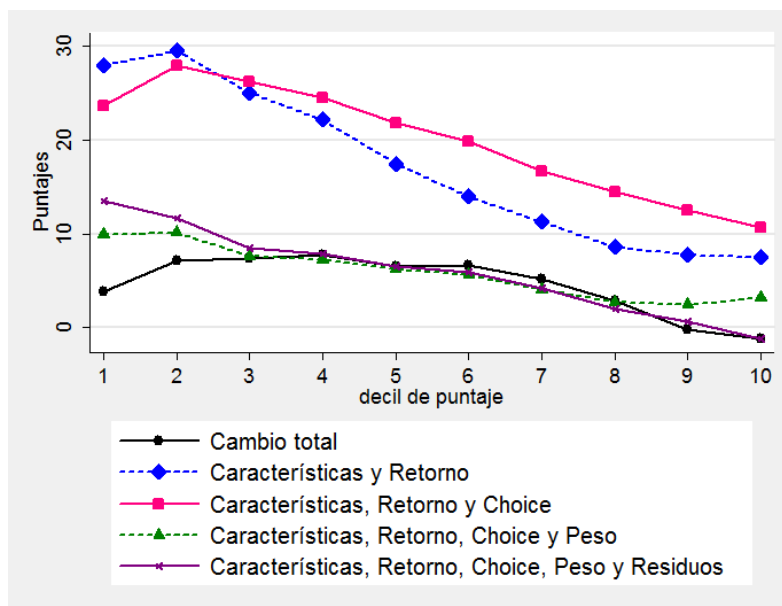
Interacción del efecto características, retorno y elección de establecimiento

El efecto elección de establecimiento cobra mayor importancia cuando se lo combina con los demás efectos, características o coeficientes, como se comentó anteriormente, provocando en el primer caso un aumento del efecto promedio, y en el segundo caso una disminución. Cuando se combinan estos tres efectos⁴⁸ (cuadro A.11), se observa que el efecto total aumenta respecto a la simulación únicamente de coeficientes y características (19.9 puntos), siendo mayor este aumento para los últimos deciles de la distribución y explicada en mayor medida por los cambios en la matrícula de los colegios públicos.

Interacción del efecto características, retorno, elección de establecimiento y peso

A continuación se realiza la simulación combinada de las características, coeficientes, elección de establecimiento y peso. Como puede observarse en el cuadro 11 el efecto promedio se reduce a 5.9 puntos, presentando las mayores disminuciones respecto a la simulación combinada anterior en los primeros deciles de la distribución (figura 9). En este caso, mientras que los colegios públicos presentan signo positivo en este efecto combinado, los colegios privados tienen el signo contrario.

Figura 9: Todos los efectos por decil de puntaje



Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE-PISA 2003 y 2006.

⁴⁸ Para realizar esta simulación se utilizaron los λ estimados del año 2006 y los Z simulados en la determinación de la elección simulada de colegios.

Efecto Residuos

El efecto de simular los residuos del año 2006 en el año 2003 resulta en el promedio nulo (cuadro 11), comportamiento que se produce para todos los tipos de instituciones (cuadro A.5). Sin embargo, presenta un comportamiento diferenciado según los deciles de la distribución, teniendo signo positivo en los primeros 7 deciles y negativo en los últimos 3.

Efectos conjuntos de las microsimulaciones

El efecto conjunto de las microsimulaciones (última simulación del cuadro 11) indica un pequeño cambio en el promedio, con una disminución de la desigualdad. El carácter progresivo del cambio total se explica por el resultado de los centros públicos⁴⁹. A su vez, los resultados indican que el puntaje únicamente mejora para estos últimos, ya que la evolución es negativa para los privados (cuadro A.5). El principal avance se refiere a un mejoramiento generalizado en la eficiencia en el uso de los recursos. Por otra parte, este mejor resultado es compensado por un efecto negativo en cuanto a dotación de recursos.

Cuando se incluye la simulación de las variables no observables a las cuatro primeras simulaciones, es posible explicar una parte importante de la desigualdad en la evolución de los promedios de puntaje. El efecto conjunto es superior para los primeros deciles y se vuelve negativo para los dos últimos. Este resultado es consistente con el impacto progresivo del efecto residuos obtenido al aplicar la metodología de Juhn, Murphy y Pierce.

Al combinar todas las simulaciones el efecto promedio alcanza 5.9 puntos (de 4.6 que es el cambio observado). El ajuste total es más exacto para últimos deciles de la distribución, mientras que se vuelve más inexacto en el primer decil (figura 9). El diseño muestral del año 2006 resulta más complejo y exacto en reflejar la población estudiantil en el tramo de edad considerado, por lo que al simular el peso de dicho año en la muestra 2003, conjuntamente con las características, retornos, elección de establecimiento y residuos, es posible explicar los cambios en 90% de la distribución, permitiendo identificar con claridad los principales factores asociados a la evolución de cada uno de los deciles de puntaje.

⁴⁹ Si se calcula el efecto conjunto de las microsimulaciones por decil de puntaje considerando el cambio en un solo tipo de colegio, se encuentra un efecto progresivo para los centros públicos y un efecto regresivo para los privados, lo que resulta consistente con lo observado en el cambio total de puntaje por tipo de institución.

5.5. Comparación de los resultados

La aplicación de las tres estrategias metodológicas arroja resultados consistentes entre sí, permitiendo una complementación en el grado de complejidad del análisis y aportando cada una de ellas un valor adicional. Los resultados obtenidos al aplicar la metodología de Oaxaca-Blinder indican que el cambio total en el puntaje PISA Matemática entre 2003 y 2006 es explicado principalmente por una mayor eficiencia en el uso de las características. El aumento en el retorno de la constante es el principal factor explicativo del aumento de la eficiencia. Este aumento generalizado para todos los estudiantes -especialmente en los centros públicos- indica una mayor homogeneidad en los resultados educativos, y se debe básicamente a la recuperación económica en los años considerados. Sin embargo, este efecto positivo es atenuado por una menor eficiencia en las principales variables a nivel del estudiante y centro, principalmente los retornos a los diferentes grados de escolaridad.

Por su parte, las características en el año 2006 resultan más desventajosas que en el año 2003, fenómeno que se concentra principalmente en las variables relativas al estudiante. Si bien este hecho contrasta con un período de recuperación económica, puede ser explicado por diversos factores como los cambios en la matrícula o cambios demográficos que experimentó el país en estos años.

La metodología de Juhn, Murphy y Pierce permite concluir además sobre el impacto de los efectos en los distintos deciles de la distribución, indicando un efecto progresivo como consecuencia principalmente del efecto retorno.

Las microsimulaciones, por su parte, permiten identificar la relevancia de las diferencias entre estudiantes que asisten a colegios públicos y privados, pero también dan cuenta de lo sensible de los resultados a cambios en la composición muestral. El efecto características resulta de signo positivo cuando se realizan las microsimulaciones, a diferencia de lo obtenido con las otras dos técnicas de descomposición. Sin embargo, cuando se incorpora la simulación del peso muestral, el efecto conjunto resulta negativo y de magnitud muy similar al obtenido previamente con Oaxaca-Blinder y Juhn, Murphy y Pierce.

6. Conclusiones

Este estudio brinda información sobre la existencia de diferencias en la distribución de resultados en las pruebas PISA Matemática 2003 y 2006, identificando factores que determinan los cambios en los resultados y la evolución de la incidencia de estos factores en el período. El recorrido por las tres

metodologías aplicadas permite entregar pistas consistentes entre ellas, siendo posible concluir que el país presenta un piso insatisfactorio en equidad y resultados.

En primer lugar, se puede concluir que, si bien el cambio observado entre los años 2003 y 2006 es muy pequeño, existen cambios internos en las características y retornos que se contraponen y generan un escaso cambio total en el período, lo que verifica la hipótesis inicial del trabajo.

En segundo lugar, existe evidencia de que la mejora en el puntaje entre ambos años está explicada por un aumento en la capacidad de la educación de transformar en logros de aprendizaje los recursos y características educativas, en particular una mejora generalizada en la eficiencia en el uso de los recursos explicada por la recuperación económica en el período de estudio y que beneficia especialmente a los centros públicos, aunque compensada parcialmente por una disminución en la eficiencia de efectos individuales de grado.

En tercer lugar, se produce una disminución en la dotación de recursos, concentrada principalmente en las variables a nivel del estudiante, en particular las características socioeconómicas y culturales y el porcentaje de estudiantes que cursan los grados más avanzados.

Por último, es posible concluir que la mejora en el resultado PISA Matemática tuvo un efecto redistributivo, beneficiando principalmente a aquellos estudiantes con menores desempeños educativos. Este resultado está reflejando una disminución en la dispersión de los puntajes, explicado por la evolución dentro de los colegios públicos.

El crecimiento económico debiese estar en estrecha relación con un sustantivo incremento en el desempeño, lo cual no es percibido en los resultados obtenidos por Uruguay en el período. Las metodologías aplicadas permiten indagar de forma firme sobre dónde están los desafíos y condiciones de los estudiantes uruguayos, y la forma de resolver la deuda del país en cuanto a brindar educación satisfactoria para todos. Es posible concluir que los esfuerzos deben enfocarse en adicionar recursos educativos y aumentar la eficiencia a nivel individual. Resultan primordiales las políticas orientadas a brindar mayor apoyo los alumnos de contextos socioculturales desfavorecidos y la búsqueda de mejores retornos por año adicional de educación.

A pesar de la caída del ISEC, el puntaje promedio mejora en el período y, si bien este aumento es marginal, hay un crecimiento sustantivo para los deciles medios-bajos y medios. Este resultado estaría indicando que luego del shock económico negativo experimentado por el país, que afecta con mayor

intensidad a los grupos vulnerables de la sociedad, no solo en términos económicos, sino que también en oportunidades de movilidad y sociales, como son los aprendizajes, el período 2003-2006 parece haber revertido la potencial pérdida ocurrida por la crisis. Sin embargo, en este escenario se plantean desafíos relevantes para mejorar la efectividad del sistema escolar en su conjunto, pues el avance 2003-2006 podría ser solo una recuperación y no un sistema escolar más efectivo.

La presente investigación abre la posibilidad de aplicar estas metodologías a los datos de PISA 2009 para entender con mayor detalle la historia detrás de los resultados obtenidos por Uruguay. Los datos más recientes permitirán ampliar el análisis con la evolución de los últimos años, frente a un crecimiento económico y reformas educativas enfocadas en mejorar la educación y volverla más equitativa. Asimismo, resulta interesante para futuras ampliaciones de la investigación, comparar el resultado obtenido por Uruguay con otros países de niveles socioeconómicos similares como Chile o Argentina, y con países que han logrado avanzar a situaciones mucho mejores como es el caso de Polonia.

7. Bibliografía

- [1] Agüero J. y S. Cueto. (2004). “Dime con quién estudias y te diré cómo rindes: Peer-effects como determinantes del rendimiento escolar”, Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social.
- [2] Amarante, V., R. Arim y A. Vigorito. (2005). “Pobreza, red de protección social y situación de la infancia en Uruguay”, Informe elaborado para la División de Programas Sociales, Región 1, del Banco Interamericano de Desarrollo.
- [3] Amarante, V. e I. Perazzo. (2008). “Crecimiento económico y pobreza en Uruguay. 1991-2006”, Documento de trabajo DT 09/08, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- [4] Ammermüller, A. (2004). “PISA: What makes the difference? . Explaining the gap in PISA test scores between Finland and Germany”, Discussion Paper 04-04, Mannheim, Alemania, Centre for European Economic Research.
- [5] ANEP. (2004). “Primer Informe Nacional PISA 2003 Uruguay”, Administración Nacional de Educación Pública, Uruguay.
- [6] ANEP. (2005). “Panorama de la educación en el Uruguay. Una década de transformaciones 1992-2004”, Administración Nacional de Educación Pública, Uruguay.
- [7] ANEP. (2007a). “Anuario estadístico 2006”, Administración Nacional de Educación Pública, Uruguay.
- [8] ANEP. (2007b). “Balance de 2 años de gestión”, Administración Nacional de Educación Pública, Uruguay.
- [9] ANEP. (2007c). “Elementos para analizar la evolución reciente de la matrícula de educación secundaria”, Administración Nacional de Educación Pública, Uruguay.
- [10] ANEP. (2007d). “Uruguay en PISA 2006. Primeros Resultados en Ciencias, Matemática y Lectura del Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes”, Administración Nacional de Educación Pública, Uruguay.
- [11] Aristimuño, A. (2009). “El Abandono de los Estudios del Nivel Medio en Uruguay: un Problema Complejo y Persistente”, REICE, Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación, 7(4), pp. 180-197.
- [12] Bellei, C., J. Valenzuela, A. Osses, y A. Sevilla. (2009). “Principales factores que explican las diferencias de resultados entre Chile y otros países de la OCDE y de América Latina en la prueba PISA-2006 Lectura”, en “¿Qué nos dice PISA sobre la educación de los jóvenes en Chile? : nuevos análisis y perspectivas sobre los resultados en PISA 2006”, pp. 149-170, Ministerio de Educación, Unidad de Currículum y Evaluación, Santiago de Chile, Chile.
- [13] BID. (2000). “El sistema educativo uruguayo: estudio de diagnóstico y propuesta de políticas públicas para el sector”, BID, Uruguay.
- [14] Blinder, A. (1973). “Wage discrimination: reduced form and structural estimates”, The Journal of Human Resources, 4(8). Wisconsin, Estados Unidos: The University of Wisconsin Press.
- [15] Boado, M. y T. Fernández. (2008). “Estudio Longitudinal de los estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay. Primeros resultados”, Informe de Investigación n°42, Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay.
- [16] Bourguignon, F., F. Ferreira y N. Lustig. (2005). “The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America”, World Bank and Oxford University Press, New York.
- [17] Bourguignon, F., M. Fournier, y M. Gurgand. (1998). “Distribution, development, and education in Taiwan, 1979-94”, Documento de Trabajo. DELTA.
- [18] Brunner, J. y G. 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.
- [19] Bucheli, M., R. Diez de Medina y C. Mendive. (1999). “Equidad y Pobreza ante la apertura comercial de los noventa: un enfoque de microsimulaciones”. En: Ganuza, E., L. Taylor, R. Barros y

- R. Vos (eds.), "Liberalización, desigualdad y pobreza. América Latina y el Caribe en los 90", Buenos Aires: Ediciones Universidad de Buenos Aires (para PNUD y CEPAL).
- [20] Bucheli, M. y M. Furtado. (2004). "Uruguay 1998-2002: ¿quiénes ganaron y quiénes perdieron en la crisis? ", Trabajo de Consultoría realizado para la Oficina en Montevideo de la CEPAL. Presentado en la Jornadas del Banco Central 2004.
- [21] Cardozo, S. (2008). "Políticas educativas, logros y desafíos del sector en Uruguay 1990 - 2008", Cuadernos de la ENIA, Comité de Coordinación Estratégica de Infancia y Adolescencia, Uruguay.
- [22] Cardozo, S. (2009). "Experiencias laborales y deserción en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay: nuevas evidencias", REICE, Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación, 7(4), pp. 198-218.
- [23] Chouy, G. y L. Noboa. (2008). "TICs en PISA Uruguay", Reuniones de Comité Técnico, Dir. de Investigación, Evaluación y Estadística, Administración Nacional de Educación Pública, Uruguay.
- [24] Elacqua, G. y R. Fabrega. (2004). "El consumidor de la educación: El actor olvidado de la libre elección de escuelas en Chile", Universidad Adolfo Ibáñez, Santiago, Chile.
- [25] Epple, D. y R. Romano. (1998). "Competition between private and public schools, vouchers and peer group effects", American Economic Review, 88, 33-62.
- [26] Fernández, T. (2009). "La Desafiliación en la Educación Media en Uruguay. Una Aproximación con base en el Panel de Estudiantes Evaluados por PISA 2003", REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación, 7(4), pp. 164-179.
- [27] Fernández, T. y N. Bentancur (2008). "La enseñanza media en Uruguay: Cuatro problemas estructurales y tres líneas de política para su rediseño institucional", REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación, 6(4).
- [28] Fernández, T., S. Cardozo y M. Boado. (2009). "La desafiliación y el abandono de la Educación Media en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay", Informe de Investigación n°45, Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay.
- [29] Ferreira, F. y J. Litchfield. (1998). "Calm after the Storms: Income Distribution in Chile, 1987-94", World Bank Policy Research, Paper No. 1960.
- [30] Ferreira, F. y R. Paes de Barros. (2000). "La Educación y la Distribución del Ingreso en el Brasil Urbano, 1976-1996", CEPAL Review, 71, pp.43-64.
- [31] Fuchs, T. y L. Woessmann. (2004). "What accounts for International differences in student performance? A re-examination using PISA data", IZA Discussion Paper, 1287. Bonn, Alemania: Institute for the Study of Labor.
- [32] 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.
- [33] Hanushek, E. y L. Woessmann. (2010). "The Economics of International Differences in Educational Achievement", CESifo Working Paper Series, CESifo Working Paper No. 3037, CESifo Group Munich.
- [34] Heshmati, A. (2004). "A Review of decomposition of income inequality", IZA, Discussion Paper N° 1221. Bonn, Alemania: Institute for the Study of Labor.
- [35] IECON. (2006). "Uruguay 2005-2006. Informe de Coyuntura", Área de Coyuntura, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- [36] INE. (2006). "Relevamiento de Asentamientos Irregulares 2005 - 2006", Instituto Nacional de Estadística, Uruguay.
- [37] Jann, B. (2008). "A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition", Working Paper No. 5, ETH Zurich Sociology.
- [38] Jayachandran, U. (2002). "Socio-Economic Determinants of School Attendance in India", Working Paper No. 103, Centre for Development Economics, Delhi School of Economics.
- [39] Juhn, C., K. Murphy y B. Pierce. (1993). "Wage Inequality and the Rise in Return to Skill", Journal of Political Economy 101(3), pp. 410-442, University of Chicago Press.

- [40] Llambí, C. y M. Perera. (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, Uruguay.
- [41] Llambí, C., M. Perera y P. Messina. (2009). “Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos”, Investigación financiada por el Fondo “Carlos Filgueira”, del Programa Infancia, Adolescencia y Familia - Ministerio de Desarrollo Social, Uruguay.
- [42] Marroig, A. y C. Oreiro. (2008). “Determinantes de la distribución del ingreso en Uruguay 1991-2005. Un análisis de microsimulaciones”, Revista Quantum de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, Vol. III, N°2, Uruguay.
- [43] McEwan, P. (2001). “The effectiveness of Public, Catholic, and Non-Religious Private Schools in Chile’s Voucher System”, Education Economics, Vol. 9, N°2.
- [44] McEwan, P. y J. Marshall. (2004). “Why does academic achievement vary across countries? Evidence from Cuba and Mexico”, Education Economics, 12, 3. Oxford, Reino Unido: Taylor y Francis.
- [45] Méndez, N. y M. Zerpa. (2009). “Desigualdad en las capacidades educativas en Uruguay y Chile”. Presentado en el I Seminario sobre Economía de la Educación, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, agosto 2010, Uruguay.
- [46] MIDES. (2009). “Reporte Social 2009. Principales Características del Uruguay Social”, Ministerio de Desarrollo Social, Uruguay.
- [47] MIDES. (2010). “Gasto Público Social 2008: confirmación de tendencias y prioridades”, Ministerio de Desarrollo Social, Uruguay.
- [48] Mizala, A. y P. Romaguera. (2000). “Determinación de factores explicativos de los resultados escolares en educación media en Chile”, Serie Economía N° 85. Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial. Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas. Universidad de Chile.
- [49] Mizala, A. y P. Romaguera. (2002). “Equity and educational performance”, Documentos de Trabajo 136, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.
- [50] Ñopo, H. (2004). “Matching as Tool to Decompose Wage Gaps”, IZA Discussion Paper Series N° 981. IZA, Discussion Paper N° 1221. Bonn, Alemania: Institute for the Study of Labor.
- [51] Oaxaca, R. (1973). “Male-female wage differentials in urban labor markets”, International Economic Review, 14(3), pp. 693-709, Philadelphia PA: University of Pennsylvania.
- [52] Oaxaca, R. y M. Ramson. (1994). “On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials”, Journal of Econometrics, Vol. 61, pp. 5-21.
- [53] OCDE. (2004). “Informe PISA 2003 Aprender para el mundo del mañana”.
- [54] OCDE. (2006). “PISA 2003 Manual de análisis de datos. Usuarios de SPSS®”, OCDE e INECSE, Madrid.
- [55] OCDE. (2007). “Informe PISA 2006, Competencias científicas para el mundo del mañana”.
- [56] OCDE. (2009a). “Equally prepared for life? How 15-year-old boys and girls perform in school”.
- [57] OCDE. (2009b). “PISA 2006 Technical report”.
- [58] OCDE. (2009c). “PISA Data Analysis Manual SPSS® Second edition”.
- [59] Orazem, P. y V. Gunnarson. (2004). “Child labor, school attendance and performance: a review”, Working Paper 4001, Department of Economics, Iowa State University.
- [60] Paes de Barros, R., F. Ferreira, J. Molinas Vega y J. Saavedra. (2008). “Midiendo la Desigualdad de Oportunidades en América Latina y el Caribe”, Banco Mundial, Washington D.C.
- [61] Pellegrino, A. y M. Koolhaas, Martín. (2008). “Migración internacional: los hogares de los emigrantes”, Cap. 5 de libro Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XXI. C. Varela (coord.). pp. 115-143. Montevideo: Trilce, Programa de Población-UNFPA.

- [62] Pellegrino, A. y A. Vigorito. (2005). "La emigración uruguaya durante la crisis de 2002", Documento de trabajo DT 3/05, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- [63] Peña, C. (2002). "Rendimiento escolar en Chile en establecimientos públicos y privados: ¿Qué nos muestra la nueva evidencia?", Estudio de Caso N° 68, Magister en Gestión y Políticas Públicas de la Universidad de Chile.
- [64] Perazzo, I. (2008). "Evolución de las principales variables del mercado laboral: 1996-2007", Documento de trabajo DT 08/08, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- [65] PNUD. (2001). "Informe sobre desarrollo humano en Uruguay 2001. Inserción internacional, empleo y desarrollo humano", Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- [66] PNUD. (2008). "Informe sobre desarrollo humano en Uruguay 2008. Política, políticas y desarrollo humano", Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- [67] Sapelli, C. (2009). "Retornos a la educación y dotación de habilidades cognitivas en Uruguay: diagnóstico y algunas recomendaciones de política para el sector de educación", Cámara Nacional de Comercio y Servicios del Uruguay, Uruguay.
- [68] Sapelli, C. y B. Vial. (2002). "The Performance of Private and Public Schools in the Chilean Voucher System", Cuadernos de Economía, 39 (118), pp. 423-454, Chile.
- [69] Somers, M., P. McEwan y J. Willms. (2001). "How effective are private schools in Latin America?", mimeo, Canadian Research Institute for Social Policy.
- [70] Tansini, R. (2008). "Resultados escolares en escuelas públicas de Montevideo: ¿de qué dependen?", Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay.
- [71] Train, K. (2002). "Discrete Choice Methods with Simulation", University of California, Berkeley and National Economic Research Associates, Inc. Cambridge University Press.
- [72] Valenzuela, J., C. Bellei, A. Sevilla y A. Osses. (2009a). "Causas que explican el mejoramiento de los resultados obtenidos por los estudiantes chilenos en PISA 2006 respecto a PISA 2001. Aprendizajes y Políticas", Fondo de Investigación y Desarrollo en Educación, MINEDUC, Chile.
- [73] Valenzuela, J., C. Bellei, A. Sevilla y A. Osses. (2009b). "Principales factores que explican las diferencias de resultados entre Chile y otros países de la OCDE y de América Latina en la prueba PISA-2006 Matemática", en "¿Qué nos dice PISA sobre la educación de los jóvenes en Chile? : nuevos análisis y perspectivas sobre los resultados en PISA 2006", pp. 105-148, Ministerio de Educación, Unidad de Currículum y Evaluación, Santiago de Chile, Chile.
- [74] Valenzuela, J., C. Bellei y J.P. De los Ríos. (2010). "Segregación Escolar en Chile", en "¿Fin de Ciclo? Cambios en la Gobernanza del Sistema Educativo", S. Martinic y G. Elacqua (Editores), UNESCO y Pontificia Universidad Católica de Chile.
- [75] Vega, E. y J. Petrow. (2008). "Raising Student Learning in Latin America", Banco Mundial.
- [76] Wooldridge, J.M. (2002). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data", Cambridge, Massachusetts Institute of Technology, Press.

A. Anexo

Cuadro A. 1: Variables Seleccionadas

Variable Utilizada	Comentario
Variable de resultados	
Puntaje Matemática	Puntaje PISA 2003-2006, 5 valores plausibles para el resultado en Matemática.
Variables del Estudiante	
Género	Variable <i>dummy</i> para el género del alumno (categoría omitida: hombre).
Grado	Cinco variables <i>dummies</i> para el grado que se encuentra cursando el alumno: grado 7 (primer año), grado 8 (segundo año), grado 9 (tercer año), grado 10 (cuarto año), grado 11 (quinto año) (categorías omitidas: no pertenece a ese grado).
Retraso escolar	Variable <i>dummy</i> que indica si el estudiante ha repetido algún curso (categoría omitida: sin retraso).
Índice de estatus socioeconómico y cultural (ISEC)	Variable elaborada por OCDE-PISA (<i>ESCS</i>), que considera educación y ocupación de los padres, y bienes en el hogar.
Variables del Establecimiento	
Efecto Par	Variable que mide el promedio del ISEC de los alumnos del mismo centro.
Tamaño del colegio	Variable continua que indica la cantidad promedio de alumnos matriculados.
Alumnos por profesor	Variable continua que indica la cantidad de alumnos promedio por profesor.
Escasez de materiales educativos	Variable que indica el grado en que la capacidad del centro educativo para brindar enseñanza es afectada por la disponibilidad de material de enseñanza escaso o inadecuado: escala con rango 1 a 4.
Escasez de profesores de Matemática calificados	Variable que indica el grado en que la capacidad del centro educativo para brindar enseñanza es afectada por la no disponibilidad de profesores de Matemática calificados: escala con rango 1 a 4.
Porcentaje de profesores titulados	Variable que indica la proporción de docentes titulados en el centro educativo: escala con rango 0 a 1.
Tamaño de la localidad	Cuatro variables <i>dummies</i> que indican la ubicación del establecimiento: Montevideo y área metropolitana, Ciudades Capitales del interior del país, Ciudades menores del interior del país, Rural (categorías omitidas: no pertenece a esa localidad).
Variables Institucionales	
Selectividad académica	Variable <i>dummy</i> que indica si el establecimiento aplica criterios académicos de selección, construida a partir del índice de selectividad del centro educativo elaborado por OCDE-PISA (categoría omitida: no aplica).
Secundaria Pública	Variable <i>dummy</i> que indica si la institución corresponde a Secundaria Pública -General, Militar, Rural y Técnico- (categoría omitida: no corresponde).
Secundaria Privada	Variable <i>dummy</i> que indica si la institución corresponde a Secundaria Privada (categoría omitida: no corresponde).

Cuadro A. 2: Estadísticas descriptivas

	Media		Desv. est.		Rango			Puntaje	
	2003	2006	2003	2006	2003	2006	2003	2006	
Puntaje Matemáticas	422.20	426.80	95.22	93.37	108.93	734.41	102.58	732.04	
Variables estudiante									
Género (mujer=1)	0.51	0.51	0.50	0.50	0.0	1.0	0.0	1.0	416.30 420.49
Primer grado	0.06	0.07	0.23	0.26	0.0	1.0	0.0	1.0	297.87 332.74
Segundo grado	0.10	0.10	0.30	0.30	0.0	1.0	0.0	1.0	328.19 331.88
Tercer grado	0.18	0.17	0.39	0.38	0.0	1.0	0.0	1.0	368.54 374.27
Cuarto grado	0.59	0.59	0.49	0.49	0.0	1.0	0.0	1.0	457.92 463.50
Quinto grado	0.07	0.07	0.26	0.25	0.0	1.0	0.0	1.0	488.76 484.61
Retraso	0.32	0.33	0.46	0.47	0.0	1.0	0.0	1.0	342.81 350.74
Índice Socioeconómico y Cultural	-0.35	-0.51	1.05	1.18	-3.7	2.4	-4.3	2.8	
Variables centro									
Efecto par (ISEC)	-0.35	-0.51	0.63	0.77	-2.3	1.3	-2.7	1.6	
Tamaño colegio	531.12	435.16	335.86	248.90	9.0	2535.0	30.0	1275.0	
Alumnos por profesor	17.79	15.86	9.43	5.53	1.9	65.0	2.0	29.6	
Escasez materiales educativos	2.86	2.53	1.02	1.07	1.0	4.0	1.0	4.0	
Escasez profesores de matemática	2.43	1.89	1.04	1.04	1.0	4.0	1.0	4.0	
Porcentaje de profesores titulados	0.53	0.60	0.21	0.19	0.0	1.0	0.1	1.0	
Montevideo y área metropolitana	0.48	0.46	0.50	0.50	0.0	1.0	0.0	1.0	440.64 443.31
Ciudades capitales del interior	0.32	0.32	0.47	0.47	0.0	1.0	0.0	1.0	412.65 412.72
Ciudades menores del interior	0.11	0.13	0.31	0.33	0.0	1.0	0.0	1.0	406.87 423.77
Localidades con menos de 5000 hab.	0.09	0.09	0.29	0.29	0.0	1.0	0.0	1.0	376.85 396.50
Variables institucionales									
Selectividad	0.10	0.09	0.31	0.29	0.0	1.0	0.0	1.0	470.00 442.64
Institución pública	0.86	0.85	0.35	0.36	0.0	1.0	0.0	1.0	409.24 414.85
Institución privada	0.14	0.15	0.35	0.36	0.0	1.0	0.0	1.0	501.24 495.21

Nota: Valores expandidos para toda la población.

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

Cuadro A. 3: Estadísticas descriptivas: Centros Públicos

	Media		Desv. est.		Rango			Puntaje	
	2003	2006	2003	2006	2003	2006	2003	2006	
Puntaje Matemáticas	409.24	414.85	91.26	90.40	108.93	690.01	102.58	732.04	
Variables estudiante									
Género (mujer=1)	0.51	0.51	0.50	0.50	0.0	1.0	0.0	1.0	404.40 409.64
Primer grado	0.07	0.09	0.25	0.28	0.0	1.0	0.0	1.0	297.87 332.74
Segundo grado	0.11	0.11	0.31	0.32	0.0	1.0	0.0	1.0	327.69 330.47
Tercer grado	0.20	0.19	0.40	0.39	0.0	1.0	0.0	1.0	360.92 366.87
Cuarto grado	0.56	0.55	0.50	0.50	0.0	1.0	0.0	1.0	447.35 454.50
Quinto grado	0.07	0.06	0.25	0.25	0.0	1.0	0.0	1.0	480.42 478.03
Retraso	0.36	0.37	0.48	0.48	0.0	1.0	0.0	1.0	338.71 346.32
Índice Socioeconómico y Cultural	-0.52	-0.73	0.99	1.09	-3.7	2.4	-4.3	2.3	
Variables centro									
Efecto par (ISEC)	-0.52	-0.73	0.47	0.57	-2.3	0.6	-2.7	1.2	
Tamaño colegio	536.60	430.22	328.45	233.53	9.0	2535.0	30.0	1196.0	
Alumnos por profesor	18.37	16.20	9.79	5.22	1.9	65.0	3.8	29.6	
Escasez materiales educativos	3.07	2.73	0.87	1.01	1.0	4.0	1.0	4.0	
Escasez profesores de matemática	2.59	1.99	0.98	1.05	1.0	4.0	1.0	4.0	
Porcentaje de profesores titulados	0.51	0.59	0.20	0.19	0.0	1.0	0.1	1.0	
Montevideo y área metropolitana	0.42	0.40	0.49	0.49	0.0	1.0	0.0	1.0	419.17 422.30
Ciudades capitales del interior	0.35	0.34	0.48	0.48	0.0	1.0	0.0	1.0	408.58 408.04
Ciudades menores del interior	0.12	0.15	0.33	0.36	0.0	1.0	0.0	1.0	406.87 423.53
Localidades con menos de 5000 hab.	0.10	0.11	0.31	0.31	0.0	1.0	0.0	1.0	373.71 396.50
Variables institucionales									
Selectividad	0.07	0.07	0.25	0.26	0.00	1.00	0.00	1.00	439.68 412.17

Nota: Valores expandidos para toda la población.

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

Cuadro A. 4: Estadísticas descriptivas: Centros Privados

	Media		Desv. est.		Rango			Puntaje		
	2003	2006	2003	2006	2003	2006	2003	2006		
Puntaje Matemáticas	501.24	495.21	79.45	79.67	260.7	734.4	236.7	707.3		
Variables estudiante										
Género (mujer=1)	0.51	0.51	0.50	0.50	0.0	1.0	0.0	1.0	489.83	483.21
Primer grado										
Segundo grado	0.01	0.01	0.00	0.10	0.0	1.0	0.0	1.0	355.47	428.42
Tercer grado	0.07	0.09	0.11	0.29	0.0	1.0	0.0	1.0	493.92	462.02
Cuarto grado	0.83	0.83	0.38	0.38	0.0	1.0	0.0	1.0	501.14	497.60
Quinto grado	0.09	0.07	0.28	0.26	0.0	1.0	0.0	1.0	529.27	517.94
Retraso	0.07	0.09	0.26	0.28	0.0	1.0	0.0	1.0	466.87	455.91
Índice Socioeconómico y Cultural	0.72	0.77	0.78	0.84	-1.7	2.2	-2.0	2.8	0.00	0.00
Variables centro										
Efecto par (ISEC)	0.72	0.77	0.35	0.44	-0.1	1.3	-0.4	1.6		
Tamaño colegio	497.72	463.45	376.37	321.81	81.0	1842.0	46.0	1275.0		
Alumnos por profesor	14.29	13.93	5.71	6.74	5.2	26.3	2.0	28.1		
Escasez materiales educativos	1.56	1.41	0.89	0.56	1.0	4.0	1.0	3.0		
Escasez profesores de matemática	1.45	1.36	0.85	0.74	1.0	4.0	1.0	4.0		
Porcentaje de profesores titulados	0.68	0.69	0.19	0.19	0.2	1.0	0.2	1.0		
Montevideo y área metropolitana	0.83	0.81	0.37	0.39	0.0	1.0	0.0	1.0	507.47	502.68
Ciudades capitales del interior	0.14	0.18	0.35	0.39	0.0	1.0	0.0	1.0	473.34	463.27
Ciudades menores del interior		0.01		0.08			0.0	1.0		457.88
Localidades con menos de 5000 hab.	0.03		0.16		0.2	1.0			454.31	
Variables institucionales										
Selectividad	0.34	0.20	0.47	0.40	0.0	1.0	0.0	1.0	506.08	506.10

Nota: Valores expandidos para toda la población.

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

Cuadro A. 5: Resultados de la microsimulaciones con cambios en solo un tipo de colegio

	Efecto Total Promedio	Cambios solo en:	
		Públicos	Privados
PISA Matemática 2003	422.20		
PISA Matemática 2006	426.80		
Diferencia total PISA Matemática	4.60		
Efecto características	9.24	8.45	0.80
Efecto peso	-2.76	-3.99	1.22
Efecto características+peso	-2.11	-4.25	2.17
Efecto precio	7.69	8.83	-1.14
Efecto características+peso+precio	7.59	6.67	1.08
Efecto choice	-0.05	-0.05	-0.05
Efecto características+peso+precio+choice	5.91	6.52	-0.90
Efecto residuos	0.00	0.00	0.00
Efecto características+peso+precio+choice+residuos	5.93	6.58	-0.93

Nota: Valores expandidos para toda la población.

Fuente: Elaboración propia en base a datos OCDE -PISA 2003 y 2006.

Cuadro A. 6: Resultados de las microsimulaciones de características por decil de puntaje

	Efecto Total y por decil (X)				Cambios solo en:	
	Total	2	5	9	Públicos	Privados
PISA Matemática 2003	422.20	318.07	410.99	523.22		
PISA Matemática 2006	426.80	325.26	417.46	523.09		
Diferencia total PISA Matemática	4.60	7.19	6.47	-0.13		
Variables estudiante	7.05	17.05	8.17	-1.18	6.85	0.20
Genero (mujer=1)	-1.82	2.23	-2.99	-4.05	-1.84	0.03
Tercer grado	-1.99	-4.79	-2.46	-0.13	-2.13	0.14
Cuarto grado	11.94	7.00	7.92	18.74	11.60	0.34
Quinto grado	-1.25	-1.05	-2.19	-1.46	-0.76	-0.49
Retraso	0.33	1.95	0.06	-0.61	0.33	0.00
Índice Socioeconómico y Cultural	-0.15	-0.83	-0.34	0.57	-0.34	0.19
Variables centro	2.29	-0.32	2.25	4.74	1.67	0.62
Efecto par (ISEC)	0.25	-1.20	0.01	1.72	-0.28	0.53
Tamaño colegio	-0.02	0.01	-0.10	-0.04	-0.01	-0.01
Alumnos por profesor	0.16	0.11	0.12	0.27	0.13	0.03
Escasez materiales educativos	1.00	0.18	0.75	1.78	0.76	0.24
Escasez profesores matemática	-0.91	-0.76	-0.98	-0.98	-0.87	-0.04
Porcentaje de profesores titulados	1.63	1.98	1.64	1.39	1.70	-0.06
Montevideo y área metropolitana	0.26	-0.42	0.42	1.00	0.26	0.00
Rural	-0.08	-0.14	-0.06	0.27	-0.01	-0.07
Variables institucionales	-0.09	0.36	-0.25	0.14	-0.07	-0.02
Selectividad	-0.09	0.36	-0.25	0.14	-0.07	-0.02
Variables estudiante y centro	9.34	17.87	10.71	2.82	8.52	0.82
Variables estudiante e institucionales	6.96	17.04	8.16	-1.32	6.78	0.18
Variables centro e institucionales	2.19	0.03	1.89	4.51	1.59	0.60
Todas las variables	9.24	17.87	10.77	2.46	8.45	0.80

Nota: Todos los resultados de microsimulaciones presentan valores expandidos para toda la población.

Cuadro A. 7: Resultados de las microsimulaciones de características y elección de colegio por decil de puntaje

	Efecto Total y por decil (X y Z)				Cambios solo en:	
	Total	2	5	9	Públicos	Privados
PISA Matemática 2003	422.20	318.07	410.99	523.25		
PISA Matemática 2006	426.80	325.26	417.46	523.09		
Diferencia total PISA Matemática	4.60	7.19	6.47	-0.16		
Variables estudiante	8.83	19.34	9.94	0.02	8.35	0.36
Genero (mujer=1)	-2.00	2.26	-2.85	-4.29	-1.78	-0.34
Tercer grado	-2.55	-5.47	-2.35	-0.50	-2.15	-0.52
Cuarto grado	13.25	8.07	9.45	19.22	11.01	2.11
Quinto grado	-1.55	-0.88	-2.28	-2.12	-0.13	-1.55
Retraso	0.31	1.94	0.09	-0.68	0.24	-0.05
Índice Socioeconómico y Cultural	0.75	0.12	0.81	1.46	0.55	0.08
Variables centro	6.44	1.60	5.55	11.07	1.73	4.59
Efecto par (ISEC)	2.89	-0.02	2.38	5.93	-0.13	2.89
Tamaño colegio	-0.20	-0.13	-0.08	-0.26	-0.13	-0.19
Alumnos por profesor	0.11	0.00	0.19	0.29	0.00	-0.01
Escasez materiales educativos	2.63	0.68	2.12	4.74	0.51	2.00
Escasez profesores matemática	-1.12	-0.87	-1.00	-1.34	-0.93	-0.31
Porcentaje de profesores titulados	1.49	1.94	1.73	0.99	1.62	-0.25
Montevideo y área metropolitana	0.07	-0.64	0.37	0.52	0.08	-0.13
Rural	-0.31	-0.30	-0.37	-0.04	-0.15	-0.28
Variables institucionales	-0.24	0.12	-0.35	-0.16	-0.27	-0.10
Selectividad	-0.24	0.12	-0.35	-0.16	-0.27	-0.10
Variables estudiante y centro	15.39	21.92	16.43	11.04	10.20	5.07
Variables estudiante e institucionales	8.71	19.31	9.89	-0.16	8.20	0.38
Variables centro e institucionales	6.32	2.01	5.14	10.71	1.58	4.62
Todas las variables	15.27	21.89	16.40	10.60	10.05	5.09

Cuadro A. 8: Resultados de las microsimulaciones de coeficientes por decil de puntaje

	Efecto Total y por decil (β)				Cambios solo en:	
	Total	2	5	9	Públicos	Privados
PISA Matemática 2003	422.20	318.07	410.99	523.25		
PISA Matemática 2006	426.80	325.26	417.46	523.09		
Diferencia total PISA Matemática	4.60	7.19	6.47	-0.16		
Variables estudiante	-36.54	-29.29	-35.38	-43.09	-22.63	-13.91
Genero (mujer=1)	-2.80	-3.33	-3.17	-2.09	-2.85	0.04
Tercer grado	-2.41	-3.67	-2.57	-1.60	-1.22	-1.19
Cuarto grado	-22.50	-11.91	-22.54	-32.44	-10.81	-11.69
Quinto grado	-3.25	-1.04	-3.36	-5.61	-1.99	-1.26
Retraso	-5.05	-11.62	-4.31	-0.47	-4.89	-0.16
Índice Socioeconómico y Cultural	-0.52	-1.55	-0.88	0.66	-0.87	0.34
Variables centro	-8.87	-6.77	-8.65	-10.89	-6.31	-2.56
Efecto par (ISEC)	1.29	-0.84	0.39	3.80	-0.58	1.87
Tamaño colegio	-4.25	-3.73	-4.65	-4.40	-4.24	-0.01
Alumnos por profesor	0.61	-0.42	0.08	1.96	-0.51	1.12
Escasez materiales educativos	3.27	2.47	3.00	4.09	2.15	1.11
Escasez profesores matemática	-5.32	-5.10	-5.32	-5.60	-4.64	-0.68
Porcentaje de profesores titulados	-6.45	-1.50	-4.54	-11.42	0.34	-6.79
Montevideo y área metropolitana	1.67	0.79	1.30	2.55	0.77	0.90
Rural	0.30	0.71	0.24	0.18	0.38	-0.07
Variables institucionales	-0.26	-0.28	-0.37	-0.09	-0.39	0.13
Selectividad	-0.26	-0.28	-0.37	-0.09	-0.39	0.13
Constante	53.36	45.28	48.93	64.49	38.16	15.20
Variables estudiante y centro	-45.67	-37.30	-44.88	-53.33	-29.33	-16.34
Variables estudiante e institucionales	-36.80	-29.48	-35.74	-43.34	-23.02	-13.78
Variables centro e institucionales	-9.13	-7.01	-8.99	-11.00	-6.70	-2.43
Todas las variables	-45.67	-37.30	-44.88	-53.33	-29.33	-16.34
Variables y constante	7.69	12.15	7.44	3.90	8.83	-1.14

Cuadro A. 9: Resultados de las microsimulaciones de coeficientes y elección de colegio por decil de puntaje

	Efecto Total y por decil (β y λ)				Cambios solo en:	
	Total	2	5	9	Públicos	Privados
PISA Matemática 2003	422.20	318.07	410.99	523.25		
PISA Matemática 2006	426.80	325.26	417.46	523.09		
Diferencia total PISA Matemática	4.60	7.19	6.47	-0.16		
Variables estudiante	-38.11	-30.20	-37.02	-45.57	-22.10	-16.03
Genero (mujer=1)	-2.75	-3.36	-3.10	-1.97	-2.80	0.02
Tercer grado	-2.45	-3.79	-2.61	-1.64	-1.25	-1.22
Cuarto grado	-23.96	-13.23	-24.14	-34.17	-10.42	-13.57
Quinto grado	-3.50	-1.05	-3.45	-6.01	-1.91	-1.62
Retraso	-5.08	-11.66	-4.36	-0.48	-4.91	-0.19
Índice Socioeconómico y Cultural	-0.51	-1.55	-0.82	0.80	-0.95	0.41
Variables centro	-9.40	-7.05	-9.04	-11.63	-6.21	-3.22
Efecto par (ISEC)	1.18	-0.87	0.33	3.59	-0.60	1.76
Tamaño colegio	-4.18	-3.73	-4.59	-4.26	-4.16	-0.04
Alumnos por profesor	0.73	-0.44	0.22	2.15	-0.53	1.23
Escasez materiales educativos	3.53	2.48	3.30	4.67	2.07	1.44
Escasez profesores matemática	-5.41	-5.14	-5.38	-5.74	-4.55	-0.89
Porcentaje de profesores titulados	-7.38	-1.98	-5.32	-12.87	0.31	-7.72
Montevideo y área metropolitana	1.72	0.78	1.36	2.62	0.72	0.97
Rural	0.22	0.64	0.20	-0.04	0.34	-0.15
Variables institucionales	-0.28	-0.31	-0.38	-0.10	-0.41	0.10
Selectividad	-0.28	-0.31	-0.38	-0.10	-0.41	0.10
Constante	54.74	45.41	50.15	67.46	37.14	17.57
Variables estudiante y centro	-47.74	-38.86	-46.85	-56.06	-28.67	-19.09
Variables estudiante e institucionales	-38.37	-30.32	-37.34	-45.84	-22.49	-15.91
Variables centro e institucionales	-9.66	-7.32	-9.33	-11.70	-6.60	-3.09
Todas las variables	-47.74	-38.86	-46.85	-56.06	-28.67	-19.09
Variables y constante	7.03	11.95	6.97	2.92	8.50	-1.49

Cuadro A. 10: Resultados de las microsimulaciones de coeficientes y características por decil de puntaje

	Efecto Total y por decil (X y β)				Cambios solo en:	
	Total	2	5	9	Públicos	Privados
PISA Matemática 2003	422.20	318.07	410.99	523.25		
PISA Matemática 2006	426.80	325.26	417.46	523.09		
Diferencia total PISA Matemática	4.60	7.19	6.47	-0.16		
VARIABLES ESTUDIANTE	-31.13	-14.30	-29.98	-45.64	-17.38	-13.75
Genero (mujer=1)	-5.28	-0.34	-7.23	-7.74	-5.35	0.07
Tercer grado	-4.19	-7.71	-4.67	-1.85	-3.00	-1.19
Cuarto grado	-13.23	-7.03	-16.60	-18.24	-1.60	-11.63
Quinto grado	-3.97	-1.61	-4.15	-6.33	-2.57	-1.40
Retraso	-3.77	-3.91	-4.08	-2.61	-3.60	-0.17
Índice Socioeconómico y Cultural	-0.69	-2.57	-1.23	1.42	-1.26	0.58
VARIABLES CENTRO	-4.77	-5.89	-4.57	-3.40	-3.13	-1.64
Efecto par (ISEC)	1.78	-2.14	0.57	6.24	-0.89	2.67
Tamaño colegio	-3.85	-3.59	-4.24	-3.86	-3.83	-0.02
Alumnos por profesor	0.76	-0.26	0.28	2.10	-0.34	1.09
Escasez materiales educativos	3.88	2.63	3.50	5.18	2.63	1.25
Escasez profesores matemática	-4.97	-4.71	-5.02	-5.17	-4.28	-0.69
Porcentaje de profesores titulados	-4.65	0.33	-2.80	-9.75	2.12	-6.77
Montevideo y área metropolitana	1.98	0.40	1.78	3.63	1.08	0.90
Rural	0.30	0.60	0.30	0.28	0.37	-0.07
VARIABLES INSTITUCIONALES	-0.36	-0.10	-0.49	-0.21	-0.42	0.06
Selectividad	-0.36	-0.10	-0.49	-0.21	-0.42	0.06
CONSTANTE	53.36	45.28	48.93	64.49	38.16	15.20
VARIABLES ESTUDIANTE Y CENTRO	-35.89	-20.47	-33.55	-48.77	-20.50	-15.39
VARIABLES ESTUDIANTE E INSTITUCIONALES	-31.48	-14.54	-30.13	-46.08	-17.80	-13.69
VARIABLES CENTRO E INSTITUCIONALES	-5.13	-5.99	-5.12	-3.70	-3.55	-1.58
TODAS LAS VARIABLES	-36.25	-20.82	-33.78	-49.24	-20.92	-15.33
VARIABLES Y CONSTANTE	17.11	29.57	17.45	7.67	17.23	-0.12

Cuadro A. 11: Resultados de las microsimulaciones de coeficientes, características y elección de colegio por decil de puntaje

	Efecto Total y por decil (X, Z, β y λ)				Cambios solo en:	
	Total	2	5	9	Públicos	Privados
PISA Matemática 2003	422.20	318.07	410.99	523.25		
PISA Matemática 2006	426.80	325.26	417.46	523.09		
Diferencia total PISA Matemática	4.60	7.19	6.47	-0.16		
VARIABLES ESTUDIANTE	-32.62	-18.28	-29.99	-46.48	-14.38	-18.29
Genero (mujer=1)	-5.18	-0.28	-7.06	-7.30	-5.28	0.04
Tercer grado	-4.60	-8.56	-4.93	-1.92	-3.06	-1.59
Cuarto grado	-15.66	-8.77	-18.88	-21.58	-0.84	-14.87
Quinto grado	-4.30	-1.40	-4.54	-6.81	-2.16	-2.20
Retraso	-3.01	-6.62	-2.48	-0.26	-2.80	-0.26
Índice Socioeconómico y Cultural	-0.14	-2.26	-0.33	1.84	-0.50	0.31
VARIABLES CENTRO	-3.44	-5.24	-3.29	-1.54	-2.83	-0.66
Efecto par (ISEC)	3.56	-1.51	1.89	9.23	-0.81	4.32
Tamaño colegio	-3.74	-3.63	-4.14	-3.53	-3.68	-0.11
Alumnos por profesor	1.08	-0.30	0.46	2.86	-0.36	1.39
Escasez materiales educativos	4.87	2.92	4.42	7.07	2.44	2.38
Escasez profesores matemática	-5.21	-4.90	-5.13	-5.47	-4.13	-1.13
Porcentaje de profesores titulados	-6.50	-0.61	-4.52	-12.40	2.15	-8.70
Montevideo y área metropolitana	1.95	0.38	1.73	3.52	0.89	1.00
Rural	0.17	0.44	0.13	0.02	0.30	-0.19
VARIABLES INSTITUCIONALES	-0.33	-0.15	-0.45	0.16	-0.47	0.09
Selectividad	-0.33	-0.15	-0.45	0.16	-0.47	0.09
CONSTANTE	56.08	45.61	50.89	70.64	36.17	19.86
VARIABLES ESTUDIANTE Y CENTRO	-36.00	-23.88	-32.33	-48.11	-17.15	-18.90
VARIABLES ESTUDIANTE E INSTITUCIONALES	-32.89	-18.49	-30.34	-46.89	-14.79	-18.15
VARIABLES CENTRO E INSTITUCIONALES	-3.71	-5.42	-3.70	-1.85	-3.24	-0.52
Todas las variables	-36.27	-24.16	-32.76	-48.49	-17.57	-18.76
VARIABLES Y CONSTANTE	19.86	27.93	21.86	12.52	18.65	1.15